

ARU SEARCH

Revista de
Investigación Aplicada
de Economía Social
y Desarrollo
N° 1

diciembre 2022

► **Empoderamiento materno:**

*¿Un índice para comprender
la desnutrición infantil
en Bolivia?*

Lucila Aguilar Corrales

► **Balance de poder dentro del hogar
y bienestar infantil en Bolivia:**

*Relación entre años de educación
de los jefes de hogar y
la escolarización y trabajo
de los hijos*

Gilmar Enrique Belzu Rodríguez

► **Análisis del Sistema Integral de
Pensiones en Bolivia:**

Una década después
Fabián Calderón

► **Productividad agraria en Bolivia:**
*Evaluación de impacto del crédito y
asistencia técnica mediante
Propensity Score Matching.*

Ana Lucía Clavijo Martínez

► **¿Mujeres en suelos pegajosos?**

*Un análisis de la evolución de
distribuciones de ingresos
laborales en Bolivia en el
período 2011-2019*

Sergio Andrés Garbay Flores y
Raquel Barrera Sardán

► **Protección social y los efectos
del trabajo infantil en Bolivia**

Nicole Medinacelli Terán

► **Desajuste educativo en el
Mercado Laboral Boliviano**

Varinia Tarqui



Revista de

Investigación Aplicada de Economía Social y Desarrollo

Año 1, Vol. 1, N°1

Editor: Álvaro Chirino Gutiérrez, Universidad Mayor de San Andrés, Fundación Aru.

Co-editora: Stefany Peducassé Saucedo, Oficial de Comunicación, Fundación Aru.

Diseño: Martín Tito Velarde, Diseñador gráfico, Fundación Aru.

Consejo editorial interno:

Wilson Jiménez Pozo, Director de Investigación, Fundación Aru.

Miguel Vera Laguna, Investigador Senior, Fundación Aru.

Ernesto Yáñez Aguilar, Investigador Senior, Fundación Aru.

Carola Tito Velarde, Investigadora Senior, Fundación Aru.

Natalia Peres Martins, Investigadora Senior, Fundación Aru.

Aida Ferreyra Villarroel, Investigadora Senior, Fundación Aru.

Paul Villarroel Vía, Investigador Senior, Fundación Aru.

Descargo de responsabilidad

Las declaraciones de hechos y opiniones en los artículos de Aru Search pertenecen a los respectivos autores y no a Fundación Aru. El lector debe hacer su propia evaluación en cuanto a la idoneidad o no de cualquier técnica o metodología descrita.

Objetivos y alcance

El cuaderno de investigación Aru Search es un recurso que presenta los documentos de investigación desarrollados principalmente por el equipo de investigadores de Fundación Aru. Estos documentos son desarrollados en el marco de la agenda de investigación institucional y financiados con fondos propios.

Aru Search es una publicación semestral y lo invita a estar pendiente a nuestros próximos números en <http://aru.org.bo/journalaru>

Depósito legal: 4-3-467-2022

Todos los derechos reservados

Sobre el cuaderno de investigación

Es una iniciativa de Fundación que busca compartir los documentos de investigación desarrollados por el equipo de investigación de Aru.

La Agencia de investigación de Aru es:

- Agenda macroeconómica
 - Política Fiscal
 - Subvenciones
 - Simulaciones y proyecciones económicas
- Agenda de Desarrollo Social
 - Pobreza
 - Empleo
 - Educación
 - Género
 - Dinámicas poblacionales
- Agenda de Economía Política
 - Cohesión Social
 - Justicia
 - Democracia e instituciones políticas
 - Sistema electoral
- Agenda de Desarrollo Rural y Medioambiente
 - Emprendedurismo social
 - Mercados
 - Urbanización
 - Cambio climático y sostenibilidad ambiental

Licencia: Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional (CC BY-NC-SA 4.0)



Esta licencia no permite un uso comercial de la obra original ni de las posibles obras derivadas. Además, la distribución de estas obras derivadas se debe hacer con una licencia igual a la que regula la obra original.

CONTENIDO

Presentación

Lucila Aguilar

Empoderamiento materno: ¿Un índice para comprender
la desnutrición infantil en Bolivia?..... 11

Gilmar Belzu

Balance de poder dentro del hogar y bienestar infantil en Bolivia:
Relación entre años de educación de los jefes de hogar y la escolarización
y trabajo de los hijos..... 73

Fabián Calderón

Análisis del Sistema Integral de Pensiones en Bolivia:
Una década después..... 105

Ana Clavijo

Productividad Agraria en Bolivia:
Evaluación del impacto del crédito y la asistencia técnica
mediante Propensity Score Matching..... 135

Sergio Garbay y Raquel Barrera

¿Mujeres en suelos pegajosos?:
Un análisis de las distribuciones de ingresos laborales en Bolivia
en el período 2011-2019..... 165

Nicole Medinacelli

Protección social y los efectos en el Trabajo infantil en Bolivia..... 211

Varinia Tarqui

Desajuste educativo en el Mercado Laboral Boliviano..... 245

PRESENTACIÓN

Al comenzar el tercer decenio del siglo XXI, Bolivia enfrenta enormes desafíos para mantener la estabilidad económica y social, impulsar el crecimiento económico con equidad y encontrar una senda hacia el desarrollo sostenible. Los impactos de la crisis política desde fines de 2019, las disrupciones provocadas por la pandemia de covid-19 y los efectos globales del conflicto bélico en Ucrania desatan alertas y la necesidad de proponer cambios radicales en varios aspectos, principalmente económicos e institucionales.

Un aspecto crucial para promover cambios institucionales y propuestas de política es la reflexión, análisis y diálogo a partir de la contribución académica, especialmente desde la investigación aplicada capaz de informar y guiar propuestas de política. Por supuesto, recientemente se detecta una creciente producción intelectual y reflexión de expertos de distintos ámbitos y centros de investigación en Bolivia.

En esta oportunidad, la Fundación Aru ofrece un conjunto de documentos producidos por investigadores jóvenes que abordan temas emergentes y estructurales de la economía boliviana. Este primer volumen de la Revista de investigación incluye el trabajo de Varinia Tarqui que, usando modelos de elección discreta, encuentra un “Desajuste educativo en el mercado laboral boliviano” reflejado en la presencia de mujeres, trabajadores indígenas y del sector terciario con menos educación que la exigida por los puestos de trabajo. A su vez, Sergio Garbay y Raquel Barrera recurren a estimaciones cuantílicas aplicadas a las encuestas de hogares de 2011 a 2019, para encontrar brechas de ingresos laborales entre hombres y mujeres que son heterogéneas a lo largo de la distribución de ingresos a las que denominan “Suelos pegajosos”.

Respecto a temas de género y familia, Lucila Aguilar construye un “índice de empoderamiento materno” que explica, en gran medida, las diferencias en la salud y nutrición de niñas y niños y contribuye a identificar acciones para mejorar el entorno familiar de la primera infancia. En la misma línea, Gilmar Belzu utiliza modelos teóricos de negociación y modelos multinomiales para estimar el “balance de poder en el hogar” que explica las diferencias en el bienestar infantil. Este documento demuestra una relación positiva entre mayor poder de las mujeres (madres) y resultados educativos de los niños y niñas, como también restringe la presencia de trabajo infantil. Relacionado con el mismo tema, Nicole Medinaceli analiza la relación entre las intervenciones de “Protección Social y los efectos en el Trabajo Infantil en Bolivia”, principalmente las transferencias monetarias como el Bono Juancito Pinto y el Bono Juana Azurduy.

En el ámbito de las pensiones, Fabian Calderón propone un enfoque histórico y estadístico en su artículo “Análisis del Sistema Integral de Pensiones en Bolivia” en el que identifica problemas del sistema integral de pensiones después de una década de aplicación, destacando los riesgos asociados a la insostenibilidad, baja cobertura y las consecuencias de la devolución de aportes.

Finalmente, Ana Lucía Clavijo implementa una evaluación de impacto usando puntajes de emparejamiento aplicados a la Encuesta Nacional Agropecuaria 2015. La autora encuentra una relación positiva entre el acceso al crédito y la productividad agrícola, mientras que el efecto de la asistencia técnica no es significativa con excepción de los cereales.

Con este aporte la Fundación Aru promueve la investigación independiente, plural y rigurosa, sobre todo útil para la reflexión y discusión de una nueva generación de políticas impulsada por una nueva generación de investigadores.

Wilson Jiménez Pozo
Director de Investigación de Fundación Aru

Empoderamiento materno: ¿Un índice para comprender la desnutrición infantil en Bolivia?*

*Lucila Aguilar***

Resumen:

En el documento se presenta la construcción de un índice de empoderamiento materno a partir de un análisis factorial con el método de componentes principales. En segundo lugar, se analiza si el mismo tiene un nexo con la desnutrición infantil en menores de 5 años en Bolivia, para ello se emplean como variables independientes los indicadores antropométricos: altura para la edad, peso para la edad y peso para la altura, así como la desnutrición por anemia. Para poder medir la asociación entre el índice de empoderamiento y las diferentes variables dependientes se emplean modelos logit y probit con la finalidad de dar confiabilidad a las estimaciones presentadas. Los resultados demuestran que existe una asociación inversa entre este índice y el indicador de desnutrición infantil de largo plazo: altura para la edad. Los resultados encontrados difieren según el área y región de residencia, en áreas rurales y en regiones del altiplano y los llanos la influencia del índice es mayor, pero no parece tener influencia alguna en la región de los valles. Por lo tanto, el estudio sugiere que para reducir niveles de desnutrición infantil puede ser necesario fomentar los diferentes componentes del índice como ser: la culminación de la secundaria completa y el acceso continuo a información, remarcar la violencia como un suceso que no debe ser permitido, fomentar a las futuras madres a tomar parte en las decisiones del hogar como personales y apoyar a las mujeres para su inserción en el mercado laboral.

Clasificación JEL: C250, C380, I120, I150, J160

Palabras clave: Empoderamiento materno, desnutrición infantil, análisis de componentes principales, análisis factorial.

* El contenido del presente documento es de responsabilidad de la autora y no compromete la opinión de Fundación ARU

** Agradecimientos a Álvaro Chirino y Sergio Garbay y por su colaboración al inicio de la presente investigación. Comentarios y sugerencias son bienvenidos a: laguilar@aru.org.bo

Abstract:

The document presents the construction of a maternal empowerment index based on a factor analysis using the principal components method. Secondly, it is analyzed whether the index has a link with child malnutrition in children under 5 years old in Bolivia, for which anthropometric indicators are used as independent variables: height for age, weight for age and weight for height, as well as malnutrition due to anemia. In order to measure the association between the empowerment index and the different dependent variables, logit and probit models are used to give reliability to the estimates presented. The results show that there is an inverse association between this index and the indicator of long-term child malnutrition: height for age. The results differ according to the area and region of residence, in rural areas and in the highlands and the plains the influence of the index is greater, but it does not seem to have any influence in the valleys. Therefore, the study suggests that in order to reduce the levels of child malnutrition, it may be necessary to promote the different components of the index, such as: completion of high school and continuous access to information, highlighting violence as an event that should not be allowed, encourage future mothers to take part in both household and personal decisions and support women for their insertion in the labor market.

Jel Classification: C250, C380, I120, I150, J160

Keywords: Maternal empowerment, child malnutrition, principal component analysis, factor analysis.

1. Introducción

La desnutrición infantil es uno de los desafíos que afrontan los países en vías de desarrollo o, también denominados, subdesarrollados. Como posibles y probables consecuencias de la desnutrición infantil se encuentran: el riesgo de contraer enfermedades y, por lo tanto, el incremento de la mortalidad infantil. Cerca de un tercio de los niños en edad pre-escolar sufren de malnutrición y alrededor de la mitad de ellos se encuentran en países subdesarrollados (UNICEF, 2016). Una de las principales razones por las cuales es necesario abordar el tema de desnutrición infantil es, principalmente, porque niños desnutridos son menos productivos en la edad adulta, ya sea a nivel físico o intelectual.

En esa línea, es importante puntualizar que la desnutrición infantil es altamente prevenible y, una amplia gama de estudios abordan las causas de la desnutrición y las formas de eliminarla. Los factores que afectan a los mismos pueden ser divididos en tres: inmediatos, subyacentes y básicos.

Dentro de los determinantes inmediatos se encuentran: (i) una ingesta dietética adecuada y, (ii) un mal estado de salud, de salud; por su parte, los determinantes subyacentes están influenciados por: (i) la inseguridad alimentaria, (ii) la falta de atención para madres e hijos y, (iii) un entorno de salud deficiente (viviendas deficientes, falta de acceso a agua potable e instalaciones sanitarias con descarga), por último, dentro de los determinantes básicos se encuentran: (i) la falta de disponibilidad de recursos y, (ii) la falta de instituciones sociales y políticas útiles.

Una creciente literatura que investiga la asociación del empoderamiento materno con el estado nutricional de los niños ha ido enfocándose en países en vías de desarrollo, en el entendido de que las madres son las que cuidan a sus hijos. Una falta de empoderamiento implica que las madres tienen una probabilidad menor de controlar los recursos del hogar, tienen un menor acceso a información sobre servicios de salud y se enfrentan a restricciones en el uso de su tiempo. Mujeres con un estatus bajo usualmente presentan una mala salud y baja autoestima que, puede afectar directamente en el peso de los niños al nacer y, en consecuencia, afectar su crecimiento de forma negativa.

En este estudio se analiza la relación entre el empoderamiento materno y el estado nutricional de niños(as) menores de 5 años de edad. El índice de empoderamiento materno contempla diferentes dimensiones que pueden ser medidas a nivel de hogares, por ejemplo, la capacidad de la mujer en la toma de decisiones del hogar o, a través de medidas indirectas como los años de educación, la condición de ocupación, entre otros. La investigación se enfoca en construir un índice que refleje el empoderamiento a través de las distintas dimensiones que lo componen, principalmente, porque estudios que abordan las dimensiones separadas no encontraron asociaciones significativas y, pese a existir estudios que encuentran relación entre el estado nutricional de los niños y el Índice de Empoderamiento de la Mujer en la Agricultura (WEAI, por sus siglas en inglés), el análisis se concentra en mujeres inmersas no solo en el medio rural sino también urbano, razón por la cual se considera pertinente la construcción de un índice alternativo.

2. Revisión de literatura

Dentro de la revisión de literatura se encontraron diversos estudios que abordan el nexo entre el empoderamiento materno y la desnutrición infantil, tal es el caso de (Sethuraman et al., 2006) cuya investigación aborda la relación entre el empoderamiento (variables consideradas: movilidad dentro de la comunidad, control de la madre sobre el suministro de alimentos, empleo e ingresos actuales de la

madre, posición de la madre en el hogar y participación en la toma de decisiones, empleo anterior de la madre, tipo de familia y movilidad alrededor de la comunidad, decisiones de la mujer, abuso psicológico y coacción sexual, hogar natal y distancia) y el estado nutricional materno sobre el estado nutricional de los niños entre 6 y 24 meses en comunidades rurales y tribales del sur de India, para la estimación emplea una regresión logística encontrando que variables biológicas explican la mayor varianza en el estado nutricional, seguido por la búsqueda de salud y las variables de empoderamiento; variables socio-económicas explican una menor cantidad de variabilidad, es decir, en el análisis presentado no se creó un índice sino más bien una estimación de efectos de variables separadas.

Por su parte, el análisis efectuado en Bangladés por (Bhagowalia et al. , 2012) revela la existencia de un enigma y es que pese al crecimiento de su economía en general es uno de los países donde las tasas de desnutrición infantil son más altas, esa situación conlleva a analizar si el papel que desempeña el empoderamiento en las mujeres tiene alguna relación con la desnutrición infantil. En ese sentido, los autores emplean como indicadores de empoderamiento: la movilidad, el poder de decisión y las actitudes hacia el abuso verbal y físico y, adicionalmente, como variable independiente la dotación materna. Para la estimación de efectos se utiliza un modelo logit que indica que un mayor grado de empoderamiento de la mujer como una mayor dotación materna están asociados con un mejor estado nutricional de los niños a largo plazo. El estudio, por su parte, también encuentra que actitudes hacia la violencia doméstica tienen un efecto sobre el retraso del crecimiento y que la participación en la toma de decisiones es una influencia importante en la diversidad dietética.

Por otro lado, el estudio de (Imai et al. , 2014) investiga si el empoderamiento materno, medido por el nivel educativo de la madre respecto al del padre, violencia doméstica y autonomía, están relacionados con el estado nutricional de niños menores de 5 años en India. Metodológicamente, se emplean diferentes técnicas, una regresión por cuantiles además de mínimos cuadrados ordinarios para estimar los coeficientes en diferentes puntos de la distribución condicional del estado nutricional en lugar de la media. Adicionalmente, se aplica la estimación de variables instrumentales para tener en cuenta endogeneidad de (i) el poder de negociación de las mujeres y (ii) el acceso a los planes de seguro de salud; además, se utilizan modelos de pseudopanel debido a la combinación de múltiples rondas de las encuestas de salud 1992-1993, 1998-1999 y 2005-2006. Llegando a concluir que en el corto plazo, la educación relativa de la madre se asocia con un mejor estado nutricional de los niños y, en el largo plazo, se muestran fuertes asociaciones entre las variables de empoderamiento de la mujer y un mejor estado nutricional de los niños.

Otro estudio que analiza variaciones regionales en la desnutrición infantil y la asociación con el empoderamiento materno en comunidades tribales de India es el de (Debnath y Bhattacharjee, 2016), empleando componentes principales para medir el empoderamiento con diferentes dominios: control sobre ingreso, autonomía en la toma de decisiones a nivel familiar y personal, respeto a la mujer y libertad de movimiento. Una regresión logística es empleada para la estimación de resultados encontrando una asociación inversa condicional entre la desnutrición infantil y el empoderamiento de la mujer, condicional en el sentido que el índice es eficaz cuando otros factores que supuestamente influyen en el estado nutricional son proactivos.

Pocos estudios respecto al empoderamiento de la mujer y su influencia en la desnutrición infantil fueron desarrollados en África subsahariana, el estudio en el distrito de Kalalé en el norte de Benín de (Alaofè et al. , 2017), toma en cuenta como dimensiones asociadas al empoderamiento la toma de decisiones, movilidad, seguridad económica, participación del hombre en trabajos del hogar, y dominios de grupos no familiares. Para la construcción del índice se empleó un análisis factorial exploratorio con el método de componentes principales y se realizó un análisis de regresión para estimar la asociación, tanto del índice compuesto como de sus diferentes dimensiones con los indicadores antropométricos, encontrando evidencia empírica que sugiere que esfuerzos para reducir la desnutrición en Benín pueden beneficiarse de iniciativas de empoderamiento que promuevan la confianza de las mujeres en sí mismas y la participación en la toma de decisiones.

La investigación de (Haroon, 2018) explora la relación entre el empoderamiento socio-económico de las madres sobre menores de 5 años en Pakistán. Para la medición del constructo se emplean componentes principales incorporando varias características de las madres como el logro educativo, la participación en la fuerza laboral, la participación en las decisiones del hogar, la propiedad de activos, la libertad de movimiento, las percepciones sobre la violencia doméstica y la exposición a medios de comunicación. Como parte de la estimación se emplea una regresión multivariante logística, encontrando que el índice construido es mucho más importante para determinar el estado nutricional de los niños que variables como la salud de las madres o la pobreza del hogar.

En el estudio de (Deutsch y Silber, 2019), evalúan el grado de empoderamiento de las mujeres a través de enfoques multidimensionales, con 5 dominios principales: toma de decisiones, violencia por parte del esposo o pareja, actitud de la mujer ante la violencia, información disponible y recursos materiales. Para cada dominio de empoderamiento se utiliza 3 diferentes métodos de agregación: análisis de correspondencia, la metodología de Alkire y Foster y el enfoque de conjuntos difusos.

El impacto del empoderamiento de la mujer en el estado nutricional de los niños se mide a partir de un MIMIC, pero los autores no llegan a una conclusión clara sobre el posible impacto del empoderamiento sobre el estado nutricional en las distintas regiones de Mozambique.

El análisis de (Jones et al. , 2019) tiene como países de estudio a Etiopía, Kenia, Ruanda, Tanzania y Uganda entre los años 2011 a 2016 y mide el empoderamiento a través de 3 dominios latentes: activos humanos/sociales, agencia intrínseca (actitudes sobre la violencia infligida por la pareja íntima) y agencia instrumental (influencia en las decisiones del hogar). Los autores emplean modelos de ecuaciones estructurales con constructos latentes para estimar la vía por la cual el empoderamiento influye en el estado nutricional de los niños encontrando que el empoderamiento de la mujer está asociado directa y positivamente con el índice de masa corporal de la madre y, el mismo, tiene una asociación directa y positiva con los indicadores antropométricos de menores de 5 años, por su parte, los activos y la agencia instrumental se asociaron con la anemia, por lo tanto, concluyen que mejorar el empoderamiento a través de la agencia intrínseca en África Oriental podría mejorar la nutrición infantil directamente.

El documento de (Shafiq et al. , 2019) investiga el efecto del empoderamiento de la mujer en el estado nutricional de los niños en Pakistán. Como variable dependiente se empleó el índice compuesto de fracaso antropométrico (CIAF, por sus siglas en inglés) para medir el estado nutricional de los niños; por su parte, entre los indicadores de empoderamiento se incluyeron: la educación de la madre, la situación laboral y la toma de decisiones en el hogar. Para la estimación de resultados los autores emplearon el método de regresión logística binaria mostrando, al igual que en otros estudios analizados que, indicadores como educación de la madre y su situación laboral tienen una relación negativa con la desnutrición infantil, e indicadores respecto a la toma de decisiones no tienen un efecto significativo sobre la desnutrición, situación que comprueba que no existió la construcción de un índice como tal, pero que distintas variables presentan asociación con los niveles de desnutrición infantil.

Análisis más recientes como el de (Essilfie et al. , 2020) investigan si el empoderamiento de la mujer, medido por los años de escolaridad de la madre con relación a los del padre, la presencia de violencia doméstica y la autonomía de la madre en la toma de decisiones, están relacionados con el estado nutricional de los niños en Ghana. Como técnicas de estimación se emplean mínimos cuadrados ordinarios y regresión de cuantiles, llegando a concluir que las variables detalladas con anterioridad están asociadas con el estado nutricional de niños con puntajes Z menores a -3 desviaciones estándar, es decir, el estudio remarca que las 3 variables

y, no un índice como tal, son un factor crítico para mejorar el estado nutricional de los menores de 5 años.

La investigación de (Hossain, 2020) examina la importancia del empoderamiento materno en la reducción de la prevalencia de desnutrición infantil en Bangladés, para medir el índice, compuesto por 4 cuatro variables: edad al primer matrimonio de la mujer, la razón de la edad de la mujer con respecto a la de su esposo, el nivel de educación y la situación laboral de la madre, se emplea un análisis factorial y, por su parte, para estimar el efecto se emplean modelos probit ordenados, encontrando que el empoderamiento es el tercer predictor de la desnutrición infantil, precedido por la herencia materna y las características de los niños.

Finalmente, dentro de la literatura revisada el estudio de (Yaya et al. , 2020) se realizó en 30 países de África subsahariana, donde se emplean indicadores de empoderamiento como: la toma de decisiones y la actitud hacia la violencia. Dos de las medidas de empoderamiento (actitudes hacia la violencia y experiencia de violencia) mostraron resultados positivos asociados con el estado nutricional infantil, mientras que el tercero (toma de decisiones) mostró asociación negativa. Concluyendo que el empoderamiento de la mujer está relacionado con el estado nutricional infantil, por lo tanto, políticas y programas destinados a reducir la desnutrición infantil deben incluir intervenciones diseñadas para empoderar a las mujeres en África subsahariana.

Dentro de la revisión de literatura se constata que existen diversos estudios que abordan la temática con diferentes formas y variables para construir el índice de empoderamiento materno y, a su vez con diversos métodos de estimación sobre diferentes indicadores para medir desnutrición infantil, pero principalmente, indicadores antropométricos, no obstante, las investigaciones, en su mayoría, no efectuaron, la construcción de un índice, se ciñeron a estimar las asociaciones de diferentes variables con la desnutrición infantil. Por último, es importante remarcar que no se encontraron estudios de esta índole a nivel de América Latina solo en África y Asia, es por dicha razón que el documento pretende ser un referente en la temática de la región.

3. Datos

Para analizar la relación existente entre el índice de empoderamiento materno y la desnutrición infantil, medida tanto con indicadores antropométricos como con la prevalencia de anemia, se emplean los datos que provienen de la Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDSA) 2016 que pone a disposición el Instituto Nacional

de Estadística (INE), particularmente, se emplearon las siguientes bases de datos:

- EDSA16_HOGAR.sav
- EDSA16_MUJER_ANTECEDENTES.sav
- EDSA16_PESO_TALLA_HEMOGLOBINA.sav
- EDSA16_VIVIENDA.sav

3.1. Variables de estudio

Para abordar de manera detallada las variables que intervienen en el estudio se hace una distinción entre las variables dependientes e independientes las cuales son desarrolladas con mayor detalle a continuación:

3.1.1. Variables dependientes

Existen tres indicadores estándar de crecimiento físico que describen el estado nutricional del niño(a): **altura para la edad** (retraso en el crecimiento), **peso para la altura** (emaciación), y **peso bajo para la edad** (debajo del peso apropiado). Estos tres indicadores son expresados en unidades de desviación estándar (puntajes Z) respecto a la mediana de la población de referencia.

- El indicador antropométrico de **talla o longitud**¹ para la edad. La altura baja para la edad es la expresión de una deficiencia crónica o prolongada de nutrientes que ha llegado a producir un retraso o enlentecimiento del crecimiento lineal y déficit del crecimiento acumulativo que representa los efectos a largo plazo de la desnutrición infantil y no depende de la ingesta dietética reciente. Niños cuya puntuación Z de altura para la edad está por debajo de 2 desviación estándar (-2 DE) de la mediana de la población de referencia son considerados bajos para su edad y padecen desnutrición crónica, y, niños por debajo de 3 desviaciones estándar (-3 DE) de la mediana de la población de referencia son considerados gravemente atrofiados en su crecimiento tomando como referencia los patrones de crecimiento de la OMS 2006 (WHO et al., 2010).
- El indicador antropométrico de **peso para la talla o longitud**. El peso bajo para la altura expresa una deficiencia aguda de nutrientes en la cual no ha habido tiempo para que la altura llegue a comprometerse; sin embargo, el peso disminuye. Dicho indicador describe el estado nutricional actual. Niños cuya puntuación Z se encuentra por debajo de -2 DE de la mediana de la población de referencia son considerados delgados para su altura y,

¹ El término "talla" es empleado cuando la medición es tomada a la persona que está de pie y, el término "longitud" es empleado cuando la medición es tomada a la persona que está recostada.

presentan desnutrición aguda severa aquellos niños cuya puntuación Z se encuentra por debajo de -3 DE. Por su parte, niños cuya puntuación Z se encuentra por encima de 2 DE son considerados obesos o con sobrepeso.

- El indicador antropométrico de **peso para la edad**. Es uno compuesto por altura para la edad y peso para la altura, por lo tanto, toma en cuenta una desnutrición pasada (crónica) o presente (aguda), por sí mismo, no tiene la capacidad de discriminar el tipo de desnutrición. El bajo peso para la edad también es conocido como “desnutrición global”. Presentan desnutrición aquellos niños cuya puntuación Z se encuentra por debajo de -2 DE de la mediana de la población de referencia.
- Además de los indicadores antropométricos, se estudiará si la **deficiencia de micronutrientes** tiene alguna relación con el empoderamiento materno. Para ello, se considera como medida proxy la deficiencia de hierro dado que es la principal causa de anemia y, es importante analizarla pues la misma es considerada por algunos autores como la desnutrición infantil “oculta” (Kogan et al., 2008). Para este indicador se toma en cuenta el nivel de concentración de hemoglobina en sangre, donde aquellos niños que tengan una concentración menor a 110 gramos por litro (g/l) presentan anemia. La OMS recomienda que dentro del análisis no se tomen en cuenta concentraciones de hemoglobina inferiores a 25 g/l ni mayores a 200 g/l. Adicionalmente, los requerimientos de hemoglobina, varían dependiendo de la altitud del lugar de residencia, por lo tanto, se efectúa el ajuste de acuerdo a la altura de los departamentos².

De manera que, se construyen cuatro variables dependientes dicotómicas bajo los criterios establecidos en el *Cuadro 1*, en consecuencia, se tendrán cuatro modelos para observar la asociación entre índice de empoderamiento materno y la desnutrición infantil:

2 El ajuste de las concentraciones de hemoglobina por la altitud del lugar de residencia se efectúa usando la siguiente fórmula desarrollada por el CDC:

$$Hb_{ajustada} = Hb_{no\ ajustada} + 0,32(altitud \times 0,0033) - 0,22(altitud \times 0,0033)^2$$

Donde: $Hb_{ajustada}$ es el ajuste de la concentración de hemoglobina por la altitud del lugar de residencia y $Hb_{no\ ajustada}$ es la concentración de hemoglobina sin considerar la altitud del lugar de residencia.

Cuadro 1
Variables dependientes: Desnutrición infantil

Nombre de la variable	Construcción del indicador
Desnutrición según altura para la edad	$\begin{cases} 1 & \text{Si } -6 \text{ DE} \leq _zlen < -2 \text{ DE} \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases}$
Desnutrición según peso para la altura	$\begin{cases} 1 & \text{Si } -5 \text{ DE} \leq _zwl < -2 \text{ DE} \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases}$
Desnutrición según peso para la edad	$\begin{cases} 1 & \text{Si } -6 \text{ DE} \leq _zwei < -2 \text{ DE} \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases}$
Desnutrición por anemia	$\begin{cases} 1 & \text{Si } 25 \text{ g/l} \leq _zane < 110 \text{ g/l} \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases}$

Fuente: Elaboración propia, 2021

Nota: Donde: $_zlen$ es la puntuación Z de altura para la edad, $_zwl$ es la puntuación Z de peso para la altura, $_zwei$ es la puntuación Z de peso para la edad, y $_zane$ es la concentración de hemoglobina en sangre en g/l. Los puntos de corte en los indicadores siguen los lineamientos propuestos por la OMS.

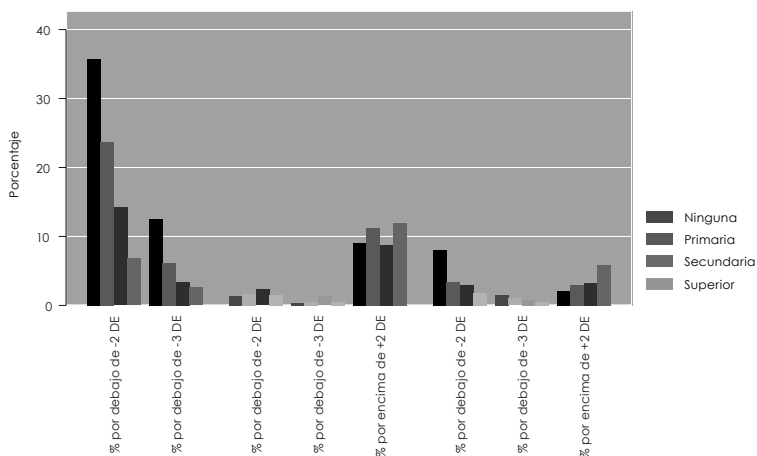
Cuadro 2
Distribución de la muestra

Variables	Niños ENDSA 2016	Niños con información completa	Niños a depurar	Cantidad de niños final	Observaciones
Desnutrición según peso para la altura	5726	5483	5452	4963	Sujero a información de otras variables
Desnutrición según la altura para la edad	5726	5483	5432	4944	Sujero a información de otras variables
Desnutrición según peso para la edad	5726	5483	5473	4981	Sujero a información de otras variables
Desnutrición por anemia	5726	1885	1658	1516	Sujero a información de otras variables

Fuente: Elaboración propia, 2021

Adicionalmente, se presenta la distribución de la muestra para las variables dependientes:

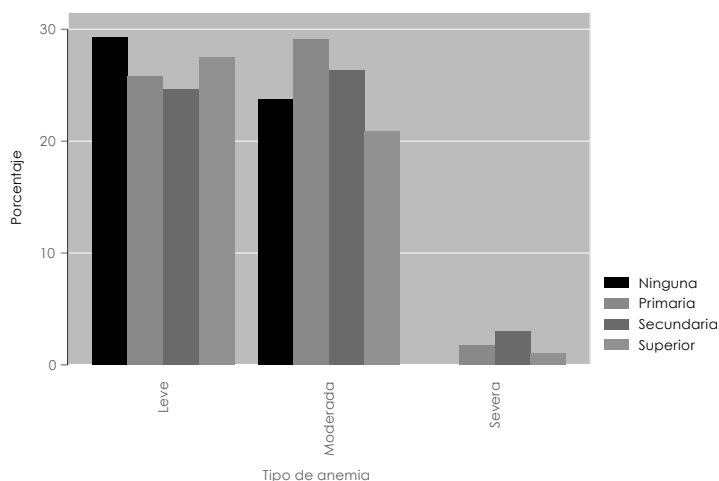
Figura 1. Porcentaje de menores de 5 años con malnutrición, según nivel educativo de la madre



Fuente: Elaboración propia con base en datos del Instituto Nacional de Estadística - ENDSA 2016

En las Figura 1 y Figura 2 se puede apreciar que el porcentaje de niños que presentan desnutrición o anemia es mayor cuando las madres no tienen estudios y a medida que la madre incrementa sus años de educación el porcentaje de niños que tienen menos de -2 DE en el puntaje Z desciende. Una situación particular sucede con los niveles de anemia y, es que a pesar de que el porcentaje de niños con anemia desciende cuando la madre tiene más años de educación la misma no logra reducirse de manera notoria como en el caso de los otros indicadores, incluso se encuentra un porcentaje por encima del 20 %. Se presenta el cruce con esta variable, principalmente, porque dentro de la revisión de literatura se señala que es una de las principales variables que influyen en la desnutrición infantil y, a su vez, es considerada en la medición del índice.

Figura 2. Porcentaje de menores de 5 años por tipo de anemia, según nivel educativo de la madre



Fuente: Elaboración propia con base en datos del Instituto Nacional de Estadística - ENDSA 2016

3.1.2. Variables independientes

Diversos estudios han abordado el índice de empoderamiento materno, no obstante, no existe un consenso en la medición del mismo, ni respecto a la metodología ni al conjunto de variables a empleados, debido a la ausencia de información, el estudio se concentra en la medición del mismo. En ese sentido, para la construcción del índice se emplea un análisis factorial con la finalidad de identificar variables latentes o "factores" que expliquen el patrón de correlación dentro de un conjunto de variables observables.

Particularmente dentro de los modelos de regresión se emplearán como variables independientes: características biológicas de la madre, medido por el índice de masa corporal; características de los niños menores de 5 años, como ser la edad (en meses) y el sexo; características del hogar, como el número de miembros que componen el hogar y el quintil de riqueza al que pertenece el niño o niña; características geográficas, como el área, región y departamento de residencia y, finalmente el índice de empoderamiento materno que aglutina 14 variables binarias detalladas en el *Cuadro 3*.

Cuadro 3
Variables para el índice de empoderamiento

Nombre de la variable	Construcción del indicador
Logro educativo de la madre	1 Si la madre tiene la secundaria completa o estudios superiores 0 e.o.c.
Violencia por salir de casa sin avisar	1 Si la mujer NO justifica agresiones, castigos o golpes por salir fuera de la casa sin avisar al esposo o pareja 0 e.o.c.
Violencia por desatención de niños	1 Si la mujer NO justifica agresiones, castigos o golpes por desatención de a los niños 0 e.o.c.
Violencia por discusiones	1 Si la mujer NO justifica agresiones, castigos o golpes por discusiones con el esposo o pareja 0 e.o.c.
Violencia por rehúso a tener relaciones sexuales	1 Si la madre NO justifica agresiones, castigos o golpes por rehúso a tener relaciones sexuales 0 e.o.c.
Violencia por desatención de obligaciones	1 Si la mujer NO justifica agresiones, castigos o golpes por descuido o desatención a sus obligaciones 0 e.o.c.
Madre ocupada	1 Si la mujer se encuentra ocupada 0 e.o.c.
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	1 Si la mujer o el esposo y la mujer u otro y la mujer deciden sobre el uso de ingresos generados por la mujer 0 e.o.c.
Poder de ingresos generados por la madre	1 Si la mujer gana más que el hombre o relativamente igual o si la mujer es la única fuente de ingresos 0 e.o.c.
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	1 Si la mujer o el esposo y la mujer u otro y la mujer tiene la última palabra respecto al cuidado de su salud 0 e.o.c.

Nombre de la variable	Construcción del indicador
Participación en decisión sobre compras caras	1 Si la mujer o el esposo y la mujer u otro y la mujer tiene la última palabra respecto a compras caras 0 e.o.c.
Participación en decisión sobre compras caras	1 Si la mujer NO justifica agresiones, castigos o golpes por discusiones con el esposo o pareja 0 e.o.c.
Participación en decisión sobre compras diarias	1 Si la mujer o el esposo y la mujer u otro y la mujer tiene la última palabra respecto a compras diarias 0 e.o.c.
Participación en decisión respecto a visitas	1 Si la mujer o el esposo y la mujer u otro y la mujer tiene la última palabra respecto a visitas a amigas o familia 0 e.o.c.
Exposición a internet y/o redes sociales	1 Si la mujer entra a internet y/o redes sociales todos los días, varios días o una vez a la semana 0 e.o.c.

Fuente: Elaboración propia, 2021

4. Metodología

El análisis factorial es un modelo matemático que intenta explicar la correlación entre un conjunto de variables en términos de un número pequeño de factores (variables no observables).

Sea x una variable aleatoria de orden $p \times 1$ con un vector de medias μ y matriz de covarianzas Σ , luego el modelo factorial se define como:

$$x = \mu + \Delta f + \epsilon \quad (1)$$

Donde: Δ es una matriz de orden $p \times k$ (fija), f es un vector de variables no observables (latentes) de orden $k \times 1$ (factores comunes), ϵ es un vector de variables no observables (errores) de orden $p \times 1$ (factores específicos). El modelo definido en (1) por cuestiones prácticas se restringe a un MODELO FACTORIAL ORTOGONAL donde los supuestos son:

$$E(f) = 0 \quad Cov(f) = I \quad E(\epsilon) = 0 \quad Cov(\epsilon) = \psi = diag(\psi_{11}, \psi_{22}, \dots, \psi_{pp}) \quad (2)$$

La validez del modelo k factorial puede ser expresada en términos de una condición sobre la matriz de covarianzas Σ (o sobre la matriz de correlaciones ρ), es decir:

$$\Sigma = \Delta\Delta' + \Psi \quad (3)$$

Donde:

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \dots & \sigma_{pp} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \dots & \lambda_{1k} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \dots & \lambda_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{p1} & \lambda_{p2} & \dots & \lambda_{pk} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \dots & \lambda_{p1} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \dots & \lambda_{p2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_{1k} & \lambda_{2k} & \dots & \lambda_{pk} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{11} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \psi_{22} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \psi_{pp} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Por tanto:

$$Var(x_i) = \sigma_{ii} = \lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2 + \dots + \lambda_{ik}^2 + \psi_{ii} = \sum_{j=1}^k \lambda_{ij}^2 + \psi_{ii} = h_i^2 + \psi_{ii} \quad \forall i = 1, 2, \dots, p$$

$$Cov(x_i, x_j) = \sigma_{ij} = \lambda_{i1}\lambda_{j1} + \lambda_{i2}\lambda_{j2} + \dots + \lambda_{ik}\lambda_{jk} = \sum_{t=1}^k \lambda_{it}\lambda_{jt} \quad (5)$$

Donde: h^2 es la varianza común y ψ_{ii} es la varianza específica. El modelo factorial considera a la Ecuación 3 una descomposición matricial más simple de Σ , sin embargo, las matrices Δ y Ψ generalmente son desconocidas y se recurren a métodos para poder estimarlas, entre estos destacan:

- Método de componentes principales
- Método del factor principal
- Método de máxima verosimilitud

En la presente investigación se considera el método de componentes principales dado que es un método ampliamente utilizado para la extracción de factores que, es la primera fase del análisis factorial exploratorio (Polit y Beck, 2008). De manera que, sea x una v.a. con vector de medias μ y matriz de covarianzas Σ , entonces:

$$\begin{aligned}
 Cov(x) = \Sigma &= \sum_{i=1}^p \lambda_i \gamma_i \gamma_i' = \lambda_1 \gamma_1 \gamma_1' + \lambda_2 \gamma_2 \gamma_2' + \dots + \lambda_p \gamma_p \gamma_p' \\
 &= (\sqrt{\lambda_1} \gamma_1)(\sqrt{\lambda_1} \gamma_1)' + (\sqrt{\lambda_2} \gamma_2)(\sqrt{\lambda_2} \gamma_2)' + \dots + (\sqrt{\lambda_p} \gamma_p)(\sqrt{\lambda_p} \gamma_p)' \\
 &= \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} \gamma_1 & \sqrt{\lambda_2} \gamma_2 & \dots & \sqrt{\lambda_p} \gamma_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (\sqrt{\lambda_1} \gamma_1)' \\ (\sqrt{\lambda_2} \gamma_2)' \\ \vdots \\ (\sqrt{\lambda_p} \gamma_p)' \end{bmatrix} \\
 &= LL'
 \end{aligned} \tag{6}$$

Luego: $\Sigma = LL' + \psi$ con $\psi = 0_{p \times p}$. No obstante en el análisis de componentes principales no se utilizan todas las componentes, se selecciona un conjunto de ellas, por lo tanto, si se consideran solo m componentes, se tendrá:

$$\Sigma = L_m L_m' + E_m \quad E_m = \Sigma - L_m L_m' \tag{7}$$

Empleando componentes principales:

$$\Sigma = L_m L_m' + \psi_m \quad \text{donde} \quad \psi_m = \text{diag}(\Sigma - L_m L_m') \tag{8}$$

Una vez estimada la matriz de cargas factoriales L_m , la misma puede ser rotada preservando las propiedades esenciales. El propósito de una rotación es construir una estructura más simple para la matriz de cargas factoriales para que de esta manera los factores puedan ser fácilmente interpretados. En relación una matriz T ortogonal, se elige a las matrices de rotación considerando que pueden existir rotaciones ortogonales y oblicuas. En una rotación ortogonal las comunales y especificidades no cambian solo cambia el eje de referencia en cambio en una rotación oblicua las hipótesis del modelo factorial ortogonal en algún momento ya no se cumplen. Por lo descrito, se opta por una rotación ortogonal VARIMAX.

Finalmente, una vez decidido el número de factores a retener se estiman los puntaje factoriales de manera que cada k-ésimo factor extraído es una combinación lineal de los indicadores observados:

$$\hat{f}_i = \hat{\Delta}(\hat{\Delta}' + \hat{\psi})^{-1}(x_i - \bar{x}) \quad (9)$$

Dichos coeficientes son estimados usando el método de regresión. El puntaje factorial fue calculado para cada individuo sustituyendo el valor de las x_{ij} . Para arribar a un índice los puntajes factoriales f_{jk} y sus pesos correspondientes (porcentaje de variabilidad explicada por cada factor) son utilizados. En ese sentido, el índice compuesto es desarrollado como una suma de puntajes ponderados para cada observación, el peso es el porcentaje de variación explicado por un determinado factor denotado como $W_j = (\lambda_j / \sum_{j=1}^m \lambda_j)$, por lo tanto, el índice para la j-ésima observación se tendrá:

$$H_j = \sum_{j=1}^m w_j * f_{ij} \quad (10)$$

Una vez computado el índice se aprecia que los índices pueden ser negativos o positivos de forma que para estandarizarlo en una escala de 0 a 100. El j-ésimo índice estandarizado para la madre será:

$$I_i = \frac{H_j - H_{\min}}{H_{\max} - H_{\min}}$$

4.2. Modelos de regresión

Dado que las 4 variables dependientes son binarias se emplearán modelos de regresión logit y probit en el estudio con la finalidad de dar mayor consistencia a los resultados presentados, principalmente, porque el estudio se centró en la construcción de un índice con variables observables que podrían explicar constructos no observables o variables latentes y, se analizarán los resultados en torno a los efectos marginales promedio para una mejor comprensión e interpretación de las correspondientes estimaciones.

4.2.1. Modelo de regresión logit

$$\pi_i = P(Y_i = 1 | EM_i, x_i) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 EM_i + \sum_{i=2}^k \beta_i X_i}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 EM_i + \sum_{i=2}^k \beta_i X_i}} \quad (11)$$

Cuyo efecto marginal será:
$$\frac{\partial \pi_i}{\partial EM} = \beta_1 \pi_i (1 - \pi_i)$$

4.2.2. Modelo de regresión probit

$$\pi_i = P(Y_i = 1 | EM_i, x_i) = \phi(\beta_0 + \beta_1 EM_i + \sum_{i=2}^k \beta_i X_i) \quad (12)$$

Cuyo efecto marginal será:
$$\frac{\partial \pi_i}{\partial EM} = \beta_1 \phi'(\cdot)$$

5. Resultados

5.1. Resultados del modelo factorial

La validez del análisis factorial fue probada con una matriz de correlaciones no singular, la prueba de esfericidad de Bartlett (identificando que las correlaciones entre las variables son significativas y diferentes de 0) y el coeficiente de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (hallando una intensidad alta en las correlaciones parciales de las variables empleadas para calcular el índice) que demuestra la factibilidad de aplicar un análisis factorial³. Adicionalmente, rotaciones VARIMAX fueron llevadas a cabo para minimizar la complejidad de los factores. Una de las virtudes de esta rotación es que la misma tiende a minimizar el número de indicadores que tienen una alta carga factorial en un solo factor, facilitando así la comprensión que cada factor tiene asociado a las diferentes variables⁴.

3 Los resultados de ambas pruebas pueden apreciarse en Anexo A para desagregaciones por área y región de residencia.

4 La visualización numérica de la asociación de cada variable con los diferentes factores se encuentran en Anexo B para desagregaciones por área y región de residencia.

Cuadro 4
Tests de variables de empoderamiento materno para análisis factorial

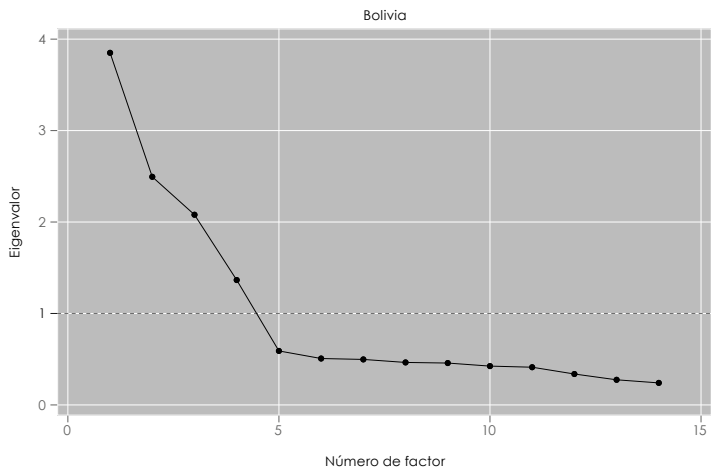
	Test Values
Cronbach's alpha	
Scale reliability coefficient	0.7081
Determinant of the correlation matrix	
Det	0.0030
Barlett test of sphericity	
Chi-square	2.83e+04
Degrees of freedom	91.0000
p-value	0.0000
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling	
Adequacy	
KMO	0.8080

Fuente: Elaboración propia, 2021

Uno de los objetivos principales tanto del análisis factorial como del análisis de componentes principales es reducir la dimensionalidad de los datos a un número pequeño de factores y componentes, respectivamente. En este documento se retienen 4 factores para las 14 variables presentadas en el *Cuadro 3*. La selección de la cantidad de factores a retener está basada en 3 criterios: (i) el criterio de Kaiser (eigenvalores mayores a la unidad), (ii) punto de inflexión en el gráfico de sedimentación (Figura 3), y (iii) la interpretabilidad de los factores⁵ (?). En ese sentido, los resultados del análisis factorial llevado a cabo a nivel Bolivia, áreas urbana y rural, regiones altiplánicas, valles y llanuras confirmaron 4 dominios subyacentes, los cuales, dependiendo de las diferentes corridas aglutinan alrededor o más del 70 % del total de la varianza explicada.

⁵ Para las desagregaciones según área y región consultar el Anexo B.

Figura 3. Scree-plot



Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 5
Análisis factorial

Modelo si rotación				
	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor 1	3.8503	1.3557	0.2750	0.2750
Factor 2	2.4946	0.4146	0.1782	0.4532
Factor 3	2.0800	0.7142	0.1486	0.6018
Factor 4	1.3658	0.7752	0.0976	0.6993
Factor 5	0.5906	0.0831	0.0422	0.7415
Factor 6	0.5075	0.0099	0.0363	0.7778
Factor 7	0.4976	0.0328	0.0355	0.8133
Factor 8	0.4648	0.0068	0.0332	0.8465
Factor 9	0.4580	0.0334	0.0327	0.8792
Factor 10	0.4246	0.0122	0.0303	0.9096
Factor 11	0.4123	0.0743	0.0295	0.9390
Factor 12	0.3381	0.0632	0.0241	0.9632
Factor 13	0.2749	0.0339	0.0196	0.9828
Factor 14	0.2410	.	0.0172	1.0000

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 6
Análisis factorial

	Cargas factoriales y especificaciones				
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Uniqueness
Logro educativo de la madre	0.2468	0.2485	0.1495	0.7779	0.2499
Exposición a Internet y/o redes sociales	0.2175	0.2570	0.1378	0.7884	0.2461
Madre ocupada	0.1300	0.5149	0.6599	-0.1776	0.2509
Poder de ingresos generados por la madre	0.0738	0.4246	0.6161	-0.1430	0.4143
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.1377	0.5435	0.6906	-0.2081	0.1653
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.4360	0.5216	-0.4387	-0.0776	0.3394
Participación en decisión sobre compras caras	0.4225	0.5335	-0.3854	-0.0592	0.3847
Participación en decisión sobre compras diarias	0.4580	0.5287	-0.3877	-0.1303	0.3433
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.4743	0.5148	-0.4323	-0.0903	0.3150
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.7411	-0.3210	0.1038	-0.0362	0.3357
Violencia por desatención de niños	0.7422	-0.3428	0.1069	-0.0065	0.3202
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Uniqueness
Violencia por discusiones con pareja	0.7852	-0.3437	0.1261	-0.0337	0.2484
Violencia por rehúso a tener relaciones sexuales con pareja	0.7865	-0.2912	0.1379	-0.0770	0.2717
Violencia por desatención de obligaciones	0.7499	-0.3179	0.1064	-0.0282	0.3245

+Para la estimación se empleó el método de componentes principales

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 7
Cargas factoriales rotadas

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Logro educativo de la madre	0.0734	0.0766	0.0761	0.8562
Exposición a Internet y/o redes sociales	0.0413	0.0738	0.0658	0.8616
Madre ocupada	0.0083	0.0557	0.8617	0.0585
Poder de ingresos generados por la madre	-0.0093	-0.0108	0.7631	0.0560
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.0095	0.0655	0.9103	0.0414
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.0638	0.8086	0.0011	0.0521
Participación en decisión sobre compras caras	0.0551	0.7774	0.0436	0.0774
Participación en decisión sobre compras diarias	0.0925	0.8026	0.0613	0.0142

Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.1022	0.8200	0.0097	0.0456
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.8111	0.0737	-0.0077	0.0302
Violencia por desatención de niños	0.8206	0.0534	-0.0247	0.0543
Violencia por discusiones con pareja	0.8636	0.0658	0.0015	0.0379
Violencia por rechazo a tener relaciones sexuales con pareja	0.8458	0.1012	0.0508	0.0103
Violencia por desatención de obligaciones	0.8172	0.0771	-0.0051	0.0403

Fuente: Elaboración propia, 2021

En general, los dominios identificados en el índice de empoderamiento son: acceso a información y educación (explica a las variables: logro educativo y acceso a internet y/o redes sociales), empleo e ingresos (variables explicadas: madre ocupada, participación en decisión sobre ingresos por la madre, poder de ingresos generados por la madre), participación en la toma de decisiones (explica a las variables: participación en decisiones sobre cuidado de salud de la madre, compras caras, compras diarias, visitas a amigas y/o familiares) y actitudes hacia la violencia doméstica (variables explicadas: violencia por salir de casa sin avisar, desatención de niños, discusiones, rechazo a tener relaciones sexuales, desatención de obligaciones).

Como es común y la construcción de cualquier índice lo demanda, cada dominio debe tener una ponderación, para ello, una vez rotada la matriz de cargas factoriales se toman en cuenta las ponderaciones que el análisis factorial le asigna a cada factor, en todos los casos, el primer factor tiene una ponderación mayor por ser el que explica el mayor porcentaje de la varianza, y el último factor tiene una ponderación relativamente menor al resto de los factores. Dichas ponderaciones difieren respecto a cada desagregación.

Una vez definidos los 4 factores, es importante evaluar la consistencia interna, nuevamente se emplea el alfa de Cronbach para evaluarla, pero esta vez dentro de cada factor y se obtienen valores superiores a 0.80 en los primeros 3 factores y un alfa superior a 0.65 en el caso del último factor (Cuadro 8). Finalmente, una vez culminadas las etapas de consistencia, se estiman los puntajes factoriales y se construye lo que se denominó a lo largo del documento como el: índice de empoderamiento materno y no de la mujer, porque a lo largo del análisis únicamente se consideran a madres con la presencia de niños menores de 5 años en su hogar.

Cuadro 8
Consistencia interna

	Alpha values
Factor 1	0.8868
Factor 2	0.8151
Factor 3	0.8026
Factor 4	0.6702

Fuente: Elaboración propia, 2021

En primera instancia se presentan métricas iniciales que corroboran la aplicabilidad de un análisis factorial para la construcción del índice de empoderamiento materno, en ese sentido, se puede apreciar en el alpha de Cronbach alcanza un valor superior a 0.70 que es un valor aceptable y que indica consistencia en las variables empleadas para medir el índice, por su parte, el índice de KMO alcanza un valor de 0.80 que implica una buena adecuación de las variables para la realización de un análisis factorial.

5.2. Resultados a nivel Bolivia

Respecto a los resultados principales, de acuerdo con los modelos logit y probit el grado de asociación entre el índice de empoderamiento materno y el indicador antropométrico de altura para la edad oscila entre 17 y 18 % indicando que a medida que el índice de empoderamiento materno es mayor la probabilidad de desnutrición en un niño(a) de 5 años o menos es menor. Esta asociación es mucho mayor a la que representa el tamaño de hogar, pero no es mayor a la asociación que se presenta con los quintiles de riqueza 4 y 5, indicando que niños cuyo nivel de riqueza se encuentra entre los quintiles más altos tienen una menor probabilidad de presentar rezagos en su crecimiento lineal, sin embargo, en quintiles de riqueza más pobres se resalta que el empoderamiento materno tiene una influencia mayor.

Para el resto de los indicadores antropométricos y la prevalencia de anemia no se encuentran resultados significativos. Es de esperar que en el indicador de peso para la edad no se encuentren resultados estadísticamente significativos porque es un indicador que mide la desnutrición aguda en un corto plazo, dicha situación no ocurría con el indicador anterior dado que el mismo evalúa los efectos de la desnutrición en un largo plazo. En el caso de la prevalencia de anemia, un factor clave que puede influir de manera decisiva es el tamaño de la muestra; la disponibilidad de información y los criterios de la OMS tomados en cuenta en este análisis hacen que

el modelado sea efectuado con una población menor a la disponible, conllevando a concluir que los resultados respecto a este indicador deben ser leídos solo de forma referencial.

Cuadro 9
Estimación de resultados con regresión logit

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
índice	-0.1749***	-0.03406	0.009936	-0.007914
Empoderamiento	(-3.52)	(-1.44)	(0.55)	(-0.07)
Características madre:	-0.001923	-0.001568*	-0.00005620	-0.002946
IMC madre	(-1.45)	(-2.18)	(-0.11)	(-0.91)
Características niño:	-0.006357	-0.01105	-0.008071	-0.04700
Sexo niño = 2	(-0.58)	(-1.89)	(-1.74)	(-1.73)
Edad niño	-0.0001125	-0.0003480	-0.0002648	-0.007818***
	(-0.26)	(-1.94)	(-1.82)	(-9.97)
Características hogar:	0.01398***	0.0003368	-0.002385	0.001727
Tamaño del hogar	(4.38)	(0.20)	(-1.42)	(0.17)
Quintil de riqueza = 2	-0.05326*	-0.004002	0.01256	-0.01852
	(-2.04)	(-0.34)	(1.40)	(-0.29)
Quintil de riqueza = 3	-0.1140***	-0.01024	0.001632	-0.04687
	(-4.12)	(-0.90)	(0.22)	(-0.66)
Quintil de riqueza = 4	-0.1641***	-0.02256	-0.0007533	-0.05695
	(-6.06)	(-1.77)	(-0.09)	(-0.68)
Quintil de riqueza = 5	-0.1884***	-0.01623	0.002367	-0.08735
	(-6.73)	(-1.17)	(0.27)	(-1.05)
Características geográficas: La Paz	-0.04975	0.004416	-0.01283	0.2068**
	(-1.74)	(0.30)	(-1.20)	(3.14)
Cochabamba	-0.07820**	-0.005199	-0.006963	-0.08126
	(-2.79)	(-0.37)	(-0.64)	(-1.22)
Oruro	-0.002140	0.005411	-0.002541	0.1179
	(-0.06)	(0.33)	(-0.20)	(1.54)
Potosí	-0.002148	0.007846	0.001162	0.2627***
	(-0.08)	(0.57)	(0.09)	(4.13)
Tarija	-0.03267	0.01067	-0.01417	-0.05548
	(-0.94)	(0.55)	(-1.14)	(-0.71)
Santa Cruz	-0.1333***	-0.007774	-0.003929	-0.08911
	(-5.01)	(-0.55)	(-0.36)	(-1.32)

Beni	-0.1219*** (-4.12)	-0.01463 (-1.13)	-0.02262* (-2.29)	-0.1315 (-1.84)
Pando	-0.07923* (-2.00)	-0.01385 (-0.98)	-0.01088 (-0.92)	0.05257 (0.70)
Rural	-0.03382* (-2.17)	-0.001475 (-0.21)	-0.003387 (-0.72)	0.04545 (0.99)
Observations	4913	4950	4931	1510

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fuente: Elaboración propia, 2021.

Por otra parte, el análisis efectuado a nivel de áreas es consistente con los resultados presentados a nivel nacional, es decir, para el primer indicador antropométrico, se encuentran resultados significativos, no obstante, la asociación o el grado de influencia es relativamente diferente entre estos grupos, mientras que en el área urbana la influencia es de 16 % negativo, en áreas rurales esta asociación es de 24 % negativo, resaltando que el índice de empoderamiento tiene un efecto mayor en la desnutrición infantil rural. Finalmente, cuando el análisis es efectuado a nivel de regiones, los resultados revelan que el índice de empoderamiento no tiene asociación alguna con los niveles de desnutrición en menores de 5 años que residen en regiones del valle, no obstante, los efectos marginales muestran que el índice tiene una fuerte asociación en la región de los llanos no solo en la altura para la edad sino también en el peso para la edad (25 % y 7 %, respectivamente) dicha asociación es relativamente inferior en la región del altiplano donde los resultados son significativos para la altura para la edad (20 %).

Cuadro 10
Estimación de resultados con regresión probit

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
índice	-0.1829***	-0.03196	0.001016	-0.009563
Empoderamiento	(-3.64)	(-1.39)	(0.57)	(-0.08)
Características madre:	-0.001658	-0.001489*	-0.00005230	-0.002940
IMC madre	(-1.26)	(-2.18)	(-0.10)	(-0.92)
Características niño:	-0.006764	-0.01080	-0.007929	-0.04552
Sexo niño = 2	(-0.60)	(-1.85)	(-1.76)	(-1.68)
Edad niño	-0.0002198	-0.0003549*	-0.0002590	-0.007776***
	(-0.51)	(-2.09)	(-1.94)	(-9.90)

Características hogar:	0.01428***	0.0004071	-0.002187	0.001848
Tamaño del hogar	(4.29)	(0.24)	(-1.41)	(0.18)
Quintil de riqueza = 2	-0.05497*	-0.004576	0.01234	-0.01967
	(-2.13)	(-0.38)	(1.40)	(-0.32)
Quintil de riqueza = 3	-0.1180***	-0.01109	0.001130	-0.04430
	(-4.39)	(-0.94)	(0.15)	(-0.64)
Quintil de riqueza = 4	-0.1671***	-0.02361	-0.001683	-0.05589
	(-6.27)	(-1.77)	(-0.19)	(-0.68)
Quintil de riqueza = 5	-0.1912***	-0.01782	0.001304	-0.08626
	(-6.90)	(-1.25)	(0.15)	(-1.04)
Características geográficas: La Paz	-0.05365	0.003813	-0.01135	0.2078**
	(-1.86)	(0.26)	(-1.14)	(3.15)
Cochabamba	-0.08449**	-0.005186	-0.005580	-0.08256
	(-3.00)	(-0.37)	(-0.55)	(-1.24)
Oruro	-0.007450	0.004523	-0.001328	0.1140
	(-0.21)	(0.28)	(-0.11)	(1.49)
Potosí	-0.006849	0.007011	0.002163	0.2554***
	(-0.24)	(0.50)	(0.19)	(4.01)
Tarija	-0.03649	0.01139	-0.01209	-0.05457
	(-1.06)	(0.60)	(-1.00)	(-0.71)
Santa Cruz	-0.1395***	-0.008150	-0.002326	-0.08945
	(-5.32)	(-0.58)	(-0.23)	(-1.32)
Beni	-0.1280***	-0.01477	-0.02119*	-0.1340
	(-4.27)	(-1.12)	(-2.31)	(-1.87)
Pando	-0.08218*	-0.01433	-0.009498	0.05623
	(-2.05)	(-0.99)	(-0.85)	(0.74)
Rural	-0.03591*	-0.002638	-0.003856	0.04506
	(-2.30)	(-0.37)	(-0.80)	(0.98)
Observations	4913	4950	4931	1510

† statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Fuente: Elaboración propia, 2021.

6. Conclusiones y recomendaciones

6.1. Conclusiones

En este documento, se realiza la construcción de un índice de empoderamiento materno a través de un análisis factorial que conlleva a la retención de 4 factores que explican alrededor del 70 % de la variabilidad producida por las 14 variables

consideradas referentes a: violencia, empleo e ingresos, participación/autonomía en la toma de decisiones y logro educativo y exposición a internet y/o redes sociales. Una vez construido dicho índice se efectúan modelos de regresión logit y probit para explorar la relación entre el índice (y otras variables como ser: características de la madre, del hogar, del niño(a) y del área y región de residencia) sobre el estado nutricional del niño(a) menor de 5 años empleando como fuente principal de información la ENDSA 2016.

En el estudio se puede constatar que niños cuyas madres tienen un índice de empoderamiento más alto, ya sea porque no justifican violencia de ningún tipo, se encuentran ocupadas y/o contribuyen con ingresos al hogar, tienen voz en la toma de decisiones tanto a nivel del hogar como a nivel personal, concluyeron al menos la secundaria de forma completa y/o están expuestas a fuentes de información como internet, tienen una probabilidad mayor de presentar un mejor estado nutricional, por lo menos respecto al indicador que mide la altura para la edad que, es una expresión de una deficiencia crónica o prolongada de nutrientes que llega a producir un retraso del crecimiento lineal y no depende de la ingesta dietética reciente.

La investigación no arriba a resultados significativos respecto al resto de los indicadores antropométricos ni al indicador de prevalencia de anemia, principalmente, porque los mismos reflejan el estado nutricional del niño de corto plazo, es decir, que están ligados a una disminución en la ingesta de nutrientes recientes, conllevando a resultados no significativos. Particularmente, en el caso de la anemia, los resultados no demuestran una asociación entre la anemia en menores de 5 años y el índice de empoderamiento que, se arguyen, en primera instancia, al tamaño reducido de la muestra, dado que existía ausencia de información y, además, se realizaron depuraciones de acuerdo a los lineamientos de la OMS, por lo tanto, dichos resultados deben ser leídos como referenciales únicamente.

Desagregaciones respecto al área de residencia, permiten notar que el índice tiene una asociación mayor con la desnutrición infantil a nivel rural que urbano. Por su parte, las desagregaciones a nivel de regiones resultan más interesantes, pues el componente de empoderamiento tiene incidencia en el altiplano y los llanos, pero no en la región de los valles. Asimismo, los resultados regionales, demuestran que el empoderamiento tiene asociación con el indicador antropométrico peso para la edad en los llanos.

Dado el alto índice de violencia doméstica en Bolivia, agudizado por la pandemia de COVID19, el estudio da luces para indagar con mayor precisión si el grado en que la experiencia y/o la aceptación de actitudes de violencia hacia las mujeres tiene

efectos en los resultados nutricionales en menores de 5 años, pues la construcción del análisis factorial y su correspondiente ponderación, indican que es el primer dominio el que explica el componente de violencia y, además, es el que tiene un peso más alto en el constructo.

En conclusión, los resultados encontrados sugieren que una reducción de la desnutrición infantil puede lograrse con iniciativas de empoderamiento, es decir, medidas/proyectos que promuevan la confianza de las mujeres (futuras madres) en sí mismas y el poder/participación en la toma de decisiones, la culminación de estudios secundarios y el acceso a empleo, pero, principalmente, de políticas y programas que buscan empoderar a mujeres para mejorar la nutrición de ellas y las de sus hijos. Por su parte, los resultados no significativos sugieren que investigaciones longitudinales, o incluso cualitativas, puede proporcionar una mejor comprensión de la asociación entre el empoderamiento materno y la desnutrición infantil de corto plazo.

6.2. Recomendaciones y limitaciones.

Las recomendaciones que se desprenden de este estudio están estrechamente ligadas a las limitaciones que tiene el mismo, en ese sentido:

- En general, los resultados encontrados en este documento resaltan la importancia de la educación, la exposición a internet, la autonomía/participación en decisiones del hogar y personales así como la violencia como factores que están asociados con una mejora nutricional en los niños(as) menores de 5 años. No obstante, la falta de información para aquellas madres que no tienen pareja hace que se empleen fuertes supuestos concernientes a variables de autonomía/participación y violencia con la finalidad de no perder un mayor número de observaciones al acontecido con depuraciones sobre indicadores antropométricos.
- Respecto a los resultados, dado que el empoderamiento materno tiene relación con la desnutrición infantil con mucho énfasis en áreas rurales, se recomienda (i) abordar el índice desde una perspectiva netamente rural. Para ello métricas desarrolladas como el WEAI, A-WEAI, PRO-WEAI están ampliamente desarrolladas; sin embargo, la limitada información en la ENDSA 2016 no hace posible la construcción del mismo.
- Metodológicamente, el análisis para la construcción del índice no emplea una matriz de correlaciones tetracó- ricas como debería

hacerse por ser todas las variables de estudio dicotómicas por el hecho de no obtener una matriz definida positiva por tal razón se emplea una matriz con correlaciones de Pearson que, si bien no es una situación óptima, captura la dirección y magnitud de la correlación.

- Se sugiere considerar otras variables que pueden haber sido omitidas en este análisis para incrementar la rigurosidad del trabajo y poder desprender conclusiones con mayor énfasis en la política pública respecto a temas de niñez, género y salud.

Referencias

1. Alaofè, H., Zhu, M., Burney, J., Naylor, R., y Douglas, T. (2017). Association between women's empowerment and maternal and child nutrition in kalale district of northern benin. *Food and nutrition bulletin*, 38(3), 302–318.
2. Bandalos, D. L. (2018). *Measurement theory and applications for the social sciences*. Guilford Publications.
3. Bhagowalia, P., Menon, P., Quisumbing, A. R., Soundararajan, V., y cols. (2012). What dimensions of women's empowerment matter most for child nutrition? evidence using nationally representative data from bangladesh (Inf. Téc.). International Food Policy Research Institute (IFPRI).
4. Bolivia con dificultades para cumplir metas en nutrición de niños y mujeres.
5. Cunningham, K., Ruel, M., Ferguson, E., y Uauy, R. (2015). Women's empowerment and child nutritional status in south asia: a synthesis of the literature. *Maternal & child nutrition*, 11(1), 1–19.
6. Debnath, A., y Bhattacharjee, N. (2016). Understanding malnutrition of tribal children in india: the role of women's empowerment. *Ecology of food and nutrition*, 55(6), 508–527.
7. Deutsch, J., y Silber, J. (2019). Women's empowerment and child malnutrition: The case of mozambique. *South African Journal of Economics*, 87(2), 139–179.
8. Essilfie, G., Sebu, J., y Annim, S. K. (2020). Women's empowerment and child health outcomes in ghana. *African Development Review*, 32(2), 200–215.
9. Haroon, J. (2018). Mother's Empowerment and Child Malnutrition : Evidence from Pakistan. (87949).
10. Hossain, B. (2020). Maternal empowerment and child malnutrition in Bangladesh. *Applied Economics*, 52(14), 1566–1581.
11. Imai, K. S., Annim, S. K., Kulkarni, V. S., y Gaiha, R. (2014). Women's empowerment and prevalence of stunted and underweight children in rural india. *World Development*, 62, 88–105.

12. Jones, R., Haardörfer, R., Ramakrishnan, U., Yount, K. M., Miedema, S., y Girard, A. W. (2019). Women's empowerment and child nutrition: The role of intrinsic agency. *SSM-population health*, 9, 100475.
13. Kogan, L., Abeyá Gilardón, E., Biglieri, A., Mangialavori, G., Calvo, E., y Durán, P. (2008). Anemia: La desnutrición oculta. Resultados de la Encuesta Nacional de Nutrición y Salud—ENNyS-2008. Ministerio de Salud de Argentina.
14. Liou, C.-Y., y Musicus, B. R. (2008). V. concluding remarks. *IEEE TRANSACTIONS ON SIGNAL PROCESSING*, 56(7), 3363.
15. Meng, J., Chen, H.-l., Zhang, J., Chen, Y., y Huang, Y. (2011). Uncover cooperative gene regulations by micrnas and transcription factors in glioblastoma using a nonnegative hybrid factor model. En 2011 *ieee international conference on acoustics, speech and signal processing (icassp)* (pp. 6012–6015).
16. Mishu, A. A., Chowdhury, S., Bipasha, M. S., Raisa, T. S., y Zayed, N. M. (2020). Maternal nutritional status as determinants of child malnutrition under age 5 in bangladesh: A multivariate approach. *International Journal of Management*, 11(8).
17. Polit, D. F., y Beck, C. T. (2008). *Nursing research: Generating and assessing evidence for nursing practice*. Lippincott Williams & Wilkins.
18. Sethuraman, K., Lansdown, R., y Sullivan, K. (2006). Women's empowerment and domestic violence: the role of sociocultural determinants in maternal and child undernutrition in tribal and rural communities in south india. *Food and nutrition bulletin*, 27(2), 128–143.
19. Shafiq, A., Hussain, A., Asif, M., Hwang, J., Jameel, A., y Kanwel, S. (2019). The effect of "women's empowerment" on child nutritional status in pakistan. *International journal of environmental research and public health*, 16(22), 4499.
20. Smith, L. C., Ramakrishnan, U., Ndiaye, A., Haddad, L., y Martorell, R. (2003). The importance of women's status for child nutrition in developing countries: international food policy research institute (ifpri) research report abstract 131. *Food and Nutrition Bulletin*, 24(3), 287–288.
21. UNICEF. (2016). *Unicef data: Monitoring the situation of children and women*.

22. WHO, y cols. (2010). Infant and young child nutrition: The who multicentre growth reference study. EB105/INF. DOC./1 105th Session, 1994, 1-3.
23. Yaya, S., Odusina, E. K., Uthman, O. A., y Bishwajit, G. (2020). What does women's empowerment have to do with malnutrition in sub-saharan africa? evidence from demographic and health surveys from 30 countries. *Global health research and policy*, 5(1), 1-11.

ANEXOS

A. MÉTRICAS PREVIAS

Como medidas preliminares a la realización del análisis factorial es necesario evaluar su aplicabilidad, para ello recurrimos al análisis de acuerdo al alfa de Cronbach - para medir consistencia interna, el test de esfericidad de Bartlett - para evaluar si la matriz de correlaciones es o no una matriz identidad, y el coeficiente de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) - para observar si las correlaciones son pequeñas en cuyo caso el análisis factorial no es adecuado.

A.1. Alpha de Cronbach

El Alfa de Cronbach es un coeficiente para evaluar la confiabilidad, o consistencia interna, de una determinada escala de medida inobservable que, es construida a partir de n variables observables. Mientras más próximo se encuentre el alfa de Cronbach a 1, más consistentes son las variables entre sí y, valores por debajo de 0.5 no son aceptables pues implicarían cierto grado de independiencia entre las variables, indicando que no miden el constructo en el mismo sentido. El alfa de Cronbach puede calcularse a partir de las varianzas:

$$\alpha = \left(\frac{k}{k-1} \right) \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_{y_i}^2}{\sigma_x^2} \right) \quad (13)$$

Donde: k es el número de elementos de la escala, $\sigma_{y_i}^2$ es la varianza asociada a la variable i , σ_x^2 es la varianza de los valores totales observados. Alternativamente, el Alfa de Cronbach puede calcularse a través de correlaciones:

$$\alpha = \frac{k \times p}{1 + p(k-1)} \quad (14)$$

Donde: p es el promedio de las correlaciones lineales entre cada una de las variables, de manera que, se tendrán $k(k-1)/2$ pares de correlaciones.

A.2. Coeficiente de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)

La prueba de KMO es una medida para evaluar cuán adecuados son los datos para efectuar un análisis factorial. Esta prueba mide la adecuación para cada variable en el modelo y para el modelo completo. El coeficiente KMO tiene

un rango de 0 a 1 donde valores cercanos 1 implican una buena factibilidad para realizar el análisis factorial y valores por debajo de 0.5 denotan la no factibilidad.

$$KMO_j = \frac{\sum_i^{(\phi)} r_{ij}^2}{\sum_i^{(\phi)} r_{ij}^2 + \sum_{(\phi)} u_{ij}}$$

Donde: r_{ij}^2 es la matriz de correlaciones y u_{ij} es la matriz de covarianza parcial.

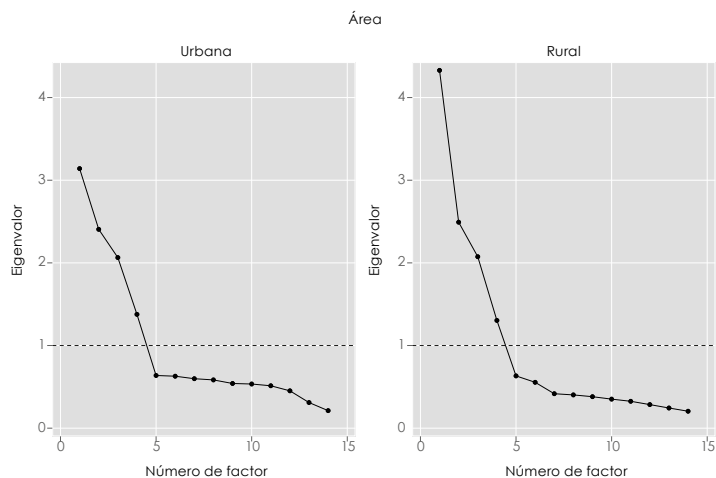
B. RESULTADOS DEL ANÁLISIS FACTORIAL

B.1. Resultados a nivel de área

Cuadro 11
Test de variables de empoderamiento materno
para análisis factorial, según área

	Área	
	Urbana	Rural
Cronbach's alpha Scale reliability coefficient	0.6353	0.7455
Determinant of the correlation matrix Det	0.0130	0.0010
Barlett test of sphericity Chi-square	1.23e+04	1.45e+04
Degrees of freedom	91.0000	91.0000
p-value	0.0000	0.0000
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		
KMO	0.7500	0.8380

Fuente: Elaboración propia, 2021

Figura 4. Scree-plot, según área

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 12.
Análisis factorial, área urbana

Modelo sin rotación, área urbana				
	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor 1	3.1406	0.7348	0.2243	0.2243
Factor 2	2.4058	0.3419	0.1718	0.3962
Factor 3	2.0639	0.6867	0.1474	0.5436
Factor 4	1.3772	0.7395	0.0984	0.6420
Factor 5	0.6376	0.0086	0.0455	0.6875
Factor 6	0.6290	0.0305	0.0449	0.7324
Factor 7	0.5985	0.0144	0.0428	0.7752
Factor 8	0.5841	0.0431	0.0417	0.8169
Factor 9	0.5410	0.0066	0.0386	0.8556
Factor 10	0.5344	0.0213	0.0382	0.8937
Factor 11	0.5131	0.0611	0.0367	0.9304
Factor 12	0.4520	0.1416	0.0323	0.9627
Factor 13	0.3104	0.0983	0.0222	0.9848
Factor 14	0.2122	.	0.0152	1.0000

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 13
Análisis factorial, área urbana

	Cargas factoriales y especificidades				
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Uniqueness
Logro educativo de la madre	0.2297	0.2590	0.0242	0.7773	0.2755
Exposición a internet y/o redes sociales	0.1728	0.2695	0.0377	0.7891	0.2734
Madre ocupada	0.0986	0.5806	0.6428	-0.1268	0.2239
Poder de ingresos generados por la madre	0.0733	0.4659	0.5714	-0.0587	0.4475
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.0700	0.6077	0.6609	-0.1903	0.1528
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.1329	0.5441	-0.5022	-0.0690	0.4294
Participación en decisión sobre compras caras	0.1810	0.5690	-0.4132	-0.0315	0.4718
Participación en decisión sobre compras diarias	0.1454	0.5436	-0.4426	-0.2396	0.4300
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.1937	0.5459	-0.5087	-0.0962	0.3964
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.7602	-0.1773	0.0516	-0.0715	0.3829
Violencia por desatención de niños	0.7513	-0.1968	0.0503	-0.0059	0.3943
Violencia por discusiones con pareja	0.8201	-0.1823	0.0392	-0.0690	0.2879
Violencia por rechazo a tener relaciones sexuales con pareja	0.7652	-0.0985	0.0261	-0.1091	0.3922
Violencia por desatención de obligaciones	0.7270	-0.1273	0.0160	-0.0245	0.4544

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales.

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 14
Cargas factoriales rotadas, área urbana

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Logro educativo de la madre	0.0838	0.0685	0.0516	0.8427
Exposición a internet y/o redes sociales	0.0260	0.0545	0.0617	0.8480
Madre ocupada	0.0142	0.0404	0.8786	0.0483
Poder de ingresos generados por la madre	0.0045	-0.0126	0.7388	0.0808
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	-0.0119	0.0546	0.9187	-0.0102
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	-0.0163	0.7518	-0.0212	0.0681
Participación en decisión sobre compras caras	0.0259	0.7141	0.0588	0.1191
Participación en decisión sobre compras diarias	0.0172	0.7469	0.0567	-0.0929
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.0447	0.7738	-0.0150	0.0508
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.7855	-0.0058	0.0032	0.0104
Violencia por desatención de niños	0.7743	-0.0327	-0.0228	0.0674
Violencia por discusiones con pareja	0.8435	0.0093	-0.0050	0.0207
Violencia por rechazo a tener relaciones sexuales con pareja	0.7749	0.0750	0.0400	-0.0072
Violencia por desatención de obligaciones	0.7351	0.0382	-0.0043	0.0609

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 15
Análisis factorial, área rural

Modelo sin rotación, área rural				
	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor 1	4.3294	1.8372	0.3092	0.3092
Factor 2	2.4922	0.4179	0.1780	0.4873
Factor 3	2.0743	0.7706	0.1482	0.6354
Factor 4	1.3037	0.6712	0.0931	0.7286
Factor 5	0.6325	0.0774	0.0452	0.7737
Factor 6	0.5551	0.1382	0.0397	0.8134
Factor 7	0.4169	0.0144	0.0298	0.8432
Factor 8	0.4025	0.0215	0.0288	0.8719
Factor 9	0.3810	0.0294	0.0272	0.8556
Factor 10	0.3517	0.0261	0.0251	0.9243
Factor 11	0.3256	0.0401	0.02333	0.9475
Factor 12	0.2855	0.0414	0.0204	0.9679
Factor 13	0.2441	0.0388	0.0174	0.9853
Factor 14	0.2053	.	0.0147	1.0000

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 16
Análisis factorial, área rural

Cargas factoriales y especificidades					
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Uniqueness
Logro educativo de la madre	0.1602	0.1686	0.1509	0.7769	0.3196
Exposición a internet y/o redes sociales	0.1485	0.1448	0.0904	0.8005	0.3081
Madre ocupada	0.0857	0.4730	0.6768	-0.1257	0.2950
Poder de ingresos generados por la madre	0.0239	0.4122	0.6745	-0.0951	0.3656
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.1097	0.4947	0.7398	-0.1335	0.1781
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.5318	0.5503	-0.3617	-0.0513	0.2809

Participación en decisión sobre compras caras	0.5055	0.5645	-0.3514	-0.0366	0.3010
Participación en decisión sobre compras diarias	0.5320	0.5627	-0.3222	-0.0631	0.2925
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.5520	0.5467	-0.3552	-0.0702	0.2652
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.7575	-0.3283	0.1036	-0.0239	0.3071
Violencia por desatención de niños	0.7850	-0.3409	0.1071	-0.0127	0.2559
Violencia por discusiones con pareja	0.7976	-0.3486	0.1520	-0.0129	0.2191
Violencia por rehúso a tener relaciones sexuales con pareja	0.8189	-0.3175	0.1897	-0.0495	0.1903
Violencia por desatención de obligaciones	0.7992	-0.3481	0.1321	-0.0234	0.2221

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales.

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 17 Consistencia interna, según área

	Urbana	Rural
Factor 1	0.8868	0.9175
Factor 2	0.8151	0.8642
Factor 3	0.8026	0.7925
Factor 4	0.6702	0.5287

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 18
Cargas factoriales rotadas, área rural

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Logro educativo de la madre	0.0492	0.0523	0.0829	0.8176
Exposición a internet y/o redes sociales	0.0364	0.0564	0.0149	0.8290
Madre ocupada	-0.0021	0.0631	0.8367	0.0311
Poder de ingresos generados por la madre	-0.0276	-0.0132	0.7946	0.0458
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.0218	0.0611	0.9035	0.0364
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.1129	0.8394	0.0162	0.0401
Participación en decisión sobre compras caras	0.0853	0.8295	0.0277	0.0548
Participación en decisión sobre compras diarias	0.1162	0.8303	0.0578	0.0349
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.1341	0.8460	0.0244	0.0240
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.8243	0.1101	-0.0277	0.0234
Violencia por desatención de niños	0.8539	0.1126	-0.0314	0.0359
Violencia por discusiones con pareja	0.8779	0.0920	0.0034	0.0412
Violencia por rehúso a tener relaciones sexuales con pareja	0.8910	0.1102	0.0586	0.0165
Violencia por desatención de obligaciones	0.8753	0.1037	-0.112	0.0289

Fuente: Elaboración propia, 2021

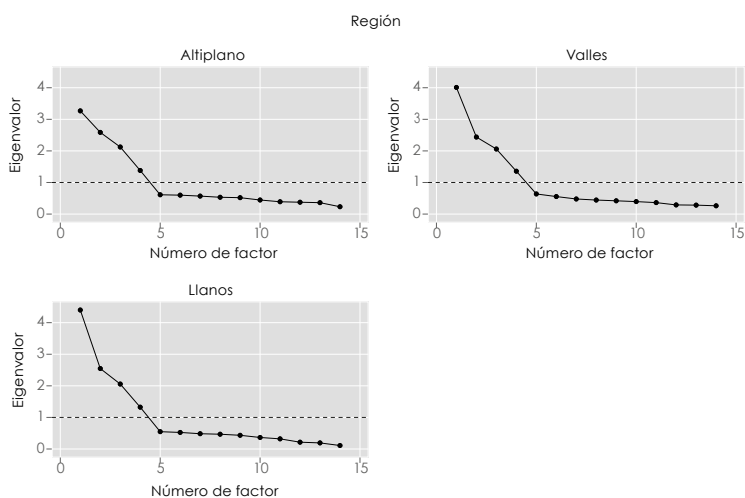
B.2. Resultados a nivel región

Cuadro 19
Test de variables de empoderamiento materno
para análisis factorial, según región

	Área		
	Altiplano	Valles	Llanos
Cronbach's alpha Scale reliability coefficient	0.5487	0.7301	0.7382
Determinant of the correlation matrix Det	0.0080	0.0080	0.0000
Barlett test of sphericity Chi-square	8618.0880	8746.8290	1.31e+04
Degrees of freedom	91.0000	91.0000	91.0000
p-value	0.0000	0.0000	0.0000
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy KMO	0.7710	0.8110	0.8110

Fuente: Elaboración propia, 2021

Figura 5. Scree-plot, según área



Fuente: Elaboración propia, 202

Cuadro 20
Análisis factorial, región altiplano

Modelo sin rotación, área altiplano				
	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor 1	3.2680	0.6813	0.2334	0.2334
Factor 2	2.5868	0.4625	0.1848	0.4182
Factor 3	2.1242	0.7433	0.1517	0.5699
Factor 4	1.3809	0.7693	0.0986	0.6686
Factor 5	0.6116	0.0124	0.0437	0.723
Factor 6	0.5993	0.0295	0.0428	0.7551
Factor 7	0.5698	0.0371	0.0407	0.7958
Factor 8	0.5327	0.0128	0.0381	0.8338
Factor 9	0.5199	0.0742	0.0371	0.8709
Factor 10	0.4458	0.0549	0.0318	0.9028
Factor 11	0.3909	0.0154	0.0279	0.9307
Factor 12	0.3755	0.0138	0.0268	0.9575
Factor 13	0.3617	0.1289	0.0258	0.9834
Factor 14	0.2328	.	0.0166	1.0000

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 21
Análisis factorial, región altiplano

Cargas factoriales y especificidades					
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Uniqueness
Logro educativo de la madre	0.2047	0.2230	0.0746	0.7974	0.2670
Exposición a internet y/o redes sociales	0.1597	0.2415	0.0742	0.8048	0.2630
Madre ocupada	0.0087	0.3622	0.7857	-0.0976	0.2419
Poder de ingresos generados por la madre	-0.0171	0.3127	0.6899	-0.0735	0.4205
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.0227	0.4112	0.8038	-0.1310	0.1672
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.3440	0.6615	-0.3396	-0.0947	0.3197

Participación en decisión sobre compras caras	0.3248	0.6154	-0.2363	-0.0790	0.4537
Participación en decisión sobre compras diarias	0.3375	0.6898	-0.2393	-0.1436	0.3324
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.4057	0.6378	-0.3054	-0.1467	0.3139
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.6984	-0.2218	0.1020	-0.0611	0.4489
Violencia por desatención de niños	0.7685	-0.3227	0.1103	-0.0044	0.2931
Violencia por discusiones con pareja	0.7615	-0.2823	0.0949	-0.0167	0.3312
Violencia por rehúso a tener relaciones sexuales con pareja	0.7289	-0.2909	0.1372	-0.0460	0.3632
Violencia por desatención de obligaciones	0.7127	-0.2533	0.0416	-0.0430	0.4244

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales.

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 22
Cargas factoriales rotadas, región altiplano

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Logro educativo de la madre	0.0612	0.0773	0.0375	0.8496
Exposición a internet y/o redes sociales	0.0127	0.0734	0.0432	0.8541
Madre ocupada	-0.0064	0.0158	0.8698	0.0351
Poder de ingresos generados por la madre	-0.0269	-0.0025	0.7598	0.0381
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	-0.0075	0.0608	0.9104	0.0157
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.0156	0.8215	-0.0346	0.0635
Participación en decisión sobre compras caras	0.0302	0.7337	0.0388	0.0743
Participación en decisión sobre compras diarias	0.0171	0.8130	0.0747	0.0281
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.0893	0.8233	-0.0049	0.0196
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.7393	0.0653	0.0178	0.0016

Violencia por desatención de niños	0.8392	-0.0036	-0.0222	0.0469
Violencia por discusiones con pareja	0.8158	0.0348	-0.0186	0.0409
Violencia por rehúso a tener relaciones sexuales con pareja	0.7976	0.0046	0.0206	0.0093
Violencia por desatención de obligaciones	0.7540	0.0649	-0.0520	0.0106

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 23 Análisis factorial, región valles

Modelo sin rotación, región valles				
	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor 1	4.0105	1.5711	0.2865	0.2865
Factor 2	2.4394	0.3793	0.1742	0.4607
Factor 3	2.0601	0.7022	0.1471	0.6078
Factor 4	1.3579	0.7198	0.0970	0.7048
Factor 5	0.6381	0.0830	0.0456	0.7504
Factor 6	0.5550	0.0763	0.0396	0.7901
Factor 7	0.4787	0.0344	0.0342	0.8243
Factor 8	0.4443	0.0236	0.0317	0.8560
Factor 9	0.4208	0.0255	0.0301	0.8860
Factor 10	0.3952	0.0320	0.0282	0.9143
Factor 11	0.3633	0.0729	0.0259	0.9402
Factor 12	0.2904	0.0071	0.0207	0.9610
Factor 13	0.2832	0.0201	0.0202	0.9812
Factor 14	0.2632	.	0.0188	1.0000

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 24
Análisis factorial, región valles

Cargas factoriales y especificidades					
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Uniqueness
Logro educativo de la madre	0.2644	0.3000	0.2799	0.7337	0.2235
Exposición a internet y/o redes sociales	0.2647	0.2584	0.2515	0.7626	0.2183
Madre ocupada	0.2099	0.4132	0.6459	-0.3013	0.2772
Poder de ingresos generados por la madre	0.1198	0.3460	0.6203	-0.1541	0.4575
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.1754	0.4724	0.6864	-0.2995	0.1852
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.4212	0.5327	-0.4130	-0.0591	0.3648
Participación en decisión sobre compras caras	0.4177	0.5374	-0.3427	-0.0458	0.4172
Participación en decisión sobre compras diarias	0.4906	0.5256	-0.3729	-0.1206	0.3294
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.4472	0.5722	-0.4465	-0.0571	0.2700
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.7363	-0.3822	0.0462	-0.0253	0.3090
Violencia por desatención de niños	0.7569	-0.3553	0.0299	-0.0001	0.3000
Violencia por discusiones con pareja	0.7858	-0.3597	0.0755	-0.0376	0.2460
Violencia por rechazo a tener relaciones sexuales con pareja	0.8149	-0.2928	0.0778	-0.0903	0.2361
Violencia por desatención de obligaciones	0.7695	-0.3246	0.0643	-0.0144	0.2981

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales.

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 25
Cargas factoriales rotadas, región valles

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Logro educativo de la madre	0.0587	0.0859	0.1244	0.8661
Exposición a internet y/o redes sociales	0.0751	0.0691	0.0721	0.8753
Madre ocupada	0.0561	0.0664	0.8452	0.0289
Poder de ingresos generados por la madre	-0.0002	-0.0248	0.7255	0.1246
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.0007	0.0699	0.8986	0.0493
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.0651	0.7930	0.0022	0.0461
Participación en decisión sobre compras caras	0.0655	0.7547	0.0546	0.0770
Participación en decisión sobre compras diarias	0.1362	0.8049	0.0641	0.0108
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.0647	0.8503	-0.0030	0.0538
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.8295	0.0425	-0.0190	0.0282
Violencia por desatención de niños	0.8308	0.0764	-0.0260	0.0574
Violencia por discusiones con pareja	0.8645	0.0659	0.0265	0.0389
Violencia por rehúso a tener relaciones sexuales con pareja	0.8601	0.1307	0.0831	0.0128
Violencia por desatención de obligaciones	0.8306	0.0863	0.0226	0.0630

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 26
Análisis factorial, región llanos

Modelo sin rotación, región valles				
	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor 1	4.4006	1.8528	0.3143	0.3143
Factor 2	2.5478	0.4910	0.1820	0.4963
Factor 3	2.0568	0.7319	0.1469	0.6432
Factor 4	1.3249	0.7759	0.0946	0.7379
Factor 5	0.5490	0.0237	0.0392	0.7771
Factor 6	0.5254	0.0408	0.0375	0.8146
Factor 7	0.4845	0.0163	0.0346	0.8492
Factor 8	0.4683	0.0340	0.0334	0.8827
Factor 9	0.4342	0.0685	0.0310	0.9137
Factor 10	0.3658	0.0439	0.0261	0.9398
Factor 11	0.3218	0.1056	0.0230	0.9628
Factor 12	0.2163	0.0229	0.0154	0.9782
Factor 13	0.1933	0.0822	0.0138	0.9921
Factor 14	0.1112	.	0.0079	1.0000

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 27
Análisis factorial, región llanos

Cargas factoriales y especificidades					
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Uniqueness
Logro educativo de la madre	0.2582	0.2666	0.1463	0.7656	0.2547
Exposición a internet y/o redes sociales	0.2146	0.3100	0.1251	0.7649	0.2571
Madre ocupada	0.1435	0.6869	0.5082	-0.1444	0.2284
Poder de ingresos generados por la madre	0.0874	0.5545	0.5220	-0.2280	0.3604
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.1784	0.6749	0.5666	-0.2212	0.1428
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.4994	0.4015	-0.5041	-0.0712	0.3302

Participación en decisión sobre compras caras	0.4778	0.4532	-0.5266	-0.0541	0.2861
Participación en decisión sobre compras diarias	0.4877	0.4008	-0.5011	-0.0813	0.3437
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.5373	0.3874	-0.4732	-0.0761	0.3315
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.8127	-0.3154	0.1584	-0.0123	0.2149
Violencia por desatención de niños	0.7193	-0.3041	0.1602	0.0172	0.3642
Violencia por discusiones con pareja	0.8510	-0.3332	0.1967	-0.0488	0.1237
Violencia por rehúso a tener relaciones sexuales con pareja	0.8353	-0.2634	0.1715	-0.0865	0.1960
Violencia por desatención de obligaciones	0.7898	-0.3101	0.2065	-0.0360	0.2361

*Para la estimación se empleó el método de componentes principales.

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 28
Cargas factoriales rotadas, región llanos

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Logro educativo de la madre	0.0961	0.0674	0.0805	0.8515
Exposición a internet y/o redes sociales	0.0341	0.0835	0.0921	0.8522
Madre ocupada	-0.0211	0.0877	0.8641	0.1298
Poder de ingresos generados por la madre	-0.0023	-0.0071	0.7996	0.0101
Participación en decisión sobre ingresos generados por la madre	0.0355	0.0672	0.9203	0.0676
Participación en decisión sobre cuidado de salud de la madre	0.1141	0.8085	0.0311	0.0468
Participación en decisión sobre compras caras	0.0657	0.8383	0.0449	0.0697
Participación en decisión sobre compras diarias	0.1059	0.8016	0.0344	0.0356
Participación en decisión respecto a visitas a amigas y/o familia	0.1616	0.7986	0.0472	0.0487
Violencia por salir de casa sin avisar a pareja	0.8756	0.1216	-0.0201	0.0573

Violencia por desatención de niños	0.7896	0.0774	-0.0306	0.0736
Violencia por discusiones con pareja	0.9293	0.1088	0.0075	0.0295
Violencia por rechazo a tener relaciones sexuales con pareja	0.8810	0.1593	0.0491	0.0059
Violencia por desatención de obligaciones	0.8690	0.0827	0.0191	0.0392

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 29 Consistencia interna

	Altiplano	Valles	Llanos
Factor 1	0.8458	0.8976	0.9141
Factor 2	0.7967	0.8105	0.8367
Factor 3	0.8046	0.7693	0.8298
Factor 4	0.6368	0.7181	0.6571

Fuente: Elaboración propia, 2021

C. Resultados de los modelos de Regresión

C.1. Resultados a nivel área

Cuadro 30
Estimación de resultados con regresión logit, área urbana

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.1618** (-2.96)	-0.01933 (-0.71)	0.003259 (0.15)	0.07794 (0.46)
Características madre: IMC madre	-0.0004025 (-0.28)	-0.0009205 (-1.14)	-0.00003803 (-0.06)	-0.006850 (-1.69)
Características niño: Sexo niño/a=2	-0.01533 (-1.12)	-0.006809 (-0.99)	-0.009379 (-1.54)	-0.06120 (-1.66)
Edad niño/a	-0.0002231 (-0.54)	-0.0003125 (-1.45)	-0.0001308 (-0.70)	-0.007471*** (-6.79)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.007084 (1.82)	-0.002473 (-0.94)	-0.003985 (-1.51)	-0.005506 (-0.38)
Quintil de riqueza = 2	-0.01896 (-0.20)	0 (.)	0.005347 (0.44)	-0.3392*** (-3.72)
Quintil de riqueza = 3	-0.1027 (-1.13)	0 (.)	0.01431 (1.21)	-0.40179*** (-4.83)
Quintil de riqueza = 4	-0.1440 (-1.62)	0 (.)	0.01050 (1.02)	-0.4104*** (-4.33)
Quintil de riqueza = 5	-0.1648 (-1.83)	0 (.)	0.01307 (1.28)	-0.4597*** (-5.05)
Observations	2806	2794	2822	802

† statistics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 31
Estimación de resultados con regresión probit, área urbana

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.1663** (-3.03)	-0.01915 (-0.71)	0.001751 (0.08)	0.07436 (0.44)
Características madre: IMC madre	-0.0003379 (-0.24)	-0.0008740 (-1.14)	-0.00003000 (-0.05)	-0.006716 (-1.69)
Características niño: Sexo niño/a=2	-0.01483 (-1.07)	-0.006660 (-0.97)	-0.009364 (-1.58)	-0.06091 (-1.66)
Edad niño/a	-0.0003183 (-0.77)	-0.0003247 (-1.61)	-0.0001355 (-0.77)	-0.007472*** (6.75)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.006884 (1.73)	-0.002248 (-0.89)	-0.003635 (-1.53)	-0.005413 (-0.37)
Quintil de riqueza = 2	-0.01888 (-0.20)	0 (.)	0.004430 (0.35)	-0.3441*** (-3.90)
Quintil de riqueza = 3	-0.1049 (-1.13)	0 (.)	0.01326 (1.07)	-0.4218*** (-5.10)
Quintil de riqueza = 4	-0.1457 (-1.59)	0 (.)	0.009622 (0.85)	-0.4144*** (-4.56)
Quintil de riqueza = 5	-0.1666 (-1.80)	0 (.)	0.01191 (1.07)	-0.4655*** (-5.33)
Observations	2806	2794	2822	802

† stadictics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 32
Estimación de resultados con regresión logit, área rural

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.2433* (-2.47)	-0.05549 (-1.47)	0.01397 (0.48)	-0.05882 (-0.35)
Características madre: IMC madre	-0.01121*** (-4.51)	-0.003405* (-2.40)	0.0001660 (0.19)	-0.01089* (-2.15)
Características niño: Sexo niño/a=2	0.006638 (0.36)	-0.01930 (-1.80)	-0.005573 (-0.84)	-0.03994 (-0.97)
Edad niño/a	0.0004707 (0.49)	-0.0004116 (-1.21)	-0.0005564* (-2.31)	-0.006815*** (-6.54)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.02403*** (3.98)	0.003271 (1.39)	-0.0002499 (-0.15)	0.01564 (1.09)
Quintil de riqueza = 2	-0.03871 (-1.34)	0.004275 (0.30)	0.01701 (1.84)	0.05359 (0.88)
Quintil de riqueza = 3	-0.07923* (-2.40)	-0.01603 (-1.02)	-0.007600 (-1.23)	-0.004829 (-0.06)
Quintil de riqueza = 4	-0.1929*** (-5.04)	-0.04350*** (-4.37)	-0.01148* (-2.10)	-0.02289 (-0.17)
Quintil de riqueza = 5	-0.1701** (-2.96)	0 (.)	0.001345 (0.08)	-0.02448 (-0.16)
Observations	2107	2083	2109	708

† stadistics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 33
Estimación de resultados con regresión probit, área rural

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.2457* (-2.47)	-0.05185 (-1.39)	0.01327 (0.48)	-0.05730 (-0.34)
Características madre: IMC madre	-0.01096*** (-4.49)	-0.003247* (-2.49)	0.0002258 (0.27)	-0.01095* (-2.17)
Características niño: Sexo niño/a=2	0.009270 (0.50)	-0.01874 (-1.78)	-0.005401 (-0.85)	-0.03957 (-0.97)
Edad niño/a	0.0004548 (0.47)	-0.0004163 (-1.30)	-0.0005228* (-2.44)	-0.006847*** (-6.51)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.02464*** (3.94)	0.003332 (1.36)	-0.0001851 (-0.12)	0.01598 (1.14)
Quintil de riqueza = 2	-0.03923 (-1.36)	0.004510 (0.32)	0.01686 (1.87)	0.05321 (0.88)
Quintil de riqueza = 3	-0.07838* (-2.41)	-0.01458 (-0.91)	-0.007744 (-1.28)	-0.004046 (-0.05)
Quintil de riqueza = 4	-0.1908*** (-5.22)	-0.04293*** (-4.22)	-0.01174* (-2.20)	-0.02623 (-0.20)
Quintil de riqueza = 5	-0.1593** (-2.77)	0 (.)	0.003171 (0.16)	-0.02135 (0.14)
Observations	2107	2083	2109	708

† statistics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

C.2. Resultados a nivel región

Cuadro 34
Estimación de resultados con regresión logit, región altiplano

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.2067* (-2.44)	-0.05297 (-1.13)	0.03400 (1.65)	0.1627 (0.99)
Características madre: IMC madre	-0.006349* (-2.09)	-0.004667** (-3.15)	-0.0005276 (-0.50)	-0.001207 (-0.23)
Características niño: Sexo niño/a=2	-0.01673 (-0.80)	-0.02230* (-2.00)	-0.003549 (-0.63)	-0.2016 (-0.47)
Edad niño/a	0.0008399 (1.26)	-0.0002339 (-0.65)	-0.0005739* (-2.26)	-0.006317*** (-4.79)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.01149 (1.87)	0.001533 (0.54)	0.001174 (0.54)	0.02586 (1.92)
Quintil de riqueza = 2	-0.09477* (-2.49)	-0.01724 (-1.04)	0.02203* (2.16)	-0.08693 (1.35)
Quintil de riqueza = 3	-0.1148** (-2.91)	-0.01217 (-0.70)	0.01310 (1.03)	-0.09887 (-1.36)
Quintil de riqueza = 4	-0.1687*** (-4.56)	-0.02771 (-1.45)	0.006641 (0.77)	-0.01105 (-0.15)
Quintil de riqueza = 5	-0.2205*** (-5.50)	-0.04648** (-2.85)	0.003665 (0.45)	-0.1492 (-1.59)
Observations	1747	1763	1754	519

t statistics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 35
Estimación de resultados con regresión probit, región altiplano

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.2086* (-2.49)	-0.04515 (-1.03)	0.03478 (1.62)	0.1659 (1.00)
Características madre: IMC madre	-0.006023* (-2.01)	-0.004445** (-3.29)	-0.0004859 (-0.53)	-0.001382 (-0.27)
Características niño: Sexo niño/a=2	-0.01731 (-0.82)	-0.02320* (-2.18)	-0.003909 (-0.74)	-0.01955 (-0.45)
Edad niño/a	0.0007712 (1.13)	-0.0002511 (-0.76)	-0.0005399* (-2.47)	-0.006119*** (-4.73)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.01163 (1.86)	0.001598 (0.56)	0.001126 (0.55)	0.02543 (1.94)
Quintil de riqueza = 2	-0.09710* (-2.52)	-0.01747 (-1.03)	0.02172* (2.24)	-0.08776 (-1.38)
Quintil de riqueza = 3	-0.1176** (-2.95)	-0.01021 (-0.56)	0.01399 (1.09)	-0.09544 (-1.33)
Quintil de riqueza = 4	-0.1696*** (-4.51)	-0.02825 (-1.48)	0.006053 (0.73)	-0.01242 (-0.17)
Quintil de riqueza = 5	-0.2212*** (-5.48)	-0.04699** (-2.86)	0.003549 (0.45)	-0.1424 (-1.49)
Observations	1747	1763	1754	519

† statistics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 36
Estimación de resultados con regresión logit, región valles

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.06455 (-0.72)	0.02079 (0.52)	0.009247 (0.25)	-0.05308 (-0.25)
Características madre: IMC madre	-0.003508 (-1.52)	-0.0003695 (-0.32)	0.0003492 (0.44)	-0.009280 (-1.71)
Características niño: Sexo niño/a=2	0.04301* (2.05)	0.003886 (0.37)	-0.01172 (-1.44)	-0.07087 (-1.44)
Edad niño/a	-0.0006366 (-0.93)	-0.0004624 (-1.44)	-0.0002160 (-0.93)	-0.008525*** (-6.27)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.02457*** (3.97)	-0.0008539 (-0.25)	-0.006190 (-1.78)	0.01825 (1.04)
Quintil de riqueza = 2	0.01127 (0.24)	0.006220 (0.26)	0.007037 (0.43)	0.1060 (1.27)
Quintil de riqueza = 3	-0.1032** (-2.78)	-0.02735 (-1.53)	-0.009158 (-0.66)	0.07711 (0.94)
Quintil de riqueza = 4	-0.1390*** (-3.84)	-0.03888* (-2.28)	-0.01744 (-1.42)	-0.01390 (-0.15)
Quintil de riqueza = 5	-0.1391*** (-3.50)	-0.008629 (-0.38)	0.007432 (0.38)	-0.003152 (-0.03)
Observations	1467	1475	1472	450

† statistics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 37
Estimación de resultados con regresión probit, región valles

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.06051 (-0.66)	0.02458 (0.66)	0.01379 (0.41)	-0.05377 (-0.26)
Características madre: IMC madre	-0.003408 (-1.46)	-0.0004802 (-0.43)	0.0004265 (0.53)	-0.009155 (-1.73)
Características niño: Sexo niño/a=2	0.04222* (1.99)	0.003629 (0.35)	-0.01102 (-1.45)	-0.07072 (-1.43)
Edad niño/a	-0.0007675 (-1.09)	-0.0004450 (-1.37)	-0.0002546 (-1.14)	-0.008563*** (-6.27)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.02492*** (3.86)	-0.001069 (-0.31)	-0.005362 (-1.77)	0.01902 (1.10)
Quintil de riqueza = 2	0.008437 (0.18)	0.005937 (0.25)	0.005354 (0.35)	0.1036 (1.24)
Quintil de riqueza = 3	-0.1063** (-2.85)	-0.02837 (-1.58)	-0.008985 (-0.65)	0.07601 (0.93)
Quintil de riqueza = 4	-0.1390*** (-3.78)	-0.04007* (-2.31)	-0.01825 (-1.53)	-0.01419 (-0.16)
Quintil de riqueza = 5	-0.1417*** (-3.58)	-0.01134 (-0.51)	0.005328 (0.31)	-0.001187 (-0.01)
Observations	1467	1475	1472	450

† statistics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 38
Estimación de resultados con regresión logit, región llanos

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.2529** (-3.31)	-0.06957* (-2.23)	-0.02287 (-0.70)	-0.02729 (-0.13)
Características madre: IMC madre	0.0007327 (0.45)	-0.0003786 (-0.44)	0.00003865 (0.05)	-0.002477 (-0.50)
Características niño: Sexo niño/a=2	-0.02636 (-1.60)	-0.009986 (-1.20)	-0.01078 (-1.23)	-0.03951 (-0.83)
Edad niño/a	-0.0004692 (-0.60)	-0.0003363 (-1.33)	-0.00007448 (-0.30)	-0.008399*** (-5.98)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.009119* (2.19)	-0.0001158 (-0.04)	-0.002917 (-0.97)	-0.01846 (-1.11)
Quintil de riqueza = 2	-0.006474 (-0.18)	0.008537 (0.71)	-0.00008416 (-0.01)	-0.1140 (-0.87)
Quintil de riqueza = 3	-0.03790 (-1.11)	0.01742 (1.30)	0.004962 (0.36)	-0.2403 (-1.84)
Quintil de riqueza = 4	-0.08314** (-2.90)	0.007855 (0.58)	0.01056 (0.71)	-0.2541 (-1.78)
Quintil de riqueza = 5	-0.1031*** (-3.56)	0.01643 (1.06)	0.006134 (0.46)	-0.2593 (-1.87)
Observations	1699	1712	1705	541

† statistics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

Cuadro 39
Estimación de resultados con regresión probit, región llanos

	Altura para edad	Peso para edad	Peso para altura	Anemia
Índice: Empoderamiento	-0.2650*** (-3.46)	-0.07065* (-2.18)	-0.02393 (-0.75)	-0.03397 (-0.16)
Características madre: IMC madre	0.0008757 (0.56)	-0.0003657 (-0.44)	0.00005485 (0.07)	-0.002484 (-0.51)
Características niño: Sexo niño/a=2	-0.02611 (-1.58)	-0.009949 (-1.26)	-0.01112 (-1.35)	-0.03637 (-0.77)
Edad niño/a	-0.0004960 (-0.68)	-0.0003322 (-1.43)	-0.00007708 (-0.34)	-0.008345*** (-5.95)
Características del hogar: Tamaño del hogar	0.009324* (2.21)	0.0001359 (0.05)	-0.002840 (-1.03)	-0.01868 (-1.13)
Quintil de riqueza = 2	-0.005880 (-0.17)	0.007428 (0.64)	-0.0004689 (-0.04)	-0.1119 (-0.85)
Quintil de riqueza = 3	-0.04148 (-1.29)	0.01790 (1.29)	0.004169 (0.32)	-0.2368 (-1.82)
Quintil de riqueza = 4	-0.08473** (-3.11)	0.008515 (0.64)	0.01112 (0.76)	-0.2522 (-1.77)
Quintil de riqueza = 5	-0.1036*** (-3.64)	0.01531 (1.06)	0.006257 (0.48)	-0.2593 (-1.87)
Observations	1699	1712	1705	541

† statistics in parentheses

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Fuente: Elaboración propia, 2021

D. Variables empleadas para medir empoderamiento en otros estudios

A continuación se presentan las principales variables empleadas para la medición del índice de empoderamiento materno/mujer en diferentes estudios agrupándolas en categorías afines, no obstante, algunas variables pueden pertenecer a diferentes categorías de acuerdo con el estudio de referencia, pero se realiza una estandarización para dar mayor claridad a la decisión de las variables empleadas para la construcción del índice en este documento.

Cuadro 40.

Variables utilizadas para medir empoderamiento materno/mujer, según diferentes estudios

Categoría	Variable	Fuente
Logro educativo	Años de escolaridad de la madre respecto a los del padre	(Imai et al., 2014), (Haroon, 2018), (Essilfie et al., 2020)
	Nivel educativo de la madre	(Haroon, 2018), (Hossain, 2020)
Violencia	Violencia por descuido a los niños	(Haroon, 2018), (Essilfie et al., 2020)
	Violencia por infidelidad	(Imai et al., 2014)
	Violencia por salir sin avisar a pareja	(Haroon, 2018)
	Violencia por discutir con la pareja	(Haroon, 2018)
	Violencia por rechazo a relaciones sexuales	(Debnath y Bhattacharjee, 2016), (Haroon, 2018)
	Violencia por quema de comida	(Haroon, 2018)
Libertad de movimiento	Autonomía en la toma de decisiones de la madre	(Sethuraman et al., 2006), (Essilfie et al., 2020)
	Movilidad dentro de la comunidad	(Sethuraman et al., 2006)
	Visitas a familias o parientes	(Debnath y Bhattacharjee, 2016), (Haroon, 2018)
	Permiso para ir al mercado	(Imai et al., 2014), (Sethuraman et al., 2006), (Haroon, 2018)
Participación en la fuerza laboral	Empleo e ingresos actuales de la madre	(Hossain, 2020)
	Empleo anterior de la madre	(Sethuraman et al., 2006)
Control sobre el ingreso	Decisión sobre el ingreso de la pareja	(Debnath y Bhattacharjee, 2016), (Haroon, 2018)
Autonomía en la toma de decisiones a nivel familiar	Principales compras en el hogar	(Debnath y Bhattacharjee, 2016), (Haroon, 2018)
Autonomía en la toma de decisiones a nivel personal	Cuidado de salud propio	(Debnath y Bhattacharjee, 2016), (Haroon, 2018)
Exposición a medios de comunicación	Lectura de periódico	(Haroon, 2018)
	Mirar televisión	(Haroon, 2018)
Propiedad de activos	Tenencia de la vivienda	(Haroon, 2018)
	Tenencia de tierras	(Haroon, 2018)
Otros	Abuso psicológico y coacción sexual	(Sethuraman et al., 2006)
	Control de la madre sobre el suministro de alimentos	(Sethuraman et al., 2006)
	Hogar natal y distancia	(Sethuraman et al., 2006)
	Edad de la madre en el primer matrimonio	(Hossain, 2020)
	Razon de edad entre la mujer y su pareja	(Hossain, 2020)

Fuente: Elaboración propia, 2021

Balance de poder dentro del hogar y bienestar infantil en Bolivia: Relación entre los años de educación de los jefes de hogar y la escolarización y trabajo de los hijos

Gilmar Enrique Belzu Rodriguez

Resumen:

El presente trabajo busca evaluar el efecto del balance de poder entre la madre y el padre en el bienestar infantil en Bolivia medido por la participación en el trabajo infantil y la asistencia escolar. El poder de negociación es aproximado mediante el ratio de los años de estudio de la madre y del padre. Usando las Encuestas de Niños, Niñas y Adolescentes de 2016 y 2019 para Bolivia realizadas por el Instituto Nacional de Estadística para una muestra de hogares nucleares con hijos, se encuentra que a un mayor poder de negociación de la madre incrementa las probabilidades de asistencia escolar y disminuye las probabilidades de trabajo infantil, este efecto es más pronunciado en el área rural.

Clasificación JEL: C250, C380, I120, I150, J160

Palabras clave: Poder de negociación, trabajo infantil, asistencia escolar.

* gilmar_belzu@outlook.com

Abstract:

This paper seeks to assess the effect of the balance of power between mother and father on child well-being in Bolivia measured by participation in child labor and school attendance. Bargaining power is approximated by the ratio of the mother's and father's years of schooling. Using the 2016 and 2019 Surveys of Children and Adolescents for Bolivia carried out by the National Institute of Statistics for a sample of nuclear households with children, it is found that a greater bargaining power of the mother increases the probabilities of school attendance and decreases the chances of child labor, this effect is more pronounced in rural areas.

Jel Classification: C250, C380, I120, I150, J160

Keywords: Bargaining power, child labor, school attendance.

1. Introducción

En 2015, Bolivia se situaba como el cuarto país con mayor porcentaje de niños entre 7 y 14 años económicamente activos (13,9%), solamente después de Nicaragua, Haití y Perú. El panorama no mejora al analizar las horas trabajadas por los diferentes grupos. Los niños de entre 7 y 14 años de edad que trabajan y estudian, en promedio trabajan 23,4 horas por semana. Por el otro lado, los niños en el mismo rango de edad que solo trabajan, tienen un promedio de 36.8 horas a la semana, situando a Bolivia en el segundo puesto con respecto a horas trabajadas solamente después de Paraguay¹. Mayor horas de trabajo además de incrementar la probabilidad de fracaso escolar, incrementan las probabilidades de que los niños estén más expuestos a riesgos laborales (Fundación ARU, 2020).

En los hogares nucleares² un determinante de la incidencia de trabajo infantil son las relaciones de poder. Estas relaciones pueden estar determinadas a su vez por el poder económico de un individuo, por ejemplo, la persona con mayor contribución al ingreso del hogar puede ser también la persona con mayor poder para la toma de decisiones. Otro determinante de las relaciones de poder suelen ser las capacidades, un miembro con mayor educación puede estar en ventaja sobre los demás individuos del hogar para tomar decisiones a su favor. Entonces la incidencia de trabajo infantil puede estar determinada por las preferencias de aquel miembro que tiene mayor poder dentro del hogar.

¹ Datos provenientes de los Indicadores de Desarrollo Mundial del Banco Mundial

² Hogares conformados por jefe de hogar, cónyuge y/o hijos.

Los modelos unitarios o altruistas que resumen el proceso de toma de decisiones del hogar como si se comportará como un individuo, omiten el proceso de negociación entre los individuos del hogar y por lo tanto omiten los conflictos de intereses que pueden presentarse dentro del hogar. Por ejemplo, es posible que tanto la madre como el padre sean adversos al trabajo infantil, pero uno de los dos lo sea en mayor cuantía. Los modelos altruistas disminuyen el efecto de esta posibilidad (Ridao-Cano, 2001; Chiappori y Donni, 2009; Ngenzebuke, 2016).

Por el otro lado, si bien hay un consenso en que las madres tienden a favorecer a sus hijos cuando tienen mayor poder de negociación, también se pueden beneficiar del trabajo infantil y por ende de situaciones que pongan en riesgo a los niños. En ese sentido, es necesario proporcionar evidencia empírica que explique cuál es la dirección del efecto de un mayor poder de negociación de la madre.

La presente investigación busca responder a la siguiente pregunta puntual: ¿Cómo afecta una mejora en el poder de negociación de la madre al bienestar infantil medido por trabajo y escolarización infantil?

En el capítulo I este documento desarrolla los aspectos generales de la investigación, en el capítulo II se desarrolla el marco teórico, en el capítulo III se describe la metodología, en el capítulo IV los resultados y en el capítulo V las conclusiones.

2. Marco teórico

El presente documento relaciona dos corrientes de literatura económica. La primera está relacionada con el comportamiento del hogar, más específicamente con la toma de decisiones dentro del hogar que se ven afectadas por los diferentes niveles de poder de negociación entre los miembros de la familia (usualmente los padres). La segunda literatura aborda el desarrollo del capital humano, buscando los determinantes del trabajo infantil y su relación con la educación.

2.1. Toma de decisiones dentro del hogar

Desde la literatura teórica y empírica acerca de cómo los hogares toman decisiones sobre la distribución de bienes y uso de tiempo, en la década de los ochenta se desarrollaron varios modelos teóricos en respuesta al argumento de académicos y hacedores de política de que la toma de decisiones dentro del hogar y la asignación de recursos son relevantes para el alcance de proyectos y políticas sociales (Doss, 2013).

El modelo unitario fue el primero en aparecer y su premisa es agregar las preferencias de los miembros del hogar. Esta agregación resulta en una sola función de utilidad maximizada a la restricción de presupuesto. Como menciona Chiapporri y Donni (2009) al gran éxito del modelo unitario a lo largo de varias décadas puede ser originado en la facilidad del modelo de permitir analizar efectos de políticas económicas para los econométricos. Sin embargo, el mayor problema de este modelo fue la poca capacidad de incluir las diferencias en preferencias de los miembros del hogar, y por lo tanto abordar de manera muy rudimentaria el proceso de toma de decisiones.

2.1.1. Modelo de negociación dentro del hogar

El poder de negociación dentro del hogar entonces surge con los modelos cooperativos y no cooperativos, ya que los modelos unitarios suponen que el poder de negociación no afecta los outcomes del hogar. Los modelos cooperativos soportan la idea de que los miembros del hogar que poseen un poder de negociación alcanzan la eficiencia de Pareto. Es decir, el resultado de la negociación es aquel en que ninguno de los miembros podría estar mejor sin empeorar a alguien más dentro del hogar. Debido a que los miembros pueden elegir entre cooperar o no, en otras palabras, entrar o no al juego, los factores que mejoran (empeoran) las opciones fuera del juego afectan la decisión de entrar o no en la negociación, mejorando (empeorando) el poder de negociación. Entonces en estos modelos tanto las preferencias y los factores externos afectan la toma de decisiones finales (Doss, 2013).

Entre los modelos teóricos de decisiones dentro del hogar una parte considerable se enfocan en explicar como el poder de negociación de los padres afecta el gasto en bienes y servicios consumidos por los niños. Pocos modelos fueron desarrollados para predecir teóricamente la relación entre el poder de negociación y el trabajo infantil. Basu (1999) presenta dos modelos de negociación intra-hogar, el primero toma como agentes de negociación al padre y al niño, y el segundo la negociación ocurre entre el padre y el empleador. Rida-Cano (2001) desarrolla un modelo colectivo de negociación que además de permitir diferentes preferencias entre el padre y la madre, busca explicar el trabajo infantil agrícola en un contexto rural.

Para el presente trabajo se considera relevante el desarrollado por Reggio (2011), dicho modelo fue modificado, como señala la autora, específicamente para obtener predicciones teóricas sobre el impacto de poder de negociación de la madre en el trabajo infantil. Reggio (2011) se basa en el argumento de Browning y Chiapporri (1998) de que en un modelo colectivo para todas las distribuciones Pareto eficientes, es decir en la que ningún miembro podría estar mejor sin empeorar la

situación de otro, existe un conjunto de pesos o ponderaciones de manera que la función de utilidad del hogar a ser maximizada se puede representar como una combinación lineal de las funciones de utilidad de todos los miembros del hogar. Dadas las utilidades individuales, la restricción presupuestaria define la frontera de Pareto y los pesos, que resumen el proceso de toma de decisiones dentro del hogar, define la ubicación final en esta frontera³.

Este proceso de toma de decisiones puede ser dividido en dos etapas, en la primera el hogar distribuye su ingreso de acuerdo a la "regla de repartición" y en la segunda etapa cada miembro maximiza su utilidad individual sujeta a su propia restricción presupuestaria.

Los pesos pueden ser una función de los precios, así como de los ingresos no laborales, nivel de capital humano (Ridao-Cano, 2001) y los llamados factores de distribución. Estos factores son variables que afectan el comportamiento del hogar solo mediante el proceso de negociación, es decir solo mediante los pesos de las utilidades individuales.

Para formalizar el problema de maximización de la utilidad del hogar, se considera una familia que consiste en dos padres y un hijo, observados en dos periodos. Se asume que los niños no toman decisiones y por lo tanto las decisiones en el hogar son hechas por los padres. Entonces el problema de optimización se define como:

$$\max_{c_1, c_2, l_p, l_m, h, s} \sum_{t=1}^2 \theta U_{m,t}(c_t, l_p, l_m, h, z) + (1 - \theta) U_{p,t}(c_t, l_p, l_m, h, z) \quad (1)$$

sujeito a:

$$c_1 + \tau e + s = \sum_{i=m,p} A_i + \sum_{i=m,p} w_i(1 - l_i) + w_c h \quad (2)$$

$$c_2 = (w - w_c)e + w_c + r s \quad (3)$$

$$h + e + l_c = 1 \quad (4)$$

³ Este proceso de toma de decisiones puede ser dividido en dos etapas, en la primera el hogar distribuye su ingreso de acuerdo a la "regla de repartición" y en la segunda etapa cada miembro maximiza su utilidad individual sujeta a su propia restricción presupuestaria.

Donde U_m y U_p son la utilidad de la madre y el padre respectivamente, α_i es el peso de la esposa en la función de utilidad del hogar, en otras palabras representa el balance de poder de negociación de la madre, c_t es el consumo agregado en el periodo t , l_i es el ocio del padre i para todo $i = m, p$.

Ambos padres están preocupados por el bienestar infantil, que a su vez está afectado por el tiempo que el niño le dedica a la educación (e), trabajo (h) y ocio (l_i). De la misma manera ambos padres obtienen desutilidad por enviar a sus hijos a trabajar, es decir la relación entre U_i con respecto a h es inversa. La última variable que determina las utilidades individuales de los padres es z , que es un vector de características individuales, del hogar y de la comunidad.

La ecuación 2 representa la restricción presupuestaria en el primer periodo. El precio del bien de consumo es normalizado a uno, τ representa el costo de enviar al niño al colegio y s son los ahorros del primer periodo. Por otro lado, el ingreso del hogar proviene de los ingresos no laborales de ambos padres (A_i), ingreso laboral de los padres ($w_i(1-l_i)$) y del trabajo infantil de su hijo ($w_c h$).

La restricción del segundo periodo esta expresada en la ecuación 3 donde el precio del bien de consumo también fue normalizado. El niño en el segundo periodo solo trabaja y su salario depende de la educación que haya recibido en el primer periodo. Por lo tanto, el salario del niño en el segundo periodo es $(w-w_c)e + w_c$. El salario del niño en el segundo periodo se incrementa con la cantidad de la educación infantil. Por ejemplo, si el niño no asiste a la escuela en el primer periodo, su salario se mantiene constante e igual a w_c . Por otro lado, el hogar obtiene ingresos por los ahorros del primer periodo a una tasa de retorno bruto de r .

Combinando la restricciones 2 y 3 mediante los ahorros del primer periodo obtenemos la siguiente restricción intertemporal:

$$c_1 + \frac{c_2}{r} + \left(\tau - \frac{w - w_c}{r} \right) e = \sum_{i=m,p} A_i + \sum_{i=m,p} w_i(1-l_i) + w_c h + \frac{w_c}{r} \quad (5)$$

Por último, la restricción de tiempo del niño está representada por la ecuación 4. Advirtiéndose que el niño puede dividir su tiempo entre trabajo, educación y ocio.

Supuesto 1. Las funciones de utilidad se incrementan con el consumo y ocio y disminuyen con el trabajo infantil. Son funciones cóncavas, doble y continuamente diferenciables. Cada función de utilidad individual de los padres depende del

consumo de su esposo o esposa, pero solo aditivamente.

Supuesto 2. La demanda cruzada entre consumo y trabajo infantil es no negativa para todo. La intuición de este supuesto es que el consumo privado y la protección del niño del trabajo infantil no son complementarias. Una función de utilidad separable entre consumo y trabajo infantil que es muy común en la literatura, satisface este último supuesto.

El resultado del modelo son funciones de demanda estándar para bienes de consumo, ocio, educación y trabajo infantil. Estas funciones dependerán de precios, salarios recursos del hogar, distribución de poder y características observables e inobservables del hogar. Para el trabajo infantil tenemos la siguiente ecuación:

$$h = h(\tau, r, w, w_i, A_i, \theta) \quad (6)$$

La diferencia entre esta demanda y la que se obtiene en un modelo unitario es la presencia de los pesos de negociación.

Para poder evaluar el efecto del poder de negociación de la madre en el trabajo de su hijo, la condición de primer orden para el trabajo infantil equipara el efecto del trabajo infantil en la utilidad de los padres con el efecto de su impacto en los ingresos, es decir:

$$\theta U_h^m + (1 - \theta)U_h^p = -\gamma \left(w_c + \tau - \left(\frac{w - w_c}{r} \right) \right) \quad (7)$$

Donde U_x^i denota la utilidad marginal del padre i con respecto a x para todo $x = h, c$ y γ es el multiplicador de Lagrange de la restricción intertemporal (5). Se asume que el término $\left(w_c + \tau - \left(\frac{w - w_c}{r} \right) \right)$ es positivo para tener una solución interna.

Usando la condición de primer orden para el consumo agregado del primer periodo obtenemos:

$$\gamma = \theta U_{c_1}^m + (1 - \theta)U_{c_1}^p \quad (8)$$

Entonces, definiendo la función F :

$$F = \theta U_h^m + (1 - \theta)U_h^p + \left(\theta U_{c_1}^m + (1 - \theta)U_{c_1}^p \right) \left(w_c + \tau - \left(\frac{w - w_c}{r} \right) \right) \quad (9)$$

Aplicando el teorema de la función implícita obtenemos el efecto del poder de negociación de la madre en el trabajo infantil de su hijo:

$$\frac{dh}{d\theta} = -\frac{\frac{dF}{d\theta}}{\frac{dF}{dh}} = -\frac{U_h^m - U_h^p + \left(w_c + \tau - \left(\frac{w - w_c}{r}\right)\right)(U_{c_1}^m - U_{c_1}^p)}{\theta U_{hh}^m + (1 - \theta)U_{hh}^p - \left(w_c + \tau - \left(\frac{w - w_c}{r}\right)\right)(\theta U_{c_1h}^m + (1 - \theta)U_{c_1h}^p)} \quad (10)$$

Donde U_{hh}^j representa la segunda derivada con respecto al trabajo infantil y $U_{c_1h}^j$ es la derivada cruzada con respecto al trabajo infantil y al consumo. Asumiendo los supuestos 1 y 2 el denominador de la anterior ecuación es negativa. Por lo tanto, el signo de la derivada está determinado por:

$$\frac{dh}{d\theta} = U_h^m - U_h^p + \left(w_c + \tau - \left(\frac{w - w_c}{r}\right)\right)(U_{c_1}^m - U_{c_1}^p) \quad (11)$$

El impacto del poder de negociación de la madre en el trabajo infantil tiene dos componentes. El primero $U_h^m - U_h^p$ es el impacto directo de la utilidad de los padres. Tanto U_h^m y U_h^p son negativas, entonces el signo de la derivada es negativo si U_h^m es más grande (más negativa) que la del padre. Por lo tanto, si el padre con mayor desutilidad del trabajo infantil tiene mayor poder, el modelo predice que el trabajo infantil disminuye.

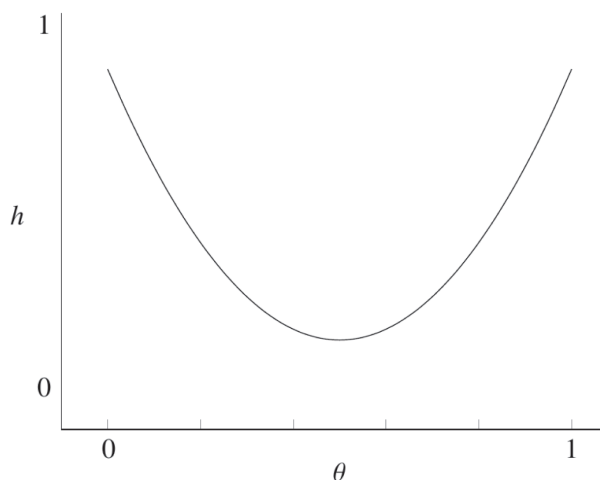
El segundo componente $\left(w_c + \tau - \left(\frac{w - w_c}{r}\right)\right)(U_{c_1}^m - U_{c_1}^p)$ representa el efecto indirecto mediante la restricción presupuestaria. Tanto $U_{c_1}^m$ como $U_{c_1}^p$ son positivas, entonces, si la utilidad marginal de la madre es más grande que la utilidad marginal del padre el signo es positivo. Por lo tanto, si el padre o madre con mayor utilidad marginal de consumo tiene también mayor poder, el modelo predice que el trabajo infantil se incrementa.

Una relación negativa entre el poder de negociación de la madre y el trabajo infantil es impactada por estos dos efectos. Puede ser que el trabajo infantil le duela más a la madre que al padre o alternatively que la utilidad de la madre por consumo es menor que la del padre.

Por último, Basu (2006) argumenta el efecto del poder de negociación tiene la forma más bien de U como se muestra en la Figura 1. El valor de $\theta = 0$ señala que la madre no tiene poder de negociación dentro del hogar y el valor de $\theta = 1$ señala que la madre tiene todo el poder. La explicación es que cuando la madre llega a tener más poder que el padre, eso le permite controlar más ingresos y por lo tanto beneficiarse de los ingresos que provienen del trabajo infantil. Por lo que, en los

extremos, sin importar si la madre o el padre es el dictador, la incidencia del trabajo infantil será mayor.

Figura 1. Incidencia del poder de negociación en el trabajo infantil



Fuente: Elaboración propia en base a Basu (2006)

2.1.2. Factores de distribución

La cuestión empírica más importante es identificar variables que afectan la demanda de bienes solamente mediante los pesos, es decir solamente mediante el poder de negociación. Estas variables son denominadas factores de distribución, y son cruciales a la hora de distinguir el impacto directo de una variable de su impacto mediante el poder de negociación. Por ejemplo, por la ecuación 6 sabemos que un incremento en el ingreso de la madre, ya sea laboral o no, tiene un efecto directo en la incidencia del trabajo infantil. Sin embargo, existe un canal indirecto por el cual un incremento en los ingresos de la madre afecta al trabajo infantil, y es que mayor disponibilidad de ingresos también inclina la balanza de poder en favor de madre. Esto complica el poder observar el efecto aislado del poder de negociación de la madre en el trabajo infantil.

Algunos ejemplos empíricos de factores de distribución son los ingresos no laborales (Thomas, 1990), acceso a créditos (Ridao-Cano, 2001) y educación relativa de la madre con respecto a la de su esposo (Gitter y Barham, 2008). La Encuesta

de Niños, Niñas y Adolescentes (ENNA) cuenta con información de los padres como ingresos no laborales. Sin embargo, como sugiere Doss (2013) las mujeres, y por tanto los hogares, que reciben ingresos no laborales pueden ser sustancialmente diferentes de las mujeres que si lo hacen ya que pueden existir diferencias inobservables como decisiones pasadas laborales, que terminen influyendo en el resultado.

El presente estudio usa un indicador similar al de Gitter y Barham (2008). En lugar de usar la educación del padre y de la madre por separado, se usa el ratio de la educación de la madre con respecto a los años del padre. El argumento es que, si bien los niveles individuales de educación pueden afectar directa e indirectamente los resultados, la división entre estos solo afecta mediante el poder de negociación ya que refleja más bien una posición relativa de la educación de la madre con respecto a la del padre.

3. Metodología

3.1. Tipo de investigación

Acorde a Hernández-Sampieri y Torres (2018) esta investigación es un estudio cuantitativo descriptivo - correlacional. El principal interés de este trabajo es describir el comportamiento del poder de negociación y conocer cómo se asocia con el bienestar infantil. Este trabajo usa una aproximación econométrica para evaluar tal correlación y si bien no aborda el tema de causalidad, se apoya en la teoría para explicar la razón del comportamiento de esas variables.

3.2. Universo o población de estudio

Para el presente estudio la población son los hogares biparentales que tienen al menos un hijo o hija entre la edad de 5 a 17 años al momento de la encuesta. Los datos provienen de las Encuestas de Niños, Niñas y Adolescentes de 2016 y 2019⁴ que cuentan con un total de 20,860 observaciones. Sin embargo, debido a que el estudio se enfoca en el balance de poder de negociación entre el padre y la madre se redujo la muestra a hogares biparentales o con dos jefes de hogar quedando con un total de 16,408 observaciones. Por último, se eliminó de la muestra aquellos hogares que tienen información incompleta en las variables independientes⁵, quedando con un total de 14,890 observaciones.

4 Estas encuestas son una extensión de las Encuestas de Hogares de los años respectivo.

5 1595 observaciones fueron eliminadas de la muestra debido a no tener información sobre los años de educación.

3.3. Aproximación empírica

3.3.1. Variable latente y variable observada

De la misma manera que en Maitra y Ray (2002) y Haddad (2017) la decisión de que el niño trabaje, es descrita por el siguiente modelo de variable latente.

$$h_i^* = X_{1i}\beta_1 + \epsilon_{1i} \quad (12)$$

h_i^* es el beneficio neto de por enviar al niño i a trabajar, x_{1i} es un vector de información del niños y niñas y características de la familia y la región que determinan h_i^* . Sin embargo h_i^* no es observado, lo que observamos es la siguiente variable binaria:

$$h_i = \begin{cases} 1, & \text{Si el trabaja } (h_i^* > 0) \\ 0, & \text{De lo contrario} \end{cases} \quad (13)$$

De la misma manera, la decisión de enviar al niño a trabajar está dada por la siguiente función de variable latente:

$$e_i^* = X_{2i}\beta_2 + \epsilon_{2i} \quad (14)$$

e_i^* es el beneficio neto de la familia de enviar al niño a la escuela, X_{2i} es el vector de características del niño, de la familia (incluido el poder de negociación de la madre) y de la comunidad ϵ_{2i} es el error aleatorio con media cero. Nuevamente lo que nosotros observamos es:

$$e_i = \begin{cases} 1, & \text{Si el niño asiste a la escuela } (e_i^* > 0) \\ 0, & \text{De lo contrario} \end{cases} \quad (15)$$

El que un niño este estudiando no lo exime por completo de participar en el mercado laboral y viceversa, por lo tanto juntando ambas decisiones tenemos la siguiente forma reducida que encierra cuatro etapas:

$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{si } h_i^* = 0 \text{ y } e_i^* > 0 \\ 2, & \text{si } h_i^* > 0 \text{ y } e_i^* > 0 \\ 3, & \text{si } h_i^* = 0 \text{ y } e_i^* = 0 \\ 4, & \text{si } h_i^* > 0 \text{ y } e_i^* = 0 \end{cases} \quad (16)$$

En otras palabras, las cuatro opciones son las siguientes:

$$y_i = \begin{cases} 1, \text{ Solo estudia.} \\ 2, \text{ Trabaja y estudia.} \\ 3, \text{ No trabaja, ni estudia} \\ 4, \text{ Solo trabaja} \end{cases} \quad (17)$$

La ecuación que será estimada en este trabajo es la siguiente:

$$y_i = X_i\beta + \epsilon_i \quad (18)$$

Donde X_i es el vector de características del niño, de la familia y de la comunidad que determinan conjuntamente la decisión de trabajo infantil y asistencia escolar.

En el *Cuadro 1* se presenta un resumen de la variable dependiente. Podemos observar que la mayor proporción de los niños se encuentra solo estudiando en ambos años, la segunda opción más frecuente es la de estudio y trabajo. En el *Cuadro 2* se encuentran las observaciones ponderadas por el factor de expansión de la encuesta. Ambas tablas son reportadas para los niños de hogares biparentales.

Cuadro 1
Observaciones muestrales por categorías en la ENNA según año

Año	Estudio	Ambos	Inactivo	Trabajo	Total
2016	5771	1322	228	136	7457
	77.39	17.73	3.06	1.82	
2019	5869	1282	183	99	7433
	78.96	17.25	2.46	1.33	
Total	11640	2604	411	235	14890
	78.17	17.49	2.76	1.58	

Debajo de las cantidades se encuentra los porcentajes por año

Fuente: Elaboración propia en base a las ENNA de 2016 y 2019

Cuadro 2
Población estimada de las categorías en la ENNA según año

Año	Estudio	Ambos	Inactivo	Trabajo	Total
2016	1574843	457578	72896	46678	2151995
	73.18	21.26	3.39	2.17	
2019	1629411	491909	68932	42682	2232934
	72.97	22.03	3.09	1.91	
Total	3204254	949487	141828	89360	4384929
	73.07	21.65	3.23	2.04	

Debajo de las cantidades se encuentra los porcentajes por año

Fuente: Elaboración propia en base a las ENNA de 2016 y 2019

3.3.2. Modelos multinomiales

La forma reducida de los parámetros de la Ecuación 18 serán hallados mediante una estimación de máxima verosimilitud. Donde la probabilidad de que la variable tome el valor de para el individuo se define como:

$$p_{ij} = \Pr[y_i = j] = F_j(x_i, \beta) \quad j = 1, \dots, m \quad i = 1, \dots, N \quad (18)$$

Donde $F(x_j, \beta)$ es una función de las variables independientes y los parámetros β .

La forma funcional de esta probabilidad varía de acuerdo a los diferentes modelos multinomiales existentes. Khan (2003) utiliza un probit secuencial para las estimar los determinantes de asistencia escolar y trabajo infantil, con el supuesto de que los padres priorizan la educación. Asumiendo que las decisiones de trabajo infantil y asistencia escolar están asociadas, Emerson y Souza (2002) y Emerson y Souza (2007) usan un probit bivariado. Al igual que Maitra y Ray (2002), Ersado (2005), Emerson y Souza (2007) y Haddad (2017) en el presente trabajo, se utilizarán los modelos logit multinomial y logit ordenado.

El modelo logit multinomial asume que la decisión de asistencia escolar y trabajo infantil es simultánea. Ersado (2005) señala que el hecho de que un porcentaje importante de niños este trabajando y estudiando resalta la simultaneidad de la decisión. Este modelo requiere la definición de una categoría base para la identificación del modelo. Por lo tanto, las interpretaciones de los coeficientes se

realizan con respecto a esa variable. Por último, un supuesto importante del modelo para que la interpretación sea correcta es el supuesto de alternativas independientes. Este supuesto señala que las probabilidades de elección entre dos alternativas permanecen constantes, sin importar la existencia de una tercera opción.

La principal diferencia entre el logit multinomial y el logit ordenado es que el primero no supone un orden de preferencia a las diferentes opciones mientras que el otro sí. Es decir, para el logit ordenado existe resultado preferido a los demás. En el caso de nuestra variable dependiente es el presentado en la ecuación 17 donde el resultado preferido es "solo estudio", $y_i=1$, y el menos preferido "solo trabajo", $y_i=4$. Este es un modelo alternativo al probit secuencial, aunque la decisión todavía es asumida simultánea.

3.3.3. Variable independientes

3.3.3.1. Poder de negociación

Como se mencionó en anteriormente, de la misma manera que en en Gitter y Barham (2008) el poder de negociación de la madre será aproximado mediante el ratio entre los años de educación de la madre sobre los años de educación del padre. La forma de cálculo se muestra a continuación:

$$\text{Poder de negociación} = \frac{\text{Educación de la madre} + 1}{\text{Educación del padre} + 1} \quad (20)$$

Debido a que varios hogares pueden tener padre o madre con años de educación igual a cero, se añadió un 1 al numerador y al denominador. Esto permitirá no perder información y que las divisiones no lleven a resultados indeterminados. Esta variable se encuentra en el rango de $0 < \text{Poder} \leq 18$.

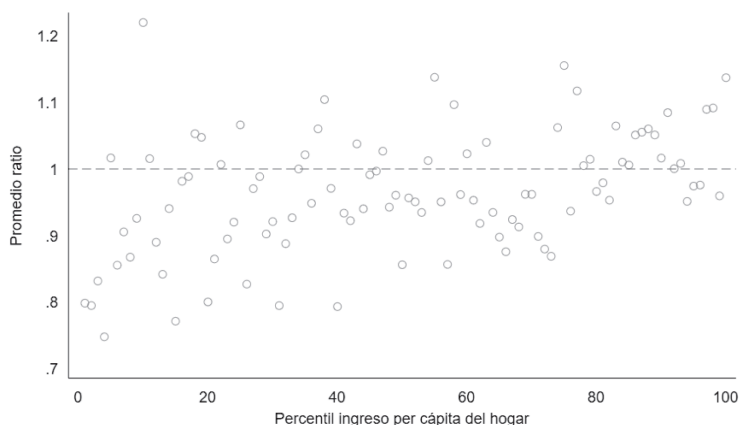
Si bien los ingresos pueden ser la primera opción para modelar el poder de negociación en Gitter y Barham (2008) argumentan que la ventaja de aproximar el poder de negociación mediante la educación sobre los salarios, es que la educación es exógena a los niveles actuales de ingreso.

Kuo y Azam (2019) utiliza la diferencia entre los años de educación entre la madre y el padre para aproximar el poder de negociación. Sin embargo, usar el ratio tiene la ventaja de ponderar no solamente la diferencia entre los años de educación del padre y de la madre, sino también el nivel. Por ejemplo, supongamos la existencia de dos hogares, el primero con 4 años de educación para la madre y 6 para el padre, y

el segundo con 15 años de educación para la madre y 17 para el padre. La diferencia entre los años de educación de la madre y el padre en ambos hogares será -2. Por otro lado, si realizamos el ratio, para el primero hogar obtendremos el valor de 0.67 y 0.88 para el segundo hogar. La lectura del ratio para el primer hogar es que por cada año de educación que tenga el padre, la madre tendrá 0.67 años de educación, para el segundo es por cada año de educación que tenga el padre, la madre tendrá 0.88 años. Esto quiere decir que, dados los niveles de educación de la madre y el padre, la diferencia en educación del segundo hogar no es tan grave como la diferencia del primer hogar, aun cuando en ambos hogares la diferencia sea de -2.

La Figura 2 presenta los promedios del ratio de años de educación por grupos de percentiles calculados en base al ingreso per cápita del hogar. Los hogares relativamente más pobres presentan niveles bajos de poder de negociación. Sin embargo, aunque la tendencia parece ser positiva no queda clara la relación. Gran parte de los promedios es menor a uno, que puede ser considerado el punto donde el poder de negociación del padre y de la madre son “equivalentes”.

Figura 2. Promedio del poder de negociación por percentiles de ingreso per cápita del hogar



Fuente: Elaboración propia en base a Basu (2006)

3.3.4. Variables de control

Podemos distinguir en categorías las variables de control relevantes para la aproximación empírica. Primero tenemos las características del niño, son tomadas en cuenta las siguientes:

- Sexo
- Grupo de edad
- Orden de nacimiento

Y posteriormente tenemos variables del hogar:

- Logaritmo natural del ingreso per cápita
- Orden de nacimiento
- Área urbana o rural
- Educación del jefe de hogar
- Cantidad de personas dependientes
- Región (Altiplano, Valle o Llano)

Se incluyó solamente la educación del jefe de hogar y no la de la jefa del hogar con el objetivo de evitar colinealidad con la variable que aproxima el poder de negociación.

Cuadro 3

Variable	Definición
Características de los niños y niñas	
Sexo	1 si el individuo es niña, 0 en otro caso.
Grupo de edad	Cuatro grupos de edad definidos: 4 a 8 años, 9 a 11 años, 12 a 14 años y 15 a 17 años.
Orden de nacimiento	Orden de nacimiento dentro del hogar calculado por el año de nacimiento reportado en la encuesta.
Características del hogar	
Logaritmo del ingreso	Logaritmo natural del ingreso del hogar per capita autónomos (sin contar los ingresos personales de los niños dentro del hogar).
Área rural	1 si el hogar se encuentra en el área rural, 0 en otro caso.
Educación del jefe de hogar	Años de educación del jefe o jefa del hogar.
Dependientes	Cantidad de personas menores a 5 años y mayores a 65 años.
Región	Agrupación de los departamentos bolivianos en tres regiones: Altiplano, valle y llano.

Fuente: Elaboración propia en base a las ENNA de 2016 y 2019

4. Resultados

En el *Cuadro 4* se muestra estimación de la media ponderada por el factor de expansión de la encuesta, y los errores estándar linealizados que nos muestran la dispersión en la media poblacional para los niños y niñas en cada alternativa. Podemos ver que los niños y niñas que solo estudian tienen un intervalo de confianza totalmente diferente al de los niños y niñas que estudian y trabajan. La diferencia es incluso mayor para los niños y niñas que solo trabajan. Este resultado ya sugiere que hay una relación positiva entre el poder de negociación de la madre y la alternativa de solo estudiar o estudiar y trabajar.

Cuadro 4
Media y errores estándar del poder de negociación según alternativa

Alternativa	Media	Error estándar	I.C. al 95%	
Estudio	0.9812	0.0106	0.9605	1.002
Ambos	0.8711	0.0264	0.8194	0.9229
Ninguno	0.9504	0.0348	0.8821	1.0185
Trabajo	0.8022	0.0464	0.7111	0.8932

*Errores estándar linealizados

Fuente: Elaboración propia en base a las ENNA de 2016 y 2019

Lo mismo sucede con las estimaciones para los ingresos per cápita que se muestran en el *Cuadro 5*. Los niños en los diferentes grupos de alternativas son necesariamente diferentes entre sí.

Cuadro 5
Media y errores estándar del ingreso per cápita según alternativa

Alternativa	Media	Error estándar	I.C. al 95%	
Estudio	1130	11.14	1096	1164
Ambos	672	22.76	628	717
Ninguno	768	37.10	695	840
Trabajo	466	50.51	367	565

*Errores estándar linealizados

Fuente: Elaboración propia en base a las ENNA de 2016 y 2019

A continuación, se muestran los resultados obtenidos del modelo logit multinomial, la estimación de sus efectos marginales en las probabilidades y el logit ordenado. Para ambos modelos se corrieron tres diferentes especificaciones. En la primera se corrió el modelo con las variables de Poder, Poder al cuadrado, el logaritmo de los ingresos per cápita del hogar y educación del jefe de hogar. En la segunda especificación se añadieron las características de los niños y en la tercera las características del hogar. Se optó por estimar la matriz de varianza-covarianza robusta.

4.1. Modelo logit multinomial

Para el modelo logit multinomial se escogió a la segunda opción (Estudiar y trabajar) como categoría base. Por lo que las interpretaciones de los coeficientes de las demás opciones deberán ser interpretadas en base a esta categoría.

En el *Cuadro 5* podemos observar que en las tres especificaciones el signo es positivo para la opción *Estudio*, esto quiere decir que mientras mayor sea el poder de negociación de la madre, mayores serán las probabilidades de que el niño o niña solo estudie que estudie y trabaje. El coeficiente para la categoría *Ninguno* es positivo pero no estadísticamente significativo en la tercera especificación. Por otro lado, el coeficiente es negativo y estadísticamente significativo para la categoría *Trabajo*, esto señala que mientras mayor sea el poder de negociación de la madre, menores serán las probabilidades de que el niño o niña solamente trabaje a que estudie y trabaje al mismo tiempo. La variable de *Poder*Poder* es significativa solo para los coeficientes de la opción *Estudio*, el signo negativo denota que existen rendimientos marginales decrecientes de poder de negociación con respecto a aumentar las probabilidades de solo estudiar a estudiar y trabajar. Esto podría estar ligado a la teoría de Basu (2006) sobre los extremos de poder de negociación, donde tanto el padre como la madre se benefician del trabajo infantil.

Los ingresos per cápita del hogar y la educación del jefe de hogar siguen la misma dirección que el poder de negociación. un incremento favorece las probabilidades de solo estudiar a estudiar y trabajar; y disminuyen las probabilidades de solo trabajar con respecto a estudiar y trabajar. Por otro lado, el pertenecer al área rural disminuye las probabilidades de solo estar estudiando e incrementa las probabilidades de solo estar trabajando. Estos resultados concuerdan con los trabajos de de Grigoli y Sbrana (2011) y Zapata, Contreras, y Kruger (2011) para Bolivia en los años de 1997 y 2001 respectivamente.

Cuadro 5
Coefficientes del modelo Logit Multinomial

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Trabajo	Ninguno	Estudio	Trabajo	Ninguno	Estudio	Trabajo	Ninguno	Estudio
Poder	-0.30*(0.15)	-0.64**(0.20)	0.57***(0.06)	-0.25(0.19)	0.46*(0.19)	0.48***(0.06)	-0.36(0.19)	0.22(0.17)	0.36***(0.06)
Poder x Poder	0.01(0.02)	-0.10(0.05)	-0.03***[0.01]	-0.01(0.05)	-0.07(0.05)	-0.03***[0.01]	-0.00(0.05)	-0.04(0.04)	-0.02**[0.01]
Ln ingreso p.c.	-0.22***[0.05]	0.08(0.05)	0.45***[0.03]	-0.33***[0.06]	0.22***[0.06]	0.54***[0.03]	-0.32***[0.07]	-0.00(0.07)	0.21***[0.03]
Educación jefe	-0.13***[0.02]	0.03*(0.01)	0.12***[0.01]	-0.13***[0.02]	0.00(0.01)	0.11***[0.01]	-0.13***[0.02]	-0.01(0.01)	0.08***[0.01]
Edad 9 a 11				-1.53*(0.61)	-2.93***[0.21]	-1.17***[0.08]	-1.48*(0.62)	-2.77***[0.22]	-1.31***[0.08]
Edad 12 a 14				1.15**[0.38]	-2.86***[0.19]	-1.63***[0.08]	1.28**[0.39]	-2.64***[0.20]	-1.87***[0.09]
Edad 15 a 17				1.76***[0.39]	-2.54***[0.16]	-2.03***[0.09]	1.97***[0.40]	-2.27***[0.17]	-2.38***[0.10]
Mujer				-0.09(0.14)	0.19(0.11)	0.29***[0.05]	-0.09(0.14)	0.21(0.11)	0.34***[0.05]
Orden				0.14*(0.06)	-0.17(0.09)	-0.11***[0.02]	0.08(0.06)	-0.34***[0.10]	-0.09***[0.03]
Área rural							0.20(0.17)	-1.46***[0.13]	-1.74***[0.06]
Año 2019							-0.07(0.15)	-0.21(0.11)	-0.14**[0.05]
Dependientes							0.18*(0.08)	0.52***[0.06]	-0.06(0.03)
Valle							0.47**[0.17]	0.56***[0.15]	0.27***[0.06]
Llano							0.80***[0.20]	1.50***[0.15]	0.68***[0.07]
Constant	-0.09(0.32)	-3.04***[0.33]	-2.96***[0.16]	-0.90(0.52)	-1.59***[0.40]	-2.01***[0.19]	-1.50*(0.61)	-0.15(0.47)	1.11***[0.21]

La interpretación correcta de las magnitudes de los efectos en los modelos de máxima verosimilitud se realiza adecuadamente mediante los efectos marginales de las variables dependientes, designando un valor constante a todas las demás variables. En el **Cuadro 6** podemos observar los efectos marginales en medias en las probabilidades para cada una de las variables.

Cuadro 6
Efectos marginales promedio del modelo logit multinomial

	Estudio	Ambos	Ninguno	Trabajo
Poder	0.041*** (0.006)	-0.031*** (0.005)	-0.004 (0.003)	-0.007** (0.002)
Ln ingreso p.c.	0.029*** (0.004)	-0.018*** (0.003)	-0.004*** (0.002)	-0.006*** (0.001)
Educación jefe	0.011*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
Edad 9 a 11	-0.076*** (0.007)	0.111*** (0.007)	-0.034*** (0.003)	-0.001 (0.001)
Edad 12 a 14	-0.161*** (0.009)	0.170*** (0.008)	-0.028*** (0.004)	0.019*** (0.002)
Edad 15 a 17	-0.256*** (0.010)	0.226*** (0.010)	-0.014*** (0.005)	0.044*** (0.005)
Mujer	0.039*** (0.006)	-0.034** (0.005)	-0.002 (0.003)	-0.003* (0.002)
Orden	-0.005 (0.004)	0.010*** (0.003)	-0.007*** (0.002)	0.002** (0.001)
Área rural	-0.191*** (0.006)	0.015*** (0.006)	-0.002 (0.003)	-0.000 (0.002)
Año 2019	-0.012** (0.006)	0.015*** (0.006)	-0.002 (0.003)	-0.000 (0.002)
Dependientes	-0.020*** (0.004)	0.003 (0.003)	0.014*** (0.001)	0.003** (0.001)
Valle	0.023*** (0.007)	-0.035*** (0.007)	0.007** (0.003)	0.005** (0.002)
Llano	0.047*** (0.008)	-0.078*** (0.007)	0.024*** (0.004)	0.006** (0.003)

Fuente: Elaboración propia, 2021

Un incremento del poder de negociación en una unidad, incrementa las probabilidades de solo estudiar en un 4.1%, disminuye la probabilidad de estudiar y trabajar en un 3.1% y disminuye la probabilidad de trabajo infantil en un 0.7%.

Para observar si el efecto del poder de la madre varía con respecto a los hijos y a las hijas, se realizó una predicción de los márgenes de cambio por sexo para los cuatro resultados cuando el poder de negociación varía de 0 a 5⁶. Se observa en las Figuras 3, 4, 5 y 6 que en general el efecto del poder de negociación no es muy diferente entre los hijos y las hijas.

En la Figura 3 podemos ver una diferencia significativa cuando el poder de negociación varía entre 0 a 2 años. Por ejemplo, cuando el poder es igual a 1.5, lo que significa que la madre tiene 1.5 años de estudio por 1 año del padre, la probabilidad que las hijas solamente estudien (línea roja) es mayor a la de los hijos (línea azul). Y esta tendencia es creciente tanto para hijas e hijos, lo que significa que ambos se benefician con un incremento del poder de negociación.

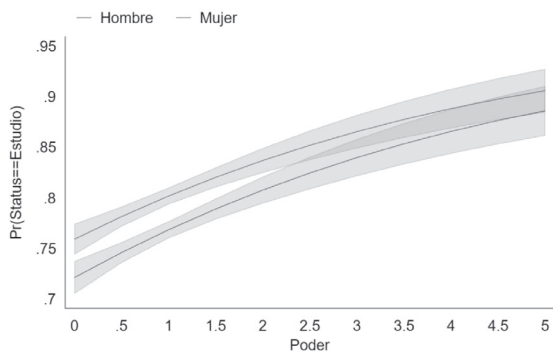
En la Figura 4 nuevamente vemos una diferencia significativa al 95% de confianza cuando el poder varía de 0 a 2. En ese intervalo mencionado podemos observar que la probabilidad de que los hijos estudien y trabajen al mismo tiempo es mayor que a la de las hijas. Ambas tendencias son decrecientes, lo que significa que, a mayor poder de negociación en favor de la madre, menor probabilidad de que las hijas y los hijos estudien.

Las Figuras 5 y 6 que muestran respectivamente la probabilidad de que las hijas no estudien ni trabajen y que solo trabajen, no muestran diferencias significativas al 95% de confianza entre las hijas y los hijos cuando el poder de negociación varía. Sin embargo, ambas tendencias son decrecientes al poder de negociación, lo que resalta una menor preferencia por parte de la madre en estas posibilidades.

⁶ Como se señaló anteriormente, que el ratio sea 5 significa que por cada año de educación que tenga el padre, la madre tiene 5.

Figura 3. Probabilidad para solo estudiar por género

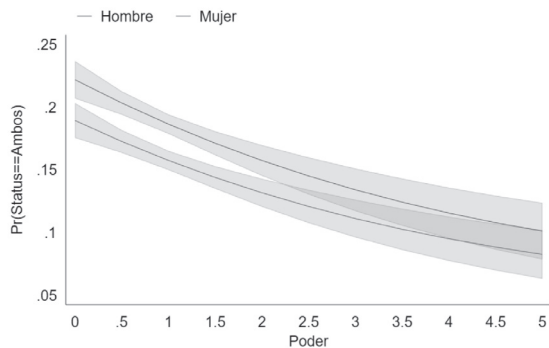
Predictive Margins with 95% CIs



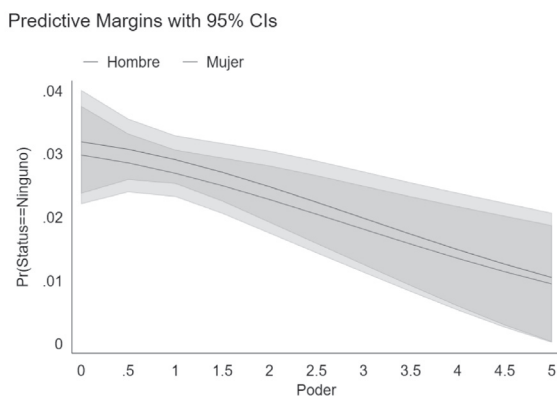
Fuente: Elaboración propia en base a la ENNA (2016 y 2019)

Figura 4. Probabilidad para estudiar y trabajar por género

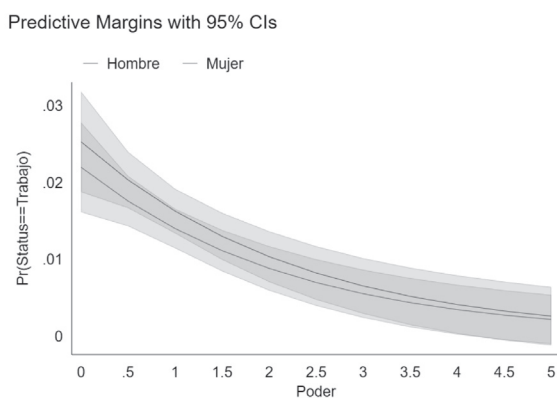
Predictive Margins with 95% CIs



Fuente: Elaboración propia en base a la ENNA (2016 y 2019)

Figura 5. Probabilidad para no estudiar, ni trabajar por género

Fuente: Elaboración propia en base a la ENNA (2016 y 2019)

Figura 6. Probabilidad para sólo trabajar

Fuente: Elaboración propia en base a la ENNA (2016 y 2019)

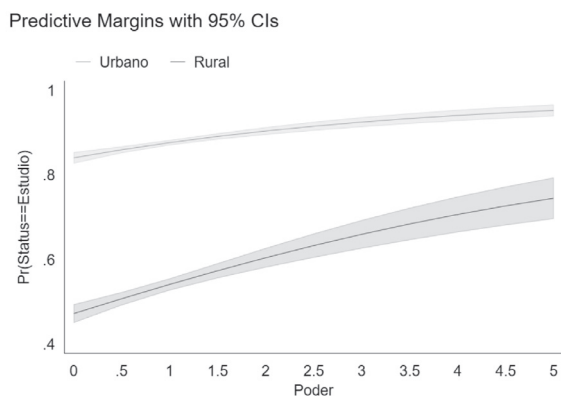
Por otro lado, también se graficó las probabilidades para las áreas rural y urbana. En la Figura 7 podemos ver que el efecto del poder de negociación en el área rural es más pronunciado para incrementar las probabilidades de que los hijos e hijas solo estudien; sin embargo, la probabilidad de solo estudio es mayor en el área urbana. Nuevamente nos encontramos con una tendencia creciente al poder de negociación de la madre.

En la Figura 8 observamos que si bien la probabilidad de niños estudiando y trabajando en el área rural es más alta, el efecto del poder acorta esta brecha con el área urbana.

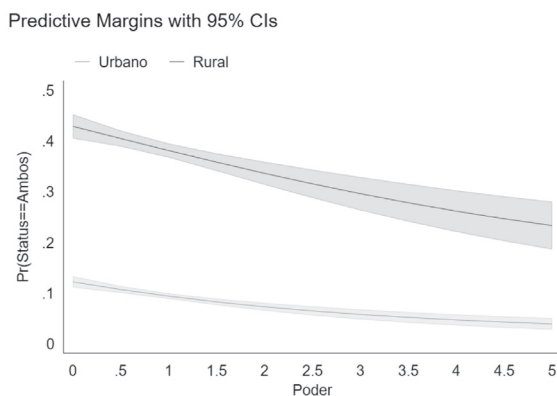
Por último, el poder de negociación acorta considerablemente la brecha entre el área urbana y rural en la probabilidad de solo trabajo para los niños y niñas como podemos observar en la Figura 10.

Los efectos marginales mostrados en el *Cuadro 7* y las tendencias de estos efectos marginales graficados por sexo y por área, sugieren que la madre es adversa a cualquier otro resultado que no sea la alternativa de que los niños y niñas solo estudien. Esta es la opción preferida por las madres que tienen mayor poder de negociación.

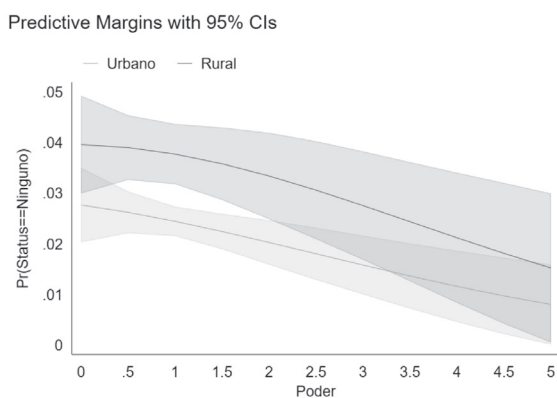
Figura 7. Probabilidad para solo estudiar según área



Fuente: Elaboración propia en base a la ENNA (2016 y 2019)

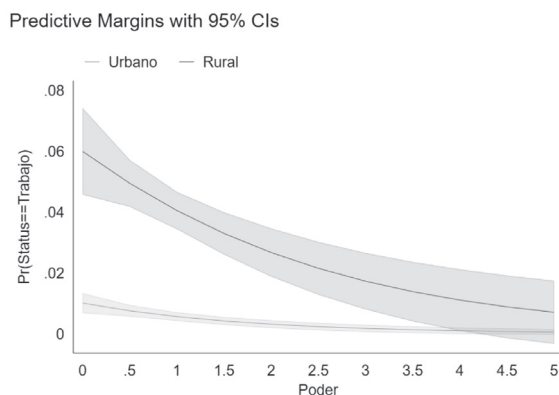
Figura 8. Probabilidad para estudiar y trabajar según área

Fuente: Elaboración propia en base a la ENNA (2016 y 2019)

Figura 9. Probabilidad para no estudiar, ni trabajar según área

Fuente: Elaboración propia en base a la ENNA (2016 y 2019)

Figura 10. Probabilidad para sólo trabajar según área



Fuente: Elaboración propia en base a la ENNA (2016 y 2019)

4.2. Modelo logit ordenado

Los resultados del modelo logit ordenado se muestran en el **cuadro 7**. Podemos señalar que el poder de negociación es estadísticamente significativo en las tres especificaciones.

La interpretación del logit ordenado se fundamenta en los signos de los coeficientes, como el valor más alto de nuestra variable dependiente representa la peor situación términos de bienestar, los signos nos dicen que un mayor balance de poder para la madre disminuye (incrementa) las probabilidades de elegir la peor (mejor) opción de bienestar infantil. En otras palabras, las madres son más propensas a buscar que su hijo o hija solo se encuentre estudiando, que es la opción de bienestar infantil preferida.

Por otro lado, el ingreso y la educación del jefe de hogar también presentan la misma dirección, un mayor ingreso per cápita del hogar o una mayor educación del jefe de hogar situaría al niño o niña en la alternativa más preferida. También observamos que los grupos de menor edad son los más beneficiados y que las niñas son menos propensas a encontrarse en la peor situación que es solo trabajar. Por último, el orden de nacimiento, pertenecer al área rural y el número de personas dependientes dentro del hogar incrementan las probabilidades de encontrarse en las peores alternativas.

Estas estimaciones concuerdan con los resultados del modelo logit multinomial. Ambos modelos sugieren la presencia de diferentes preferencias por parte de la madre y el padre hacia sus hijos. La madre es quien pondera mayormente es sus preferencias el bienestar de sus hijos.

Cuadro 7
Coefficientes del modelo de logit ordenado

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
Poder	-0.513***	(0.048)	-0.428***	(0.048)	-0.344***	(0.049)
Poder x Poder	0.029***	(0.005)	0.021***	(0.005)	0.015***	(0.005)
Ln ingreso p.c.	-0.432***	(0.022)	-0.477***	(0.024)	-0.206***	(0.025)
Educación jefe	-0.125***	(0.005)	-0.114***	(0.005)	-0.087***	(0.005)
Edad 9 a 11			0.372***	(0.066)	0.484***	(0.068)
Edad de 12 a 14			0.912***	(0.067)	1.128***	(0.070)
Edad de 15 a 17			1.380***	(0.070)	1.708***	(0.075)
Mujer			-0.235***	(0.042)	-0.250***	(0.043)
Orden			0.120***	(0.023)	0.059**	(0.024)
Área rural					1.381***	(0.051)
Año 2019					0.074*	(0.044)
Dependientes					0.197***	(0.027)
Valle					-0.105**	(0.049)
Llano					-0.226***	(0.059)
cut1	-3.031***	(0.135)	-2.386***	(0.159)	0.326*	(0.179)
cut2	-1.067***	(0.133)	-0.346**	(0.162)	2.467***	(0.188)
cut3	-0.004	(0.148)	0.729***	(0.169)	3.549***	(0.190)

Fuente: Elaboración propia en base a la ENNA (2016 y 2019)

5. Conclusiones

El trabajo infantil puede generar perjuicios de corto y largo plazo. En el presente el hecho de que un niño trabaje, disminuye el tiempo y la capacidad física y mental para rendir óptimamente en el colegio, además algunos trabajos pueden poner en riesgo la salud de los niños. En el largo plazo menores logros educativos causados por exposición temprana al trabajo, resultan en menor bienestar económico ya que los ingresos están altamente relacionados con la educación obtenida y esto resulta en una menor movilidad social (Zapata y cols., 2011). Entonces en un país en desarrollo como Bolivia es necesario analizar los factores que determinan la participación de los niños en el mercado laboral y su asistencia escolar.

En el presente trabajo se desarrolló tanto teórica como empíricamente un modelo que permita evaluar los efectos de las distintas preferencias entre los dos jefes principales del hogar, es decir, la madre y el padre. Los resultados sugieren que la madre y el padre tienen distintas preferencias sobre la distribución de tiempo de sus hijos, que se ven reflejadas en los cambios en el bienestar infantil cuando el poder de negociación varía.

Como el modelo teórico señala, ambos padres pueden ser adversos al trabajo infantil y también ambos padres pueden preferir una mayor educación para sus hijos. Sin embargo, puede que el padre o la madre sea más adverso o adversa que su pareja a que hijo o hija trabaje. En un modelo de negociación intra-familiar, estas preferencias son determinantes en la toma de decisiones. Siempre y cuando el padre o madre más adverso al trabajo infantil tenga mayor poder dentro del hogar, menor será la incidencia de los hijos en el trabajo.

Por otro lado, los resultados empíricos comprueban la presencia de negociación dentro del hogar y al mismo tiempo comprueban la existencia de preferencias heterogéneas entre los padres. La madre tiende a favorecer la educación de sus hijos más que los padres. Otros trabajos comprueban que la madre también tiende a favorecer a sus hijos en otras áreas de bienestar como consumo y salud (Thomas, 1990; Inchauste, 2001; Fafchamps y Shilpi, 2014).

Dados estos resultados y el modelo teórico planteado, la hipótesis inicial sí es aceptada, es decir, un mayor poder de negociación de la madre sí disminuye la incidencia de trabajo infantil y aumenta las probabilidades de asistencia escolar.

Por último, podemos señalar que esta evidencia sugiere que el modelo unitario no se cumple en los hogares bolivianos, ya que las distintas preferencias sí afectan en

la toma de decisiones sobre la distribución de tiempo de los niños. Si bien el modelo econométrico partió del supuesto de un entorno de negociación, el encontrar diferencias significativas en hogares con diferentes niveles de poder de negociación para la madre permite realizar esta conjetura.

5.1. Recomendaciones de políticas

Claramente la más relevante recomendación es invertir en cerrar la brecha de educación entre el hombre y la mujer. Una madre más educada no solo se beneficia a sí misma al mejorar su empoderamiento, sino que también beneficia el bienestar de sus hijos debido a que sus preferencias son diferentes a las del padre. Este efecto se ve potenciado en áreas rurales, donde justamente existe una mayor incidencia de trabajo infantil debido a la producción agrícola.

Un incremento del poder de negociación de la madre, genera mayor educación infantil lo que aumenta el capital humano, que en última instancia tiene un efecto en el desarrollo económico de país.

Referencias

1. Agénor, P.-R., y Alpaslan, B. (2013, 02). Child labor, intra-household bargaining and economic growth. University of Manchester, Centre for Growth and Business Cycle Research, 52.
2. Angrist, J. D., y Krueger, A. B. (1999). Empirical strategies in labor economics. En *Handbook of labor economics* (Vol. 3, pp. 1277–1366). Elsevier.
3. Angrist, J. D., y Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics*. Princeton University Press.
4. Basu, K. (1999). Child labor: Cause, consequence, and cure, with remarks on international labor standards. *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1083–1119.
5. Basu, K. (2006, 03). Gender and Say: A Model of Household Behaviour with Endogenously Determined Balance of Power. *The Economic Journal*, 116(511), 558–580.
6. Becker, G. S. (1981). *A treatise on the family* (Enlarged ed.). Harvard University Press.
7. Browning, M., y Chiappori, P. A. (1998). Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests. *Econometrica*(6), 1241–1278.
8. Cameron, A. C., y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics. methods and applications*. Cambridge University Press.
9. Cameron, A. C., y Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using stata* (1.a ed.). Stata Press.
10. Chiappori, P.-A., y Donni, O. (2009). Non-unitary models of household behavior: A survey of the literature.
11. Doss, C. (2013). Intrahousehold bargaining and resource allocation in developing countries. *World Bank Research Observer*, 28(1), 52–78.
12. Emerson, P. M., y Souza, A. P. (2002, mayo). Bargaining over sons and daughters: Child labor, school attendance and intra-household gender bias in Brazil (Vanderbilt University Department of Economics Working Papers n.o 0213). Vanderbilt University Department of Economics.

13. Emerson, P. M., y Souza, A. P. (2007). Child labor, school attendance, and intrahousehold gender bias in Brazil. *World Bank Economic Review*, 21(2), 301-316.
14. Ersado, L. (2005). Child labor and schooling decisions in urban and rural areas: Comparative evidence from Nepal, Peru, and Zimbabwe. *World Development*, 33(3), 455-480.
15. Fafchamps, M., y Shilpi, F. (2014). Education and household welfare. *Economic Development and Cultural Change*, 63(1), 73-115.
16. Fundación ARU. (2020). Derechos de niñas y niños trabajadores: tendencias, condiciones y políticas para reducir el trabajo infantil.
17. Citter, S. R., y Barham, B. L. (2008, 05). Women's Power, Conditional Cash Transfers, and Schooling in Nicaragua. *The World Bank Economic Review*, 22(2), 271-290. doi: 10.1093/wber/lhn006.
18. Grigoli, F., y Sbrana, G. (2011). Determinants and dynamics of schooling and child labor in Bolivia. *World Bank Policy Research Working Paper*(5534).
19. Haddad, G. K. (2017). Parents' decision on child labour and school attendance: evidence from Iranian households. *Journal of Education and Work*, 30(6), 612-631. doi: 10.1080/13639080.2017.1341044
20. Hausman, J., y McFadden, D. (1984). Specification tests for the multinomial logit model. *Econometrica*, 52(5), 1219-1240.
21. Hernández-Sampieri, R., y Torres, C. P. M. (2018). Metodología de la investigación (Vol. 4). McGraw-Hill Interamericana México eD. F DF
22. Inchauste, M. G. (2001). Intrahousehold allocation of resources: The Bolivian family. *International Monetary Fund*.
23. Jiménez, W., y Martínez, K. (2018). Contribución de la mujer al ingreso del hogar y efectos sobre la asignación del gasto familiar en Bolivia.
24. Khan, R. E. A. (2003). Children in different activities: Child schooling and child labour. *The Pakistan Development Review*, 42(2), 137-160.

25. Kuo, Y.-M., y Azam, M. (2019, octubre). Household Cooking Fuel Choice in India, 2004-2012: A Panel Multinomial Analysis (IZA Discussion Papers n.o 12682). Institute of Labor Economics (IZA).
26. Maitra, P., y Ray, R. (2002). The joint estimation of child participation in schooling and employment: Comparative evidence from three continents. *Oxford Development Studies*, 30(1), 41-62. doi: 10.1080/136008101200114895.
27. Ngenzebuke, R. L. (2016). Female say on income and child outcomes: Evidence from Nigeria (Inf. Té.c.). WIDER Working Paper.
28. Reggio, I. (2011). The influence of the mother's power on her child's labor in Mexico. *Journal of Development Economics*, 96(1), 95-105.
29. Ridao-Cano, C. (2001). Child labor and schooling in a low income rural economy. Thomas, D. (1990). Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach. *The Journal of Human Resources*(4), 635-664.
30. Zapata, D., Contreras, D., y Kruger, D. (2011). Child labor and schooling in Bolivia: Who's falling behind? the roles of domestic work, gender, and ethnicity. *World Development*, 39(4), 588-599.

Análisis del Sistema Integral de Pensiones en Bolivia: una década después

Fabián Calderón

Resumen

La reforma previsional de 2010 en Bolivia, que instituyó el Sistema Integral de Pensiones (SIP), incorpora un componente solidario para el acceso a las jubilaciones del sistema. A través de un análisis histórico y estadístico de las reformas previsionales en Bolivia, se logran evidenciar algunos de los problemas que dieron lugar a las diferentes reformas, como la insostenibilidad fiscal o la baja cobertura del Sistema. En ese sentido, la constitución del SIP representó un aumento considerable de jubilados, en su gran mayoría hacia la modalidad solidaria. A su vez, esta reforma representa una mayor participación tanto de trabajadores independientes como de mujeres, aunque todavía sean avances insuficientes y con impedimentos. En ese marco, deben considerarse algunos de los riesgos que representan la baja cotización al sistema, la cada vez mayor dependencia de la modalidad solidaria o el retiro de fondos de pensiones a raíz de la pandemia del COVID-19, con el propósito de proteger los avances conseguidos en materia de seguridad social.

Clasificación JEL: H55

Palabras clave: Empoderamiento materno, desnutrición infantil, análisis de componentes principales, análisis factorial.

Abstract

The 2010 pension reform in Bolivia, which implemented the Integral Pension System (SIP), incorporates a solidarity component for access to system pensions. Through a historical and statistical analysis of the pension reforms in Bolivia, some of the problems that caused the different reforms are evidenced, such as fiscal unsustainability or the low coverage of the System. In this sense, the constitution of the SIP represented a considerable increase in retirees, the vast majority towards the solidarity modality. In turn, this reform represents a greater participation of both independent workers and women, although progress is still insufficient and limited. In this context, some of the risks represented by the low contribution to the system, the increasing dependence on the solidarity modality or the withdrawal of pension funds as a result of the COVID-19 pandemic must be considered, in order to protect the progress reached in social security.

JEL Classification: H55

Keywords: Pensions, coverage, solidarity, social security, Integral Pension System.

1. Introducción

La aprobación de la Ley de Pensiones No. 065 en el año 2010 dio paso a la formación del Sistema Integral de Pensiones, que representa un conjunto de modificaciones al Sistema de Capitalización Individual en función de algunos componentes solidarios, complementarios al sistema de ahorro individual que fue creado en la década de los 90.

En ese sentido, algunos de los argumentos para esta modificación se basaban en los bajos montos jubilatorios recibidos por los afiliados al sistema previsional. Además, se encontraban algunas dificultades en la suficiencia de las prestaciones otorgadas a los beneficiarios, que se relacionan con los impedimentos para el acceso a una jubilación, en grupos como trabajadores independientes y mujeres.

De esa manera, el presente documento busca realizar un análisis de los resultados del Sistema Integral de Pensiones aprobado en 2010, a más de 10 años de su ejecución. En específico, se busca evaluar en qué medida grupos vulnerables como trabajadores independientes o mujeres fueron beneficiados por parte de este Sistema. De esa manera, en primer lugar se plantea una revisión histórica y estadística de las reformas previsionales en el país, con énfasis en las reformas de 1996 y 2010. Posteriormente, se plantea un modelo de probabilidad para la cotización y

para la jubilación en el Sistema Integral de Pensiones, tomando en cuenta diferentes características socioeconómicas de análisis. Finalmente, se presentan un conjunto de conclusiones y recomendaciones de política.

2. Reformas previsionales en Bolivia

Situación previa a la reforma de pensiones de 1996

La estructuración política del Sistema de Seguridad Social en Bolivia tiene su origen en el Código de Seguridad Social de 1956¹. En este código, se establecieron los lineamientos en los que tanto la seguridad social de corto (salud y maternidad) como de largo plazo (sistema previsional de pensiones) se desarrollarían en el transcurso de las siguientes décadas.

En ese sentido, tras algunas reformas posteriores, el sistema previsional quedó fundamentado en un mecanismo de reparto, que consiste en el financiamiento de las pensiones recibidas durante la vejez por parte de los trabajadores activos (Aponte y Urioste, 2008).

De esa manera, el sistema de seguridad social llegaría a estar fundamentado en su formulación en un conjunto de principios rectores, establecidos en el propio texto constitucional de 1967. En el artículo 158 se establece que “Los regímenes de seguridad social se inspirarán en los principios de universalidad, solidaridad, unidad de gestión, economía, oportunidad y eficacia”².

Posteriormente, se presentó un contexto de diferentes reformas al sistema, tanto en los años 70 pero principalmente a partir de los años 80, dentro de un contexto de recuperación de los episodios hiperinflacionarios de principios de década y de la implementación de la Nueva Política Económica tras el decreto 21060. Dentro de este marco, entre 1987 y 1993 se estableció la separación de los regímenes de corto y largo plazo, con la administración por parte de fondos de pensiones en este último caso. En esa línea, en 1990 se crearon el Fondo de Pensiones Básicas (FOPEBA) encargado de la gestión integral del régimen básico y obligatorio de las prestaciones previsionales, dejando a un conjunto de Fondos Complementarios la administración de recursos adicionales en función de su actividad laboral (Aponte y Urioste, 2008).

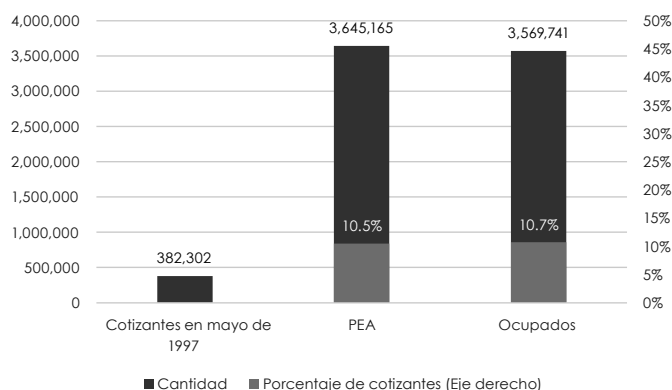
¹ Ley de 14 de diciembre de 1956, promulgada en el gobierno de Hernán Siles Zuazo.

² Una mayor revisión acerca de los principios de seguridad social, que incluye la Declaración Universal de Derechos Humanos, la Declaración Americana de los derechos y Deberes del Hombre, los Principios Directivos para la Seguridad Social de OIT y el Código Iberoamericano de Seguridad Social se puede encontrar en el trabajo de Aponte, G; Urioste, J.C. (2008). Reformas al Sistema de Pensiones de la Seguridad Social en Bolivia (1956 – 2008). En Fundación Milenio, *Pensiones y Jubilación en Bolivia*.

Es precisamente en esta época cuándo se empiezan a elaborar medidas de transición hacia un sistema fundamentado en aportes individuales en función de diferentes problemas asociados al sistema de reparto, que finalmente terminarían con la aprobación de la Ley de Pensiones en noviembre de 1996, con un marcado viraje a un sistema constituido por aportes individuales en reemplazo del sistema de reparto. Para comprender el sentido de este cambio, diferentes estudios dan cuenta de los diferentes problemas que el sistema de reparto acarreaba en el momento de la reforma de 1996³. De esa manera, la evaluación general determina que el anterior sistema de reparto difícilmente podía cubrir los principios constitucionales de universalidad, solidaridad, unidad de gestión, economía, oportunidad y eficacia previamente citados (Bonadona, 2003).

Entre los elementos que explican la presencia de estos problemas se encuentra el bajo porcentaje de cotizantes que el sistema de reparto representaba para mayo de 1997, momento en el que inicia la operación del sistema de aportes individuales aprobado por la Ley de Pensiones. El porcentaje de cotizantes ligeramente superaba el 10% del total de la población económicamente activa y de los ocupados para 1997.

Figura 1. Número de cotizantes, población económicamente activa y ocupados para 1997



Fuente: Elaboración propia con información de UDAPE

³ Entre los estudios mencionados, se encuentran Bonadona (2003), Jemio (2008), Ferrufino (2008) o el ya citado Aponte y Urioste (2008).

Esta situación también se traducía en una relación muy baja entre trabajadores activos y pasivos, que requiere estar en un nivel cercano de 10 a 1 para otorgar un financiamiento para un ingreso de jubilación adecuado. Sin embargo, para 1994 esta relación se encontraba cerca del 3 a 1, implicando serios riesgos para la sostenibilidad y la otorgación de prestaciones en el Sistema de Reparto (Jemio, 2008).

Adicionalmente, la presencia de múltiples fondos complementarios iba en contra del principio de unidad de gestión. En ese sentido, de acuerdo a Bonadona (2003) y Jemio (2008) esta estructura representaba diferentes casos de corrupción del sistema previsional. Esto se traducía en una falta de supervisión estatal en la gestión de un sistema bastante parcelado⁴, además de bastante discrecionalidad en la administración, tanto del manejo de los fondos de seguridad social de corto y largo plazo, así como de las disposiciones en torno a modificaciones en el referente salarial para el cálculo de los beneficios de pensiones a ser recibidos.

Este conjunto de características establecían un marco en el que, tanto por el diseño del sistema, como por problemas en la administración de los diferentes fondos del Sistema de Reparto, la sostenibilidad del mismo se viera amenazada. En ese sentido, en el contexto de la reforma de pensiones de 1996, el trabajo de Humérez y Gamboa (1997) señalaba que los costos fiscales de la reforma previsional representarían un alivio frente a los costos que representaría mantener el sistema de reparto⁵.

Reforma de Pensiones de 1996: Seguro Social Obligatorio

Bajo el marco de las reformas públicas del primer gobierno de Gonzalo Sánchez de Lozada (1993-1997), en el que se estableció un viraje hacia la constitución de sociedades de economía mixta (público-privada) en la administración de las principales empresas públicas⁶, también se establecieron los mecanismos hacia una administración privada de los fondos de pensiones.

Las características del Sistema de Reparto señaladas anteriormente justificaron la adopción de una reforma previsional, pasando hacia un sistema de contribución definida más comúnmente denominado como de capitalización individual.

4 El trabajo de Jemio (2008) da cuenta de que los esquemas complementarios del Sistema de Reparto en el momento de la reforma de 1996 estaban compuestos por 34 planes distribuidos en: a) 24 fondos complementarios para distintos ramos laborales, b) 8 esquemas para empleados universitarios y c) 2 esquemas para empleados bancarios y Policía.

5 El trabajo citado señalaba que los costos fiscales en un escenario sin reforma previsional ascendían a un valor presente neto de 3,395 millones de dólares, frente a un valor presente en un escenario con reforma cercano a 2,360 millones de dólares. Humérez, J.; Gamboa, R. (1997). *Aspectos fiscales de la Reforma del Sistema de Pensiones*. UDAPE.

6 El proceso de capitalización tomó en cuenta a las siguientes empresas públicas: YPFB, ENDE, ENTEL, ENFE y LAB.

La ley de pensiones de 1996⁷ estableció un mecanismo de ahorro individual a través de la adopción de una afiliación obligatoria de los trabajadores activos. El mismo consistía en un aporte mensual hacia una cuenta de ahorro individual, cuyos rendimientos financiarían la pensión jubilatoria al pasar a ser trabajadores pasivos.

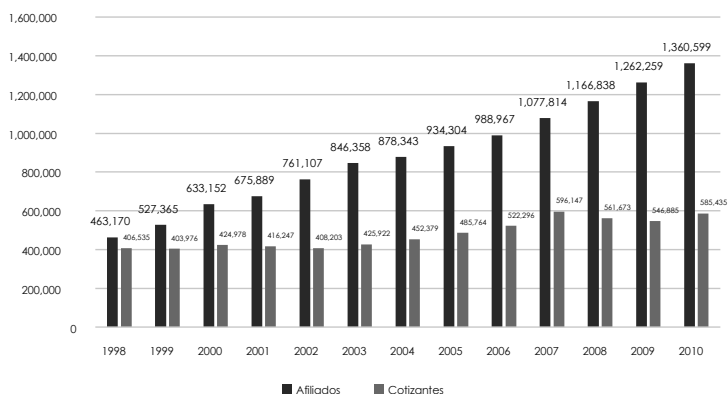
La administración de estas contribuciones se constituiría en el Fondo de Capitalización Individual a ser gestionado por administradoras privadas. El objetivo de estas últimas también implicaba la gestión de inversiones de los recursos de los fondos administrados, con el objetivo de generar rendimientos favorables a los ahorristas.

De esa manera, el traspaso de los fondos del sistema de reparto hacia las administradoras privadas se realizó finalmente a mediados de 1997. En este marco, se optó únicamente por dos administradoras de fondos de pensiones (AFPs): Futuro de Bolivia S.A. – AFP y Previsión BBVA AFP S.A, las cuales gozarían de exclusividad en la administración previsional a partir de mayo de 1997 (Bonadona, 2003; Aponte y Urioste, 2008).

Bajo la aplicación de este marco, la afiliación obligatoria al seguro social representó un aumento considerable de la cantidad de afiliados al sistema previsional. Hasta diciembre de 2010, momento en el que se promulgó una nueva ley de pensiones, se llegó a contar con más de 1.3 millones de afiliados. Sin embargo, esta evolución no se condijo con el número de cotizantes efectivos al sistema, ya que el mismo solamente se aproximaba a 600 mil cotizantes.

7 Ley 1732 del 29 de noviembre de 1996.

Figura 2. Evolución del número de afiliados y cotizantes al Seguro Social Obligatorio (1998-2010)



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística y UDAPE

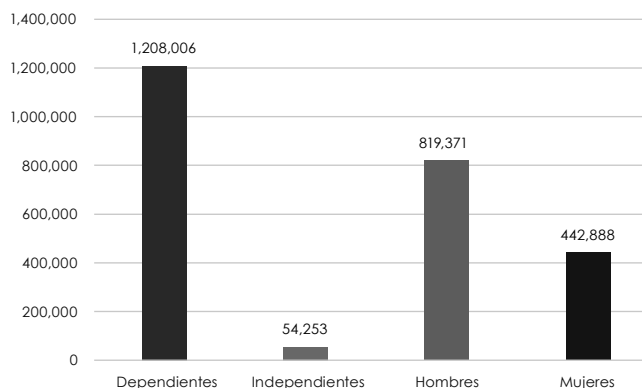
Nota: Los cotizantes están registrados al mes de diciembre del año respectivo

Más allá del aumento del número de afiliados al sistema, se siguió manteniendo un nivel muy bajo de cobertura, llegando a cerca del 25% de la población económicamente activa para 2009. Este porcentaje disminuye a 11% si solamente se toma en cuenta al número de cotizantes efectivos. De esa manera, la elaboración del sistema se enfrentaría a las condiciones de informalidad que caracterizan al mercado laboral boliviano.

Esta condición también se ve reflejada en la representación de la afiliación entre grupos vulnerables. Para 2009, del total de afiliados al sistema de pensiones únicamente el 4.3% correspondía a trabajadores independientes mientras que el resto eran afiliados en condición de dependencia. Por género, solamente el 35.1% correspondía a afiliadas mujeres y el resto a hombres. En ese sentido, mientras que el porcentaje de afiliados sobre la Población Económicamente Activa para los hombres era de 28.8% en ese año, este porcentaje disminuía a 18.9% para el caso de las mujeres. Sobre las desigualdades de género que los sistemas de pensiones en Bolivia podrían ahondar, el estudio de Bonadona (2003) sostiene que el Sistema de capitalización individual llegó incluso a eliminar las compensaciones que se producían en favor de las mujeres en el Sistema de Reparto, efectuadas mediante la mayor esperanza de vida que éstas tienen⁸.

8 Bonadona, A. (2003). *Género y sistemas de pensiones en Bolivia*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

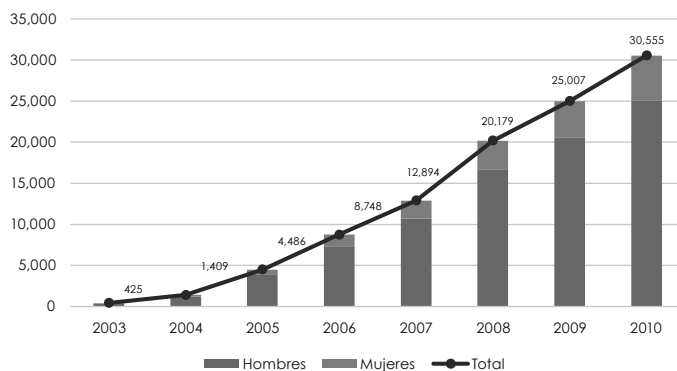
Figura 3. Número de afiliados al Sistema de Pensiones (2009), por tipo de dependencia y género



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística y UDAPE

La presencia de diferencias de género también se notaría en la cantidad de pensiones de jubilación que durante el período de funcionamiento de la ley 1732 se llegarían a pagar (1997-2010). La información disponible señala que los pagos de pensiones de vejez hacia mujeres llegaría a estar en torno a un 18% del total de pagos de pensiones hechos para el año 2010.

Figura 4. Número de pensiones de vejez del Sistema de Pensiones, por género (2003-2010)

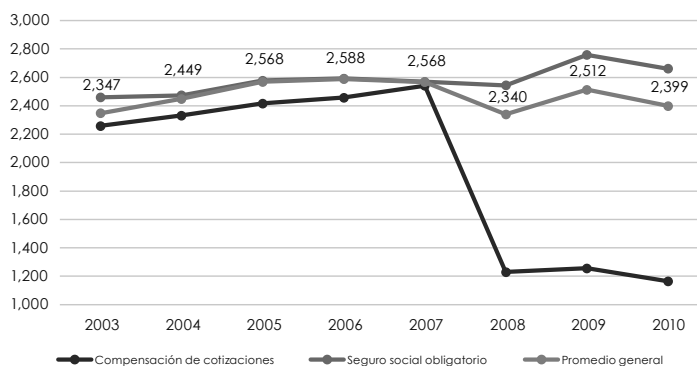


Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

El número bajo de jubilados presentado anteriormente se traduce en una cobertura que ligeramente superaba el 4% del total de la población de 65 o más años de edad.

En ese sentido, con respecto al monto recibido por las jubilaciones, el mismo se traduce en algunas diferencias importantes entre los pensionados que recibían sus pensiones provenientes exclusivamente del mecanismo de capitalización individual y los que se adecuaron a la compensación de cotizaciones realizadas al anterior Sistema de Reparto. De esa manera, para el año 2010, el promedio de las pensiones del Seguro Social Obligatorio superaba ligeramente los 2,600 bolivianos, mientras que el promedio de la compensación de cotizaciones al anterior Sistema de Reparto superaba solamente los 1,100 bolivianos, un monto que apenas duplicaba la línea de pobreza para 2011.

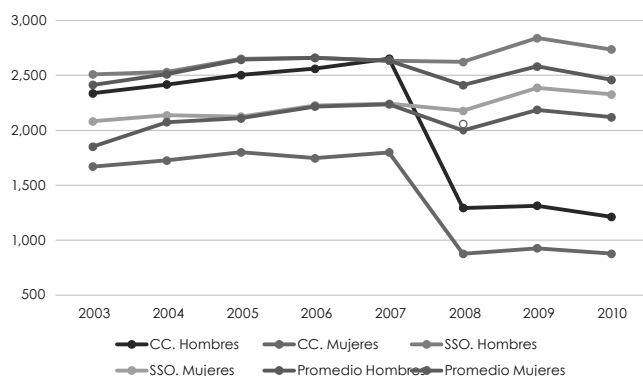
Figura 5. Pensión promedio del Sistema de Pensiones, en Bs., por modalidad de pensión (2003-2010)



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

Esta situación era más acentuada para las mujeres. Tanto en la modalidad de jubilación del seguro social obligatorio como en la que corresponde a la compensación de cotizaciones, el monto recibido por las mujeres es inferior al de los hombres. En el caso de la compensación de cotizaciones, incluso el promedio era menor a 900 Bs para el año 2010.

Figura 6. Pensión promedio del Sistema de Pensiones, en Bs., por modalidad de pensión y género (2003-2010)



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

Nota: CC es compensación de cotizaciones y SSO es Seguro Social Obligatorio

Las bajas pensiones recibidas en el transcurso en que la ley 1732 estuvo vigente se explican, por un lado, por el traslado de las desigualdades y las condiciones de precarización laboral a la vida pasiva. De esa manera la seguridad social habría estado dejando de lado un papel redistribuidor (Escóbar de Pabón, 2014).

Por otro lado, también se encuentran los bajos rendimientos de las inversiones realizadas por las Administradoras de Fondos de Pensiones. De acuerdo a Gamboa (2014) y Rodríguez (2021), estos bajos rendimientos se deben a la necesidad de invertir los recursos de los fondos individuales en títulos estatales, sin un rendimiento óptimo para las prestaciones adecuadas para los pensionistas.

La necesidad de adquirir deuda pública se explica por los aumentos considerables en los costos fiscales que la Reforma de Pensiones de 1997 había representado en los siguientes años de su aplicación. A raíz de factores como un mayor reconocimiento de la compensación de cotizaciones, la reducción de la edad de jubilación en 5 años o la reducción de la tasa de reemplazo salarial, llevaron a casi cuadruplicar el costo inicial proyectado, pasando de 2,360 millones de dólares a 8,929 millones de dólares para el período 2007-2060 (Gamboa, 2002; Gamboa, 2005; Gamboa, 2014).

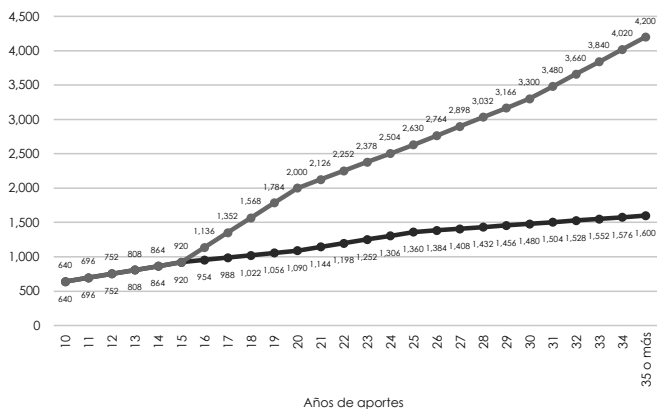
Tras la llegada al gobierno de Evo Morales y el Movimiento al Socialismo en 2006, con un marcado cuestionamiento a las políticas privatizadoras de gestiones anteriores, se plantearon diferentes discusiones en torno a la modificación de la ley

1732. Pasando finalmente a la promulgación de la ley 065 y el establecimiento del Sistema Integral de Pensiones a finales de 2010.

Ley 065 de diciembre de 2010: Sistema Integral de Pensiones

La Ley 065 fue promulgada el 10 de diciembre de 2010, dando nacimiento al Sistema Integral de Pensiones (SIP). Este Sistema constituye un ajuste a las disposiciones del Seguro Social Obligatorio de 1997, pero manteniendo estructuralmente el mismo funcionamiento que aquél. Las 2 principales modificaciones realizadas tienen que ver, en primer lugar, con la creación de un régimen semi-contributivo a través de una Pensión Solidaria a todas las personas que, pese a no cubrir el referente salarial de los años previos, hayan cumplido 58 años y hayan realizado al menos 10 años de aportes. Precisamente esta pensión les da la oportunidad de acceder a un rango de pensiones en función de la cantidad de aportes realizados. Este rango de pensiones es presentado en la siguiente figura⁹:

Figura 7. Escalas de la Pensión Solidaria de Vejez en Bs.
(última actualización hecha en 2017)



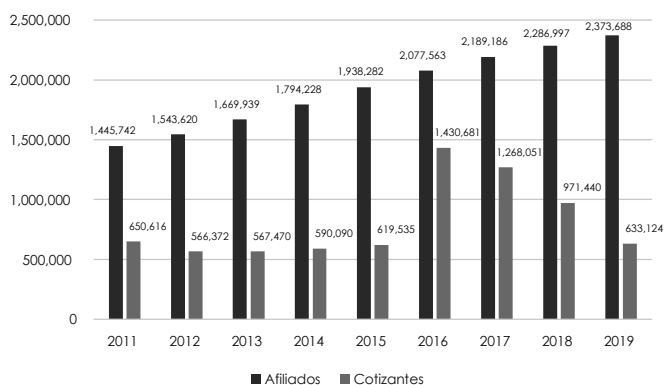
Fuente: Elaboración propia en base a la ley 985 de octubre de 2017

⁹ La ley 065 establece que la escala de la Pensión Solidaria de Vejez puede ser revisada cada 5 años. Precisamente, la última revisión fue realizada en 2017 a través de la ley 985. Por otro lado, las escalas para el sector minero son distintas, ya que incluyen límites mayores.

Por otro lado, otra característica importante de la ley 065 es la creación de la Gestora Pública de Seguridad Social de Largo Plazo para la administración del SIP, en reemplazo de las AFPs. Sin embargo, a más de 11 años de la promulgación de la ley, el traspaso de esta administración no se realizó. La Gestora se ocupa momentáneamente solo de la administración del régimen no contributivo, constituido por la Renta Dignidad.

La implementación del Sistema Integral de Pensiones no representó la mejora de uno de los principales problemas del Seguro Social Obligatorio, como es la baja relación entre cotizantes y afiliados al Sistema. De esa forma, la tendencia de esta relación incluso parece ser decreciente, llegando el 2019 a ser menor al 30%.

Figura 8. Evolución del número de afiliados y cotizantes al Sistema Integral de Pensiones (2011-2019)

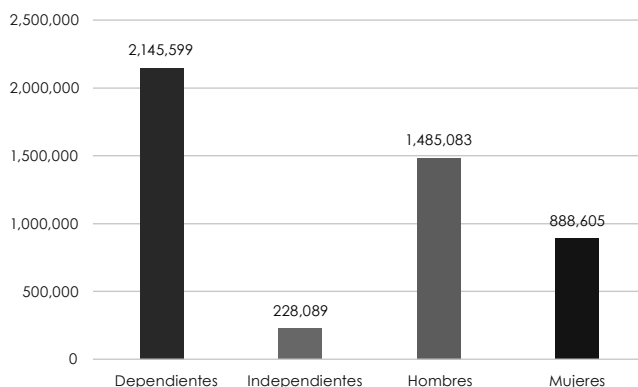


Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística y UDAPE

Nota: Los cotizantes están registrados al mes de diciembre del año respectivo

Más allá de esta situación, la participación de afiliados independientes y mujeres aumentó durante el período 2009-2019, aunque no en magnitudes muy representativas. El porcentaje de afiliados independientes aumentó en cerca de 5 puntos, pasando a representar el 9.6% del total de afiliados en 2019, mientras que el porcentaje de afiliadas mujeres aumentó en 2 puntos, pasando a representar el 37.4%.

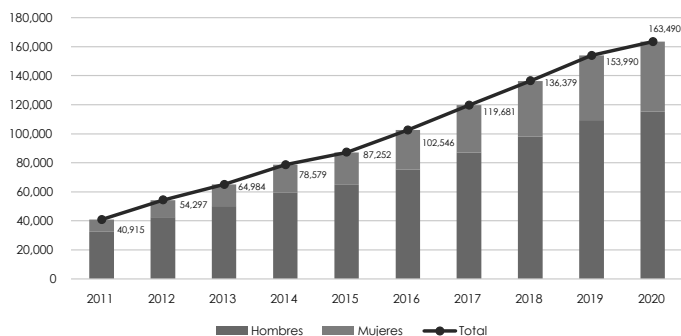
Figura 9. Número de afiliados al Sistema de Pensiones (2019), por tipo de dependencia y género



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística y UDAPE

Pese a una baja participación de cotizantes en relación a los afiliados, uno de los resultados obtenidos por el Sistema Integral de Pensiones es el aumento considerable de los jubilados, llegando a más que quintuplicar esta cantidad en 2020, en comparación a 2010 cuando se implementó el Sistema Integral de Pensiones. En ese sentido, las mujeres pasaron a representar el 17% del total de jubilados del Sistema en 2010, a casi el 30% en 2020.

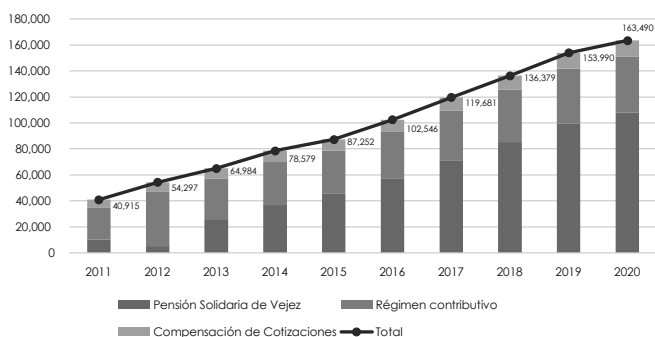
Figura 10. Número de pensiones de Vejez del Sistema Integral de Pensiones, por género (2011-2020)



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

Este importante aumento en la cantidad de jubilados se debe principalmente al número de beneficiarios que obtuvieron una Pensión Solidaria de Vejez, ya que en 2011 representaban solamente el 25% del total de jubilados, mientras que para 2020 llegaron a representar aproximadamente el 60%.

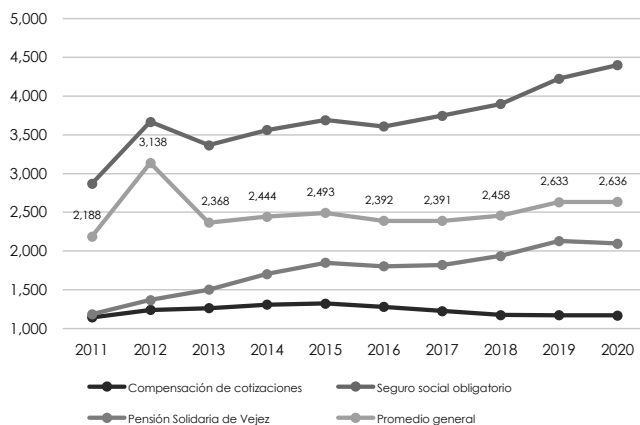
Figura 11. Número de pensiones de Vejez del Sistema Integral de Pensiones, por modalidad de pensión (2011-2020)



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

La alta participación de jubilados con la Pensión Solidaria de Vejez se traduce en pensiones que han estado en torno a los 2100 Bs. hacia el año 2020. Lo que se traduce en que la gran mayoría de los jubilados del Sistema Integral de Pensiones tiene en promedio una pensión equivalente al salario mínimo nacional (2164 Bs.).

Figura 12. Pensión promedio del Sistema Integral de Pensiones, en Bs., por modalidad de pensión (2011-2020)

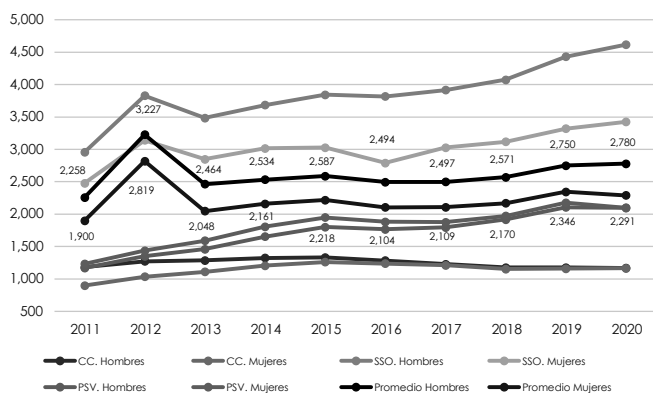


Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

Una desagregación por género permite observar cómo persisten las diferencias en las pensiones recibidas, tanto en el promedio general como en el régimen contributivo del Seguro Social Obligatorio.

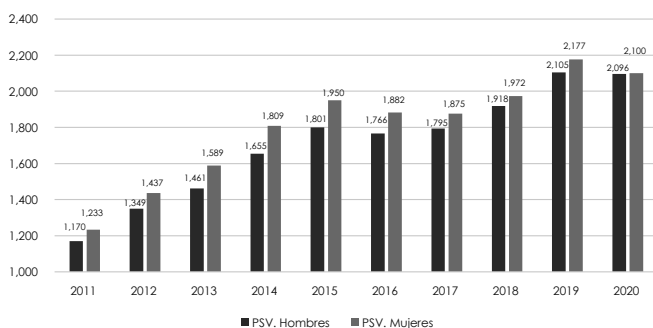
Sin embargo, resulta interesante cómo el componente de la Pensión Solidaria de Vejez otorga, en promedio, pensiones más altas para las mujeres que para los hombres. Esta característica debe ser tomada en cuenta considerando que, si bien las mujeres representan solamente el 36% del total de afiliados a la modalidad de la Pensión Solidaria de Vejez, esta modalidad representa el 81% del total de jubiladas mujeres.

Figura 13. Pensión promedio del Sistema Integral de Pensiones, en Bs., por modalidad de pensión y género (2011-2020)



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

Figura 14. Pensión promedio de la Pensión Solidaria de Vejez, en Bs., por género (2011-2020)



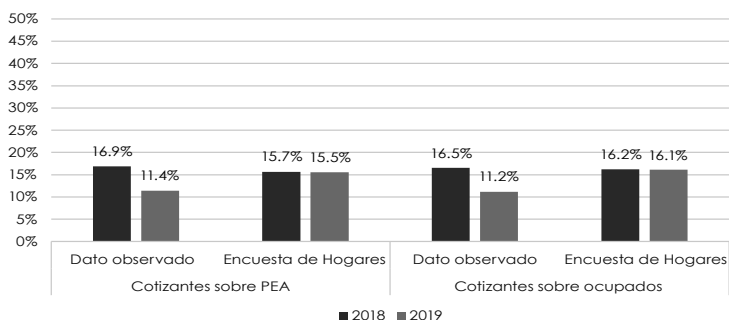
Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

3. Características asociadas a la cotización al Sistema Integral de Pensiones

Con el propósito de analizar qué características están asociadas a la cotización al Sistema Integral de Pensiones se tomó en cuenta la información proveniente de las Encuestas de Hogares elaboradas anualmente por el Instituto Nacional de Estadística. Particularmente, se tomaron en cuenta las versiones desde 2018 hasta 2020. Se toma en cuenta este período, porque es recién a partir de 2018 que se incorpora una pregunta específica para la cotización a las Administradoras de Fondos de Pensiones, diferenciándola de la pregunta de afiliación. Como se vio en los anteriores apartados, existe una importante diferencia entre ambas definiciones en términos estadísticos.

En primer lugar, las estimaciones realizadas con la encuesta de hogares coinciden con los porcentajes sobre la población económicamente activa (PEA) y la población ocupada, observados según registros administrativos analizados anteriormente para los años 2018 y 2019¹⁰. Como se puede observar, no se presentan grandes diferencias entre ambos conjuntos de datos.

Figura 15. Cobertura de cotización al Sistema Integral de Pensiones (en porcentaje)



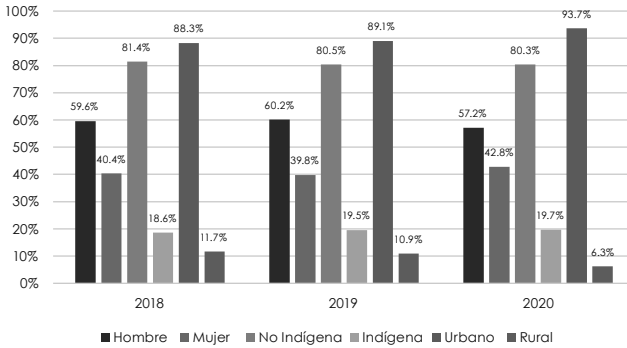
Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

Nota: CC es compensación de cotizaciones y SSO es Seguro Social Obligatorio

10 No se pudo acceder a información sobre registros de cotizantes para el año 2020.

Considerando la distribución por diferentes categorías poblacionales, se puede observar cómo la muestra señala la mayoritaria presencia de hombres, personas no indígenas y personas del área urbana en los cotizantes ocupados. En estos 2 últimos casos, el porcentaje es bastante alto.

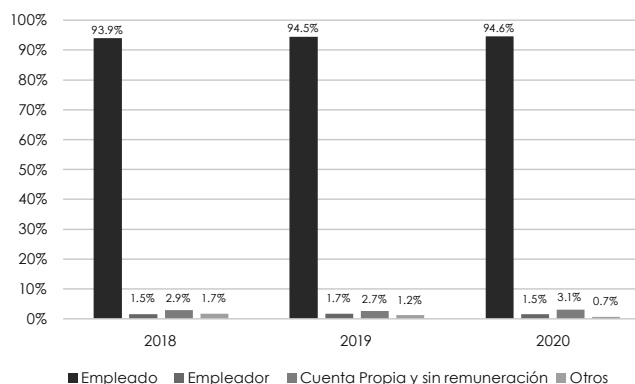
Figura 16. Distribución porcentual de cotizantes ocupados a Administradoras de Fondos de Pensiones, por género, grupo étnico y lugar de residencia



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

Esta importante presencia se repite en la categoría de trabajadores empleados, frente al resto de categorías ocupacionales. Esta característica coincide con lo expuesto en anteriores secciones, en las que se observaba la importante presencia de trabajadores dependientes, tanto en la afiliación como en la cotización efectiva al Sistema de Pensiones.

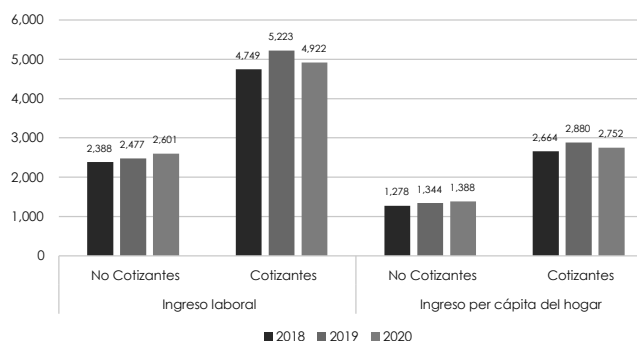
Figura 17. Distribución porcentual de cotizantes ocupados a Administradoras de Fondos de Pensiones, por categoría ocupacional



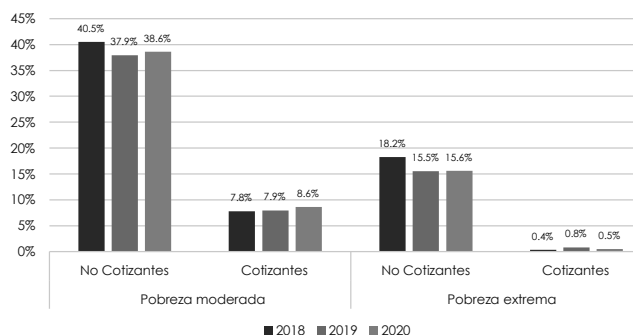
Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

De esa manera, tanto los ingresos como el porcentaje de personas en pobreza, presentan un mejor contexto para los ocupados cotizantes al Sistema de Pensiones, en comparación a los ocupados no cotizantes. Ambas mediciones dan cuenta de las peores circunstancias que enfrentan los no cotizantes, llegando en promedio a la mitad del ingreso de los cotizantes al Sistema de Pensiones y una proporción muchísimo más alta en los porcentajes de incidencia de pobreza.

Figura 18. Promedio mensual de ingreso laboral y per cápita de los hogares ocupados, según cotización al Sistema de Pensiones (en Bs.)



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística

Figura 19. Incidencia de pobreza, monetaria y extrema, para ocupados, según cotización al Sistema de Pensiones (en porcentaje)

Fuente: Elaboración propia con Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística

Posteriormente, se realiza una estimación de la probabilidad de cotización al Sistema de Pensiones a través de características personales. Tomando en cuenta como variable dependiente a la cotización o no de los ocupados, se realiza una modelación probabilística a través del método probit en los 3 años analizados. Los coeficientes de la modelación se presentan en el siguiente cuadro.

Cuadro 1
Coefficientes del modelo probabilístico de cotización al Sistema Integral de Pensiones

Variable	2018	2019	2020
mujer	0.1497***	0.1432***	0.2781***
casado	0.0855*	0.0978**	0.1944***
menores10	-0.1647***	-0.0675*	-0.0745*
rural	-0.1976***	-0.2714***	-0.3612***
indígena	-0.2267***	-0.1916***	-0.2178***
edad	0.1433***	0.1466***	0.1419***
edadsq	-0.0015***	-0.0016***	-0.0014***
dependiente	2.0767***	2.1698***	2.3236***

jefehogar	0.0651	-0.0028	0.034
_cons	-5.2651***	-5.3861***	-5.6414***
N	16,969	19,151	16,956
r2_p	0.3742	0.3997	0.4366

Fuente: Elaboración propia con Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística

Nota: * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

Los resultados obtenidos señalan algunas de las características anteriormente expuestas, sobre todo en lo referido a la menor probabilidad de cotización relacionada al área rural, la pertenencia indígena o la mayor probabilidad relacionada al contar con un trabajo dependiente. También se encuentra que la probabilidad de cotizar es mayor a medida que aumenta la edad.

Si bien el resultado de mujer es un coeficiente positivo, este signo no necesariamente coincide con la descripción de la muestra y de los registros administrativos presentados anteriormente. Sin embargo, la interpretación de este resultado puede estar relacionada con estudios previos del Sistema de Pensiones en Bolivia. Es el caso del estudio de Molina y Soria (2006), quienes, a través de la Encuesta MECOVI 2002, obtienen un coeficiente negativo para la variable mujer¹¹. En ese sentido, el coeficiente positivo obtenido en la anterior tabla podría ser interpretado en el sentido de una mayor probabilidad de afiliación/cotización en el Sistema Integral de Pensiones para las mujeres que la observada en el Seguro Social Obligatorio.

Sin embargo, el contar con menores de 10 años en el hogar representa un factor negativo en la probabilidad de cotización al Sistema de Pensiones, lo que se relaciona con las tareas de trabajo de cuidado al que las mujeres generalmente se ven obligadas. Finalmente, el estar casada/o se constituye como un factor positivo en la probabilidad de cotización.

4. Características asociadas a las jubilaciones en el Sistema Integral de Pensiones

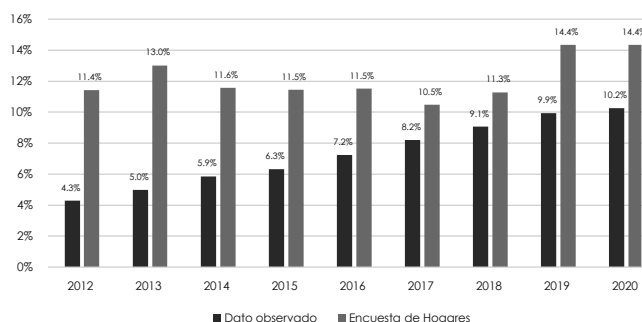
Posteriormente, se toman en cuenta las características asociadas a la recepción de una jubilación en el sistema Integral de Pensiones (SIP). Para este propósito, nuevamente se toman en cuenta las Encuestas de Hogares del Instituto Nacional

¹¹ Molina, O.; Soria, F. (2006). Factores determinantes de la probabilidad de afiliación al Sistema de Pensiones en Bolivia. En *Investigación y Desarrollo*, no. 6, pp: 61-73.

de Estadística. En esta sección del análisis, se tomará en cuenta el período de implementación del SIP (2011-2020).

Si bien los porcentajes de jubilados con relación a las personas mayores de 55 años¹² obtenidos en las Encuestas de Hogares se encuentran subestimados en comparación a los registros administrativos, no es una diferencia tan considerable. En ese sentido, la proporción de mayores de 55 años que reciben una jubilación para 2020 se encontraba entre 10% y 14%.

Figura 20. Cobertura de jubilación en el Sistema Integral de Pensiones (en porcentaje)

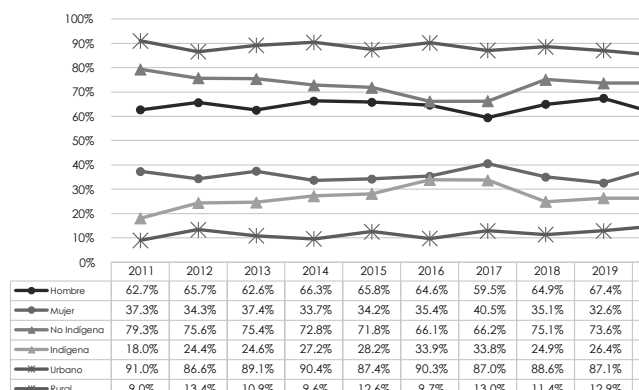


Fuente: Elaboración propia con Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística

De acuerdo a las Encuestas de Hogares, tomando en cuenta la distribución de jubilados mayores a 55 años por algunas características demográficas como género, identificación indígena o lugar de residencia, se observa como en el caso de la afiliación, una mayoritaria presencia de hombres, no indígenas y personas que viven en el área urbana respectivamente. Más allá de algunos años en los que parece aumentar la participación de grupos minoritarios, no parecen observarse cambios muy representativos a lo largo de la década. La excepción parece observarse con el caso de las áreas rurales, cuya participación pasó a representar el 9% en 2011 a 15% en 2020.

¹² Se toma en cuenta esta edad, por ser la edad mínima de jubilación para las mujeres de acuerdo a la Ley 065 de diciembre de 2010.

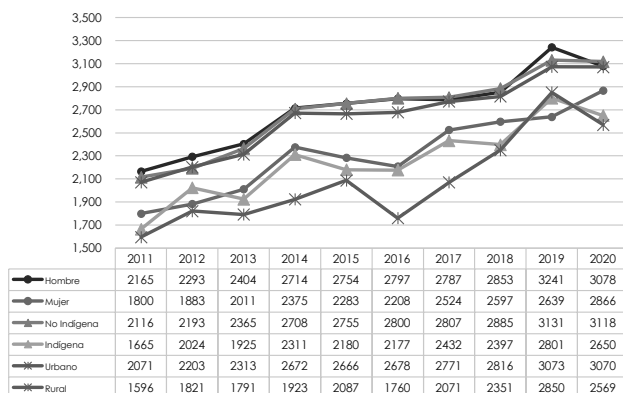
Figura 21. Distribución porcentual de jubilados mayores de 55 años, por género, grupo étnico y lugar de residencia



Fuente: Elaboración propia con Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística

Los datos de la muestra también señalan que, más allá de un aumento del promedio de pensiones recibidas a lo largo de los 10 años analizados, las brechas de ingreso aún se mantienen con una prevalencia para los grupos con mayor participación presentados anteriormente, es decir hombres, no indígenas, y personas del área urbana.

Figura 22. Promedio mensual de la pensión de jubilación para mayores de 55 años, por género, grupo étnico y lugar de residencia (en Bs.)

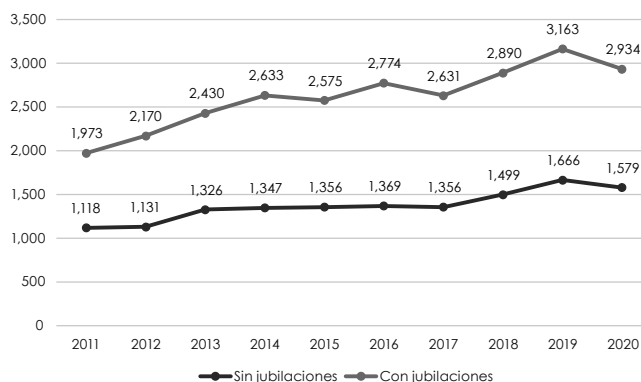


Fuente: Elaboración propia con Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística

Tomando en cuenta las anteriores características, los jubilados mayores a 55 años cuentan con un mayor ingreso per cápita dentro de sus hogares en comparación a los que no reciben una jubilación. De hecho, esta diferencia se mantuvo en prácticamente el 100% durante todo el período analizado.

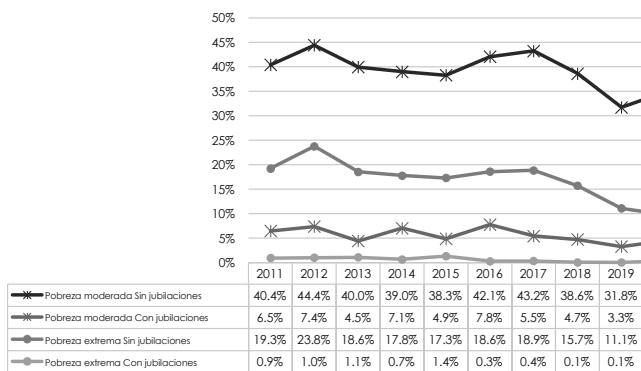
Claramente, esto repercute en mayores niveles de incidencia de pobreza, tanto moderada como extrema. Estos indicadores son bastante más representativos para las personas mayores de 55 años que no cuentan con una jubilación, más allá de una disminución observada a lo largo de la década.

Figura 23. Promedio mensual de per cápita de los hogares para mayores de 55 años, según jubilación del Sistema de Pensiones (en Bs)



Fuente: Elaboración propia con Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística

Figura 24. Incidencia de pobreza, monetaria y extrema, para mayores de 55 años, según jubilación del Sistema de Pensiones (en porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística

Finalmente, se realiza una estimación de la probabilidad de recibir o no una jubilación de acuerdo a características personales de las personas mayores de 55 años, durante el período 2011-2020. Tomando en cuenta como variable dependiente la recepción o no de una jubilación para las personas de este grupo de edad, se realiza un modelo probit cuyos coeficientes son presentados en el siguiente cuadro.

Cuadro 2
Coefficientes del modelo probabilístico de jubilación en el Sistema Integral de Pensiones

Variable	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
mujer	-0.4053***	-0.3658***	-0.3835***	-0.3639***	-0.4491***	-0.4027***	-0.2758***	-0.3799***	-0.5395***	-0.2880***
casado1	0.112	0.0737	-0.0051	0.0471	0.2263	-0.0206	0.0832	0.2227*	-0.0868	-0.1135
menores10	-0.1383*	-0.0834	-0.0592	-0.1669**	-0.1669*	-0.0432	-0.056	-0.091	-0.1847**	-0.1123
rural	-0.9946***	-0.8768***	-1.0968***	-1.2205***	-0.8979***	-0.9718***	-1.0010***	-1.0655***	-0.9913***	-1.0555***
indígena	-0.4925***	-0.2475***	-0.3172***	-0.2271***	-0.2128***	-0.2151***	-0.2318***	-0.3286***	-0.2490***	-0.2581***
edad	0.4345***	0.3133***	0.4356***	0.3609***	0.5633***	0.4239***	0.4583***	0.4541***	0.4615***	0.4871***
edadsq	-0.0028***	-0.0019***	-0.0028***	-0.0023***	-0.0037***	-0.0027***	-0.0029***	-0.0029***	-0.0030***	-0.0031***
jefehogar	0.2467***	0.4190***	0.2146***	0.3801***	0.2435***	0.2085***	0.2017***	0.2489***	0.1778**	0.2926***
_cons	-17.1117***	-13.1306***	-17.3125***	-14.8076***	-22.1434***	-16.7183***	-18.2082***	-18.1241***	-17.8160***	-19.2155***
N	4212	4344	5057	4742	4885	5377	5456	5663	6016	5660
r2_p	0.2021	0.1705	0.192	0.1945	0.1881	0.1662	0.1638	0.1797	0.181	0.1843

Fuente: Elaboración propia con Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística

Nota: * p<.05; ** p<.01; *** p<.001. La variable casado1 indica si la persona es casada o también si enviudó

negativa con la probabilidad de recibir una jubilación de variables como ser mujer, indígena o vivir en áreas rurales. Los signos de estos coeficientes se mantienen para todos los años analizados.

Por otro lado, tanto la edad como el ser jefe de hogar se relacionan con una mayor probabilidad de recibir una jubilación para las personas mayores de 55 años. Al igual que en los anteriores casos, estos signos se mantienen a lo largo de los años.

Finalmente, la presencia de niñas/os menores de 10 años en el hogar tiene una relación negativa y significativa en algunos de los años analizados. Esta característica, asociada a la importancia de ser jefe de hogar, podrían representar canales de impedimento frente a la recepción de una jubilación por parte de las mujeres.

5. Conclusiones

La revisión de las reformas al sistema previsional en Bolivia brinda la oportunidad para conocer cuáles son algunos de los elementos que justificaron las diferentes reformas a lo largo de su historia y comprender de esa forma cuáles son algunos de los elementos que deben ser considerados para posteriores reformas, en el marco del equilibrio de las cuentas fiscales pero también de una mayor cobertura de la seguridad social para una etapa tan vulnerable como la vejez.

En ese sentido, diferentes elementos como la insostenibilidad fiscal y la baja cobertura del sistema fueron considerados para comprender las reformas de los años 1996 y 2010. En relación a esta última, la reforma estuvo enfocada en la creación de un pilar semicontributivo mediante el Sistema Integral de Pensiones (SIP), que complementa a la reforma de 1996, creando la Pensión Solidaria de Vejez (PSV).

A lo largo de más de 10 años de existencia del SIP, se evidencia el considerable aumento de jubilados en el Sistema, más que quintuplicando el registro previo a la reforma. En ese sentido, la gran mayoría de los jubilados del Sistema son personas que se adscribieron a la PSV, cuyo mecanismo llegó a establecer un promedio de las pensiones recibidas cercano a un salario mínimo nacional y también a favorecer de manera considerable a trabajadores independientes y mujeres. Para este último caso, este pilar representa una considerable mayoría de las jubiladas en el Sistema, lo que constituye un avance en el rol redistribuidor de la seguridad social a través de la reforma analizada.

El análisis de Encuestas de Hogares permite reafirmar algunos elementos de desigualdad que aún continúan, en detrimento de mujeres, indígenas y personas

del área rural. Permite también contemplar las grandes diferencias que existen entre las personas que cotizan y que reciben jubilaciones en el Sistema de Pensiones frente a las que no lo hacen. Lo que lleva a considerar que aún la seguridad social sigue transmitiendo elementos de precarización laboral presentes en la vida activa de los trabajadores hacia la vejez.

Este análisis también permite evidenciar elementos que podrían atentar contra la afiliación y/o la jubilación de mujeres en el sistema previsional. Características del hogar como tener la jefatura del mismo o la presencia de niños y niñas menores de 10 años pueden atentar tanto a la participación laboral y por consiguiente a la afiliación y posterior recepción de una jubilación por parte de mujeres.

Más allá del considerable aumento de jubilados en el sistema previsional, también deben considerarse elementos que puedan atentar contra la sostenibilidad del mismo, cuyos principales afectados sean los propios asegurados. En primer lugar, la cada vez menor presencia de cotizantes en relación a afiliados es una señal de alarma. Además, la cada vez más mayoritaria jubilación a través de la Pensión Solidaria puede representar algunos riesgos que el antiguo Sistema de Reparto no pudo sortear. Finalmente, más allá de las consecuencias de la crisis de la pandemia, también deben evaluarse las consecuencias que el retiro de los fondos de las administradoras de pensiones pueden representar para los asegurados.

En ese sentido, elementos como la revisión de las tablas de vida mediante las cuales se calculan las pensiones recibidas, además de una mejora en las políticas de inversiones de las administradoras de pensiones deberían ser considerados dentro del debate público. Considerando la importancia de actuar para no perder los derechos conquistados¹³.

¹³ Una mayor discusión al respecto puede encontrarse en Rodríguez, G. (2021) *¿Prohibido envejecer en Bolivia?: Desafíos del sistema integral de pensiones*. En *Bolivia Debate: Un futuro Sustentable*.

Referencias

1. Aponte, G; Urioste, J.C. (2008). *Reformas al Sistema de Pensiones de la Seguridad Social en Bolivia (1956 – 2008)*. En Fundación Milenio, Pensiones y Jubilación en Bolivia.
2. Bonadona, A. (2003). *Género y sistemas de pensiones en Bolivia*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
3. Escóbar de Pabón, S. (2014). *Desafíos de la seguridad social en Bolivia: De la privatización a un nuevo sistema público, solidario y universal*. En CEDLA, Diecisiete años de reformas de pensiones en Bolivia y desafíos para un sistema alternativo.
4. Evia, J.L.; Fernández, M. (2005). *Reforma de Pensiones y Determinantes de la afiliación al Seguro Social de Largo Plazo en Bolivia*. En El Trimestre Económico, vol. 72, num. 287, pp: 655-677.
5. Ferrufino, R. (2008). *Los logros y desafíos de la reforma de pensiones a once años de su aplicación*. En Fundación Milenio, Pensiones y Jubilación en Bolivia.
6. Gamboa, R. (2002). *Costo Fiscal de la Reforma de Pensiones: Proyección vs. Ejecución*. Superintendencia de Pensiones, Valores y Seguros.
7. Gamboa, R. (2005). *El costo fiscal del Sistema de Reparto: Proyección 2004-2060*. En Análisis Económico, vol. 20, pp: 96-133.
8. Gamboa, R. (2014). *Sistema Integral de Pensiones: Una temprana evaluación*. En CEDLA, Diecisiete años de reformas de pensiones en Bolivia y desafíos para un sistema alternativo.
9. Humérez, J.; Gamboa, R. (1997). *Aspectos fiscales de la Reforma del Sistema de Pensiones*. UDAPE.
10. Jemio, L.C. (2008). *La reforma de pensiones en Bolivia*. En Fundación Milenio, Pensiones y Jubilación en Bolivia.
11. Ley de 14 de diciembre de 1956. Código de Seguridad Social
12. Ley 1732 de 29 de noviembre de 1996.
13. Ley 065 de 10 de diciembre de 2010
14. Lozada, B. (2012). *Los principios filosóficos de la Seguridad Social y la Reforma*

del Sistema de Pensiones en Bolivia. En Estudios bolivianos, no. 17, pp: 61-72.

15. Molina, O.; Soria, F. (2006). *Factores determinantes de la probabilidad de afiliación al Sistema de Pensiones en Bolivia*. En Investigación y Desarrollo, no. 6, pp: 61-73.
16. Rodríguez, G. (2021) *¿Prohibido envejecer en Bolivia?: Desafíos del sistema integral de pensiones*. En Bolivia Debate: Un futuro Sustentable.

Productividad agraria en Bolivia: evaluación de impacto del crédito y la asistencia técnica mediante Propensity Score Matching.

Ana Clavijo

Resumen:

La industria agraria y pecuaria es de vital importancia, no sólo por el aporte económico que este sector brinda al Producto Interno Bruto (PIB) de un país, sino porque además provee a la población de un recurso imprescindible: alimentación. En el caso de países en vías de desarrollo, como lo es Bolivia, la agricultura adquiere especial relevancia debido a que no todas las personas que pertenecen a este rubro producen a escala industrial. Rodríguez Paz (2020) señala que en estos países es común observar a agricultores por subsistencia. Estos viven una situación de pobreza y producen exclusivamente para alimentarse. Generan algo de dinero para costear los recursos que no pueden producir, lo que no siempre es posible y agrava su situación. Dicha condición de pobreza empeora debido a la ubicación que el rubro los obliga a permanecer, puesto que las áreas rurales no poseen los recursos necesarios para satisfacer las necesidades básicas de la población.

En el caso específico de Bolivia, la población expuesta a esta calidad de vida es considerable. Según el Censo Nacional de Población y Vivienda del 2012, alrededor del 33 % de la fuerza laboral ocupada pertenece a este rubro (INE, 2012). Sin embargo, pese a la relevancia del sector su desarrollo se ve mermado por varias razones. Una de las que más afecta a países en vías de desarrollo es la falta de adopción de nuevas tecnologías y del conocimiento para utilizarlas (Ortega y Ramírez, 2018). Además, el acceso a estas innovaciones es costoso, por lo que el financiamiento de las mismas viene a ser otra causa por la cual el sector se ve afectado. Estos obstáculos, sumados al hecho de que muchos productores se rehúsan a abandonar sus prácticas ancestrales, incide directamente en la productividad del sector (Pita Rivas, 2015).

Producto de estas dificultades, actualmente existen diversos programas de origen público y privado de asistencia técnica para cubrir esta falta de conocimiento. Estos buscan actualizar e innovar las prácticas realizadas por agricultores de bajos recursos con el fin de mejorar su producción, y con ello, su calidad de vida. Por otro lado, gracias a la aparición de créditos especializados en el sector agrario y su rápido crecimiento el financiamiento para estos productores se ha hecho cada vez más accesible. Por ello, el acceso al crédito y a programas de asistencia técnica son considerados como herramientas indispensables para incrementar la productividad de estos pequeños productores (Rodríguez Paz, 2020).

En este sentido, el presente trabajo busca realizar una evaluación de impacto de estas dos herramientas (el acceso al crédito y la asistencia técnica) en la productividad agrícola. Tomando como objeto de estudio al sector agrario boliviano, se busca comprobar el efecto positivo del acceso al crédito y programas de asistencia técnica y cuantificar el mismo mediante el método de Propensity Score Matching. Como resultado de la aplicación de dicha metodología, se observa el impacto positivo del crédito. Sin importar el tipo de cultivo, este servicio financiero ha presentado una incidencia positiva en la productividad agraria. Este efecto se confirma con diversos métodos de pareo aplicados a distintas áreas de la industria agraria boliviana. En todos los casos se tiene una significancia t alta, lo que confirma la veracidad del PSM

En el caso de la asistencia técnica, se tiene la situación opuesta. No se puede comprobar un efecto positivo en la productividad agraria de parte de estos servicios de capacitación. Salvo en el caso de los cultivos de cereales, los resultados conseguidos difieren de un método de pareo a otro. Bajo ese entendido, se puede decir que los resultados obtenidos son contundentes para el crédito pero no así para la asistencia técnica. El impacto positivo del acceso al crédito en la productividad agraria ha sido confirmado con diversos métodos de PSM en los cultivos más importantes de la agricultura boliviana: los tubérculos, los cereales y las hortalizas. Por otro lado, el impacto de la asistencia técnica en la productividad no ha sido comprobado debido a los resultados no concluyentes encontrados en este estudio.

Clasificación JEL:

Palabras clave: Productividad agraria, evaluación de impacto, acceso a crédito, asistencia técnica agraria.

Abstract:

The agricultural and livestock industry is of vital importance, not only because of the economic contribution that this sector provides to the Gross Domestic Product (GDP) of a country, but also because it provides the population with an essential resource: food. In the case of developing countries, such as Bolivia, agriculture acquires special relevance because not all the people who belong to this category produce on an industrial scale. Rodríguez Paz (2020) points out that in these countries it is common to observe subsistence farmers. They live in a situation of poverty and produce exclusively to feed themselves. They generate some money to pay for the resources they cannot produce, which is not always possible and aggravates their situation. Said condition of poverty worsens due to the location that the category forces them to remain, since the rural areas do not have the necessary resources to satisfy the basic needs of the population.

In the specific case of Bolivia, the population exposed to this quality of life is considerable. According to the 2012 National Population and Housing Census, around 33% of the employed labor force belongs to this category (INE, 2012). However, despite the relevance of the sector, its development is undermined for several reasons. One of the ones that most affects developing countries is the lack of adoption of new technologies and the knowledge to use them (Ortega and Ramírez, 2018). In addition, access to these innovations is expensive, so their financing becomes another reason why the sector is affected. These obstacles, added to the fact that many producers refuse to abandon their ancestral practices, directly affect the productivity of the sector (Pita Rivas, 2015).

As a result of these difficulties, there are currently various public and private technical assistance programs to cover this lack of knowledge. These seek to update and innovate the practices carried out by low-income farmers in order to improve their production, and with it, their quality of life. On the other hand, thanks to the appearance of specialized credits in the agricultural sector and its rapid growth, financing for these producers has become increasingly accessible. Therefore, access to credit and technical assistance programs are considered essential tools to increase the productivity of these small producers (Rodríguez Paz, 2020).

In this sense, the present work seeks to carry out an evaluation of the impact of these two tools (access to credit and technical assistance) on agricultural productivity. Taking the sector as an object of study Bolivian agricultural sector, it seeks to verify the positive effect of access to credit and programs technical assistance and quantify it using the propensity method Score Matching. As a result

of the application of said methodology, the positive impact of credit. Regardless of the type of crop, this financial service has had a positive impact on agricultural productivity. This effect is confirmed by various methods. matching applied to different areas of the Bolivian agricultural industry. In all cases there is a high significance t , which confirms the veracity of the PSM

In the case of technical assistance, the opposite situation exists. A positive effect on agricultural productivity from these training services cannot be verified. Except in the case of cereal crops, the results achieved differ from one matching method to another. Under this understanding, it can be said that the results obtained are convincing for the credit but not for technical assistance. The positive impact of access to credit in agricultural productivity has been confirmed with various PSM methods in the most important components of Bolivian agriculture: tubers, cereals and vegetables. By On the other hand, the impact of technical assistance on productivity has not been verified due to the inconclusive results found in this study.

1. Motivación

La industria agraria y pecuaria es de vital importancia, no sólo por el aporte económico que este sector brinda al Producto Interno Bruto (PIB) de un país, sino porque además provee a la población de un recurso imprescindible: alimentación. En el caso de países en vías de desarrollo, como lo es Bolivia, la agricultura adquiere especial relevancia debido a que no todas las personas que pertenecen a este rubro producen a escala industrial. Rodríguez Paz (2020) señala que en estos países es común observar a agricultores por subsistencia. Estos viven una situación de pobreza y producen exclusivamente para alimentarse. Generan algo de dinero para costear los recursos que no pueden producir, lo que no siempre es posible y agrava su situación. Dicha condición de pobreza empeora debido a la ubicación que el rubro los obliga a permanecer, puesto que las áreas rurales no poseen los recursos necesarios para satisfacer las necesidades básicas de la población.

En el caso específico de Bolivia, la población expuesta a esta calidad de vida es considerable. Según el Censo Nacional de Población y Vivienda del 2012, alrededor del 33% de la fuerza laboral ocupada pertenece a este rubro (INE, 2012). Por otro lado, el porcentaje de participación que tiene esta industria en el PIB nacional también es significativo, llegando a ser 12,82 % en la gestión 2019. Es por ello, que este sector es considerado como uno de los más importantes de Bolivia tanto a escala económica como social.

Sin embargo, pese a la relevancia del sector su desarrollo se ve mermado por varias razones. Una de las que más afecta a países en vías de desarrollo es la falta de adopción de nuevas tecnologías y del conocimiento para utilizarlas (Ortega y Ramírez, 2018). Además, el acceso a estas innovaciones es costoso, por lo que el financiamiento de las mismas viene a ser otra causa por la cual el sector se ve afectado. Estos obstáculos, sumados al hecho de que muchos productores se rehúsan a abandonar sus prácticas ancestrales, incide directamente en la productividad del sector (Pita Rivas, 2015).

Producto de estas dificultades, actualmente existen diversos programas de origen público y privado de asistencia técnica para cubrir esta falta de conocimiento. Estos buscan actualizar e innovar las prácticas realizadas por agricultores de bajos recursos con el fin de mejorar su producción, y con ello, su calidad de vida. Por otro lado, gracias a la aparición de créditos especializados en el sector agrario y su rápido crecimiento el financiamiento para estos productores se ha hecho cada vez más accesible. Por ello, el acceso al crédito y a programas de asistencia técnica son considerados como herramientas indispensables para incrementar la productividad de estos pequeños

productores (Rodríguez Paz, 2020).

En este sentido, el presente trabajo busca realizar una evaluación de impacto de estas dos herramientas en la productividad agrícola. Tomando como objeto de estudio al sector agrario boliviano, se busca comprobar el efecto positivo del acceso al crédito y programas de asistencia técnica y cuantificar el mismo. Para lograr esto, el documento se divide en las siguientes secciones: una breve revisión literaria sobre estos mecanismos y su incidencia en la productividad, seguido de la descripción de los objetivos y alcances del trabajo. En la siguiente sección se define la metodología propuesta, junto a una explicación de los datos utilizados. Finalmente, se expone los resultados y conclusiones.

2. Revisión de literatura

La agricultura tiene un rol fundamental en el desarrollo de un país. Su función va más allá de proveer alimentos a la población, pues este sector contribuye activamente en la economía y su desarrollo. Además del evidente movimiento económico que genera, la agricultura también cumple la función de abastecer de recursos al sector industrial. Es por ello que el crecimiento industrial está estrechamente relacionado al crecimiento del sector agrario, haciendo que la influencia de la agricultura en el desarrollo de la economía en su totalidad sea aún mayor (Bejarano, 1998).

En el caso de los países en vías de desarrollo, la importancia de la agricultura en la economía resalta incluso más. Debido al progreso inferior que se tiene en otros sectores, una parte considerable de la población que vive una situación de pobreza suele subsistir de trabajar en esta área. Adicionalmente, el sector agrario contribuye a disminuir la inseguridad alimentaria que se observa en estos países (Bula, 2020). En este sentido, el progreso del sector agrario en países en desarrollo es vital para disminuir la pobreza, mejorar la calidad de vida y promover el crecimiento del sector industrial.

Para conseguir esto, la industria agraria debe ser lo suficientemente productiva como para abastecer a la población y al sector industrial y crecer junto a ellos para mantener la demanda cubierta. Este crecimiento se puede trabajar desde dos frentes, ya sea desde el incremento de los factores de producción o el aumento de productividad (Millan Gomez, 1987). Dado que la tierra, uno de los principales recursos de la producción agrícola, se suele tomar como un factor fijo, la posibilidad de expansión por esta primera vía es limitada. Es por ello que mejorar la productividad es fundamental para promover un crecimiento agrario que contribuya positivamente a todos los participantes de la economía (Rodríguez Paz, 2020).

El término “productividad” puede ser definido de varias maneras. En el ámbito de la agricultura, se lo entiende como el incremento de la capacidad productiva por medio de la optimización en el consumo de recursos (Pita Rivas, 2015). Dicho incremento puede ser alcanzado gracias a la adopción de nuevas tecnologías, procesos, materiales y procedimientos. Si estas se implementan de forma inteligente, los productores tienen la posibilidad de producir a mayor capacidad con menores costos. Este aumento en la productividad les otorga una ventaja comparativa respecto a sus competidores, y por ende, un mayor ingreso.

Sin embargo, este crecimiento requerido puede verse dificultado a causa de la baja productividad que se tiene. En el caso de países en desarrollo, el sector es trabajado en su mayoría por la porción rural de la población. Esta no suele tener ni la preparación técnica ni el acceso a innovaciones tecnológicas que les permitiría desarrollar el sector (Rodríguez Paz, 2020). Por esta razón los procedimientos utilizados son rudimentarios y no promueven el desarrollo de la agricultura ni de la economía en conjunto.

Bajo este contexto, el acceso a nuevas tecnologías que permitan optimizar los procesos productivos agrarios es indispensable para mejorar el desempeño del sector. Fuentes Méndez y Anido Rivas (2007) mencionan al financiamiento como factor clave para obtener tecnologías que potencien el crecimiento del sector. El uso adecuado del financiamiento al momento de adquirir innovaciones amplía la posibilidad de crecimiento en la producción agrícola. Además se resalta que debido a las características de la industria agraria, la inversión tiene un efecto notoriamente positivo en la productividad.

Dada la aparente relación positiva entre el financiamiento y el crecimiento en el sector agrícola, se considera al crédito agrario como una herramienta económica y política para impulsar dicho crecimiento (Pita Rivas, 2015). Por esta razón, se realiza a continuación una explicación acerca del crédito enfocado a la agricultura, sus beneficios y obstáculos.

2.1. Crédito agropecuario

La inversión tiene un importante papel en el desarrollo del sector agrícola. Tomando en cuenta que el recurso de la tierra es fijo, la adquisición de nuevas tecnologías e innovaciones permite potenciar la productividad de los productores agrarios (Fuentes Méndez y Anido Rivas, 2007). Sin embargo, la mayoría de los productores son agricultores por subsistencia que viven en una situación de pobreza y requieren de financiamiento externo para poder conseguir estas mejoras. Por esta

razón, recurren al crédito para poder acceder a estas oportunidades de innovación. De esta manera, el crédito es el que promueve la adopción de nuevos procesos y por lo tanto, contribuye a aumentar la productividad agraria (Rodríguez Paz, 2020).

No obstante, el crédito no es una herramienta del todo accesible para pequeños productores agrícolas. Esta dificultad se debe a varios factores, tanto del lado de la demanda como de la oferta. En cuanto a la demanda, los agricultores carecen de la educación financiera suficiente como para conocer todo el abanico de posibilidades a los que pueden acceder y los beneficios que estos les traerían. Asimismo los ingresos que perciben, que suelen ser bajos e irregulares, constituyen una limitación al momento de optar por un crédito (Raccanello y Guzmán, 2014). Esto debido a lo complicado de demostrar dichos ingresos ante una institución financiera, y que estos sean tomados como una garantía de repago. Por el lado de la oferta, los bancos y demás instituciones financieras están concentradas en otro segmento de mercado y ubicación geográfica. El simple hecho de que los productores estén relegados al área rural les dificulta el acceso a servicios bancarios. Y a esta situación se le añade la inclinación de las entidades hacia el área urbana, donde puede encontrar clientes asalariados que representan un menor riesgo de impago (Pita Rivas, 2015).

Por estas razones, los productores agrícolas se afrontan a varios obstáculos para acceder a un crédito. Así pues, esta problemática se convierte en un tema de política pública por lo que el gobierno debe promover la inclusión financiera. Marconi (2014) resalta la importancia que tiene la inclusión financiera para promover el desarrollo del país. Gracias a esta, personas que se encontraban subyugadas por el sistema financiero tradicional pueden acceder a financiamiento. En el caso agropecuario se han diseñado créditos específicos para esta industria que permiten a los productores dinamizar su procesos, incrementar sus ingresos y con ello, mejorar su calidad de vida.

Se comprende al crédito agropecuario como un instrumento de financiamiento dirigido a productores agrarios. Este puede ser utilizado de varias maneras, según la necesidad y conveniencia del prestatario. Debido al ciclo productivo propio del sector, el uso del capital podría ser operativo, de consumo o de inversión según la etapa en la que se encuentre. Sería operativo si se utiliza para costear el proceso de siembra, mantenimiento o cosecha del producto. En el caso de que la cosecha ya haya sido realizada y el productor se encuentra en un periodo de descanso hasta la siguiente siembra, el destino del crédito sería consumo puesto que requiere de recursos para subsistir hasta que se reincorpore a su trabajo. Finalmente, cuando el agricultor decide expandir su producción y mejorar sus técnicas,

adquirir maquinaria o cualquier material que contribuya a optimizar sus procesos, el financiamiento estaría destinado a la inversión (Pita Rivas, 2015).

Visto de esta forma, el crédito agropecuario puede llegar a cumplir varias funciones. Además del efecto que este pueda tener en la producción como tal, se lo destaca como herramienta para promover la innovación tecnológica. Echavarría (2017) acentúa a la adopción de nuevas tecnologías como una solución al estancamiento del sector agrícola que sufren los países en vías de desarrollo debido al uso de prácticas rudimentarias. Por otro lado, este crédito también posee una función social. Al ser otorgado a personas que viven en condiciones de pobreza, el beneficio económico que trae el crédito se traduce en una mayor calidad de vida para los productores. El financiamiento les permite incrementar sus ingresos, reflejándose en una reducción de la pobreza y repercute en el desarrollo económico del país como tal (Rodríguez Paz, 2020).

Si bien el crédito es un mecanismo que tiene diversos beneficios para los que acceden al mismo, su efectividad está condicionada a más factores que solamente su adquisición. Fuentes Méndez y Anido Rivas (2007) señalan al desvío de recursos como una de las principales razones por las cuales el crédito agropecuario no surtiría el efecto esperado. Existe la posibilidad de que el agricultor invierta el dinero proveniente de su préstamo en otras actividades no agrícolas, desfavoreciendo el crecimiento del sector agrario. Otra problemática que afecta negativamente el efecto del crédito en la agricultura es la falta de información para un uso eficaz de este financiamiento (Rodríguez Paz, 2020). Si los prestatarios no tienen el conocimiento requerido para realizar adquisiciones estratégicas con su crédito o no saben cómo utilizar dichas innovaciones, el efecto del crédito se reduce. Por esta razón es común que el servicio de crédito vaya junto a capacitaciones, provenientes de la institución financiera o de otra fuente, que complementen al crédito y en conjunto contribuyan al objetivo de dinamizar el sector agropecuario. Dicho esto, a continuación se hace una breve revisión de estos servicios de capacitación, conocidos también como servicios de asistencia técnica.

2.2. Asistencia técnica

Como se ha referido anteriormente, el desarrollo del sector agrario está sujeto a la optimización de sus procesos para así incrementar su producción y productividad. Estas mejoras se pueden alcanzar con el uso de nuevas tecnologías o con la adopción de nuevas prácticas que posibilitarían perfeccionar los procesos productivos actuales. Por esta razón la inversión en el sector agrario toma especial importancia, pero el solo hecho de adquirir innovaciones no es suficiente para asegurar crecimiento del

sector. Es indispensable que los agricultores posean el conocimiento necesario para utilizar correctamente estas nuevas herramientas y que así cumplan con su función (Rodríguez Paz, 2020).

En este sentido, se puede decir que el financiamiento y el conocimiento van de la mano para conseguir un mejor desempeño del sector agrícola. Sin embargo, no se puede asumir que este conocimiento sea comprendido por todos los agricultores que acceden al crédito. La transmisión de información puede verse dificultada a causa de la ubicación geográfica del agricultor y a dificultades para comprender esta información (Ortega y Ramírez, 2018). A causa de ello, se crearon los programas de asistencia técnica como canal para difundir información y brindar capacitación a la población dedicada a la agricultura.

Se entiende por asistencia técnica al proceso sistemático de transmisión de conocimiento a un público con la finalidad de optimizar los procesos que manejan (Lugo Perea, 2009). La formación ofrecida por este tipo de programas brinda una orientación integral, pues busca el desarrollo del participante a nivel técnico y personal. Producto de este enfoque, el efecto de la asistencia técnica se refleja en tanto en el plano económico como en el del bienestar de las personas beneficiadas.

Los programas de asistencia técnica pueden tomar varias posturas acerca de la manera de impartir el conocimiento entre los agricultores. Aunque la difusión puede hacerse de forma unilateral, la FAO (2016) recomienda un esquema bilateral y participativo. De este modo, se asegura una presencia activa durante las capacitaciones de parte de los beneficiarios. Además, se genera un ambiente colaborativo que permite un intercambio de ideas entre las prácticas tradicionales de los participantes y las nuevas prácticas que se desean introducir. Esta dinámica les da a los usuarios la percepción de que su aporte es apreciado, lo que aumenta la probabilidad de que adopten las enseñanzas dadas en los programas.

En el caso boliviano, actualmente existen diversos programas de asistencia técnica. Estos son impartidos tanto desde el sector público como el privado. Respecto al Estado, los programas pueden ser realizados a nivel municipal o a nivel gobernación. En cuanto al sector privado, los facilitadores van desde ONGs hasta empresas privadas. Las agrupaciones agrarias, conformadas por varios tipos de asociaciones entre los productores, también brindan estos servicios (INE, 2016).

3. Objetivos y alcances

Este documento nace de la hipótesis de que tanto el acceso a crédito como a programas de asistencia técnica tiene un efecto beneficioso entre sus usuarios. Dentro de la industria agraria, estos dos recursos contribuyen a incrementar la productividad del agricultor debido a que le provee la tecnología y el conocimiento necesario para implementarla exitosamente. De esta forma, la innovación tecnológica da como resultado la combinación de nuevas prácticas con prácticas tradicionales y conducen a un aumento de la productividad agrícola.

En este sentido, el objetivo del presente trabajo de investigación consiste en demostrar el efecto positivo de estas dos intervenciones en el sector agrario. Para conseguirlo, se realiza una evaluación de impacto que toma a la productividad como variable de impacto. Las variables de acceso a crédito y asistencia técnica vienen a ser dicotómicas y se tiene un grupo de variables de control para hacer una comparación precisa entre los grupos de tratamiento y de control. Tanto las variables como su origen se exponen a un mayor grado de detalle en la sección de datos.

A continuación, se propone la metodología utilizada para comprobar la hipótesis nulapropuesta y cumplir el objetivo planteado.

4. Metodología

Para poder cumplir el objetivo planteado de realizar una evaluación de impacto del acceso a crédito y asistencia técnica en la productividad agraria se revisan varios métodos de evaluación. Entre ellos, resalta la metodología de *Propensity Score Matching* (PSM). Este tipo de evaluación de impacto tiene como ventaja la capacidad de evaluar sin necesidad de utilizar datos de panel. Es decir, no se requiere de observaciones pre-tratamiento para poder aplicar el PSM (Khandker et al., 2009). Esta característica es particularmente útil en este documento, puesto que no se cuenta con fuentes de datos correspondientes a diferentes gestiones que sean compatibles entre sí. Por estas razones, se toma el PSM como metodología a utilizar.

Khandker et al. (2009) describe que la evaluación mediante *Propensity Score Matching* consiste en las siguientes etapas: la estimación de un modelo de participación, la definición del área de apoyo común y el pareo de participantes con no participantes. En la primera fase se desarrolla un modelo logit o probit que calcule la probabilidad de participación en el programa a evaluar de todas las observaciones. Este modelo se hace en base a características observables que no afecten a la variable de impacto.

Luego se forman grupos de individuos según su participación en el programa y se procede a superponer ambos. En función a las características observables, se encuentra un área común de individuos cuya única diferencia notable es la de haber participado o no en el programa. De esta manera se forma la conjunción entre el grupo de tratamiento y el potencial grupo de control. Una vez que se ha formado este grupo de individuos similares, se realiza un pareo de los participantes con su clon perfecto no participante. Este proceso de pareo crea al grupo de control perfecto, haciendo que la diferencia entre la variable de impacto de este grupo respecto al grupo de participantes sea el impacto del programa.

Para aplicar el PSM a este documento en primer lugar se elige una variable de impacto. Se toma a la productividad agraria como variable para calcular el impacto del acceso a crédito y asistencia técnica en los productores bolivianos. Hay varias maneras de estimar indicadores de productividad, siendo la más usual establecer una relación entre *output e input* (Millan Gomez, 1987). En este caso la productividad agraria es una variable construida, representada como la producción en quintales dividida entre la superficie en hectáreas y es calculada a nivel parcela.

Se adoptan como características observables la información sociodemográfica del jefe de hogar, que incluyen datos acerca del sexo, edad, estado civil, estudios, condición jurídica, pertenencia indígena, entre otros. También se usan variables geográficas y agrícolas como acceso a fuentes de riego, superficie total, ubicación, uso de pesticidas, plaguicidas, etc. Gracias a estos dos grupos de variables, conocidas como variables de control, se realiza el modelo probit que calcula la probabilidad de que el agricultor haya accedido a un crédito o asistencia técnica. Estas últimas dos variables son dicotómicas e indican si el productor tiene un crédito vigente o si ha recibido asistencia técnica a lo largo de ese año.

Una vez que se ha construido el modelo probit con las variables mencionadas, se puede superponer los grupos de tratamiento y de control para hallar un área común entre ambos. De esta forma, dentro de dicha área se puede encontrar pares entre las observaciones tratadas y las no tratadas que sean muy similares respecto a las variables de control. Para comprobar que este pareo se haya realizado correctamente existen diversos métodos, por lo que es recomendable usar más de uno para verificar la veracidad de los datos. En este trabajo, se corrobora el pareo mediante los métodos del vecino más cercano (*nearest-neighbor matching*), estratificación o intervalos (*stratification or interval matching*) y por el pareo según un radio de tolerancia (*radius matching*).

5. Datos

Con el fin de evaluar el impacto del acceso al crédito y la asistencia técnica en el sector agrario boliviano, se extrajeron datos de la Encuesta Nacional Agropecuaria 2015 (ENA 2015). Dicha encuesta toma como referencia el periodo agrícola del 1 de julio de 2014 al 30 de junio de 2015. Esta abarca los nueve departamentos del país y recolecta datos acerca de las características sociodemográficas del productor y clasifica a detalle su producción en agricultura de verano y forrajes, plantaciones forestales y agricultura de invierno. También recoge información pecuaria de los productores encuestados.

El marco muestral de esta encuesta está conformado por 18.584 comunidades, dentro de las cuales existe 797.780 Unidades de Producción Agropecuaria (UPA). A partir de estas, se ha tomado como muestra para la encuesta a 13.027 UPA. Cabe mencionar que la ENA 2015 recolecta datos a tres niveles de desagregación diferentes: a nivel de la UPA, a nivel parcela y a nivel persona. El primer nivel abarca una recolección de información general de las tierras del productor, mientras que el siguiente nivel toma una observación por cada parcela que el productor haya dividido dentro de la misma UPA. De esta manera, se obtuvo información descriptiva de cada parcela de cultivo y un detalle de cómo ha sido tratada. Por otro lado, se recabó información sociodemográfica de todas las personas que vivían dentro de la UPA.

Para este trabajo en específico se ha tomado en cuenta solamente las encuestas co-respondientes a la agricultura de verano. Esto debido a que es el tipo de agricultura que más observaciones posee. De estas UPA, se utiliza las observaciones a nivel parcela para así poder calcular el impacto del acceso a crédito y asistencia técnica de cada tipo de cultivo. Entre los diversos cultivos, se eligen a los tubérculos, cereales y hortalizas para este estudio debido a su mayor número de observaciones y la homogeneidad existente dentro de los datos de cada grupo. El grupo de tubérculos tiene 5765 observaciones compuestas por cultivos de papa, oca, camote, yuca y papaliza. Los cultivos de cereales son 7918 observaciones de amaranto, arroz, avena, cañahua, cebada, centeno, maíz, quinua, sorgo, trigo y otros. Finalmente, las hortalizas son 3545 observaciones de diversos vegetales.

En cuanto a la información sociodemográfica, se toma la información del jefe de hogar como la relevante para todas las parcelas de la UPA que este posee. Una vez que se ha realizado estas segmentaciones a la información de la ENA 2015, se han elegido variables relevantes para el estudio. Dichas variables brindan información acerca de los cultivos, su superficie y producción final, además de datos sociodemográficos que serán utilizados como variables de control para el pareo mediante PSM. Tanto

las variables agrarias como sociodemográficas utilizadas como variables de control fueron elegidas debido a la disponibilidad de información que proporciona la ENA 2015. De esta forma, se ha generado la base de datos que va a permitir realizar la evaluación de impacto propuesta en el presente trabajo.

6. Resultados

Tomando en cuenta a los cultivos de tubérculos, cereales y hortalizas y al acceso al crédito y la asistencia técnica como variables de tratamiento; se han realizado seis procesos de pareo para calcular el impacto de dichos tratamientos en la productividad agraria de estas plantaciones. Como primer paso, se realiza un modelo probit para cada cultivo tomando como variable dependiente el acceso al crédito y la asistencia técnica y se utiliza variables sociodemográficas y geográficas como variables explicativas. Posteriormente, se grafica la distribución de las observaciones para cada caso, y se superponen la distribución de las observaciones tratadas con la distribución de las que no. El área donde ambas se intersectan, llamada área de soporte común, es la utilizada para el PSM. El gráfico para cada cultivo y variable dependiente se encuentra en los anexos del documento.

Como tercer paso, se procede a aplicar el *Propensity Score Matching* a las observaciones del área de soporte común de cada cultivo. Para corroborar los resultados, se han utilizado tres diferentes métodos de pareo. Si bajo estas metodologías los resultados son similares, se puede decir que los resultados calculados son significativos. A continuación se muestra el cuadro 1, con los datos correspondientes al PSM del acceso al crédito para el caso de los tubérculos. En este cuadro se muestran el número de observaciones tratadas (n. treat.), el número de observaciones de control (n. contr.) y el efecto promedio del tratamiento (*Average treatment effect on the treated* o ATT). También se muestra la desviación estándar del pareo (Std. Err.) y la significancia del mismo (t).

Se puede observar que en el caso de los tubérculos, el acceso al crédito parece tener un impacto positivo de 35 % a 59 %. La desviación estándar se muestra alta, pero esto se puede explicar debido a que los productores de tubérculos son en su mayoría cultivos de papa. Al juntar tanto a los grandes productores con los pequeños agricultores paperos dentro del mismo análisis la dispersión podría aumentar. A pesar de ello, todos los métodos tienen un t alto, confirmando el impacto positivo del crédito en la productividad de los tubérculos.

Cuadro 1
PSM del acceso al crédito para los cultivos de tubérculos

Método de pareo	n. treat	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
Nearest-neighbor	465	599	55.301	24.288	2.777
Stratification	465	5033	34.81	22.117	1.574
Radius	465	5033	58.792	21.598	2.722

Este resultado no se replica para la asistencia técnica, pues muestra ATT bastante diferentes con cada tipo de pareo. Además, uno de ellos refleja un impacto negativo. Por otro lado, la significancia *t* es bastante baja, lo que indicaría un impacto nulo o negativo de la asistencia técnica para el caso de los tubérculos. Estos resultados se muestran a continuación en el *cuadro 2*.

Cuadro 2
PSM de la asistencia técnica para los cultivos de tubérculos

Método de pareo	n. treat	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
Nearest-neighbor	1033	851	4.213	10.944	0.385
Stratification	1033	4727	-12.047	19.045	-0.633
Radius	1031	4727	0.305	12.557	0.024

En segundo lugar, se realizaron PSM al grupo de cultivos de cereales. Para el caso del crédito, este parece tener un impacto positivo en la productividad de este grupo. La desviación estándar es más baja comparado al grupo anterior. Además tiene una alta significancia, lo que comprobaría el efecto positivo del crédito como se muestra en el *Cuadro 3*.

Cuadro 3
PSM del acceso al crédito para los cultivos de cereales

Método de pareo	n. treat	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
Nearest-neighbor	915	1088	11.808	7.077	1.668
Stratification	915	6938	14.248	6.573	2.168
Radius	915	6938	20.875	6.425	3.249

A diferencia del grupo de tubérculos, la asistencia técnica parece tener una incidencia positiva en la productividad de los cereales. Si bien la significancia es baja, todos los efectos promedio son positivos y similares entre sí. Además, el error estándar también es bajo. Estos datos son expuestos en el cuadro 4.

Cuadro 4
PSM de la asistencia técnica para los cultivos de cereales

Método de pareo	n. treat	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
Nearest-neighbor	1783	1423	3.546	4.163	0.852
Stratification	1783	6133	1.087	3.526	0.308
Radius	1782	6133	4.142	3.547	1.168

Para finalizar, se muestran ahora los resultados de la aplicación de PSM a los cultivos de hortalizas. En cuanto al crédito, se muestra un alto impacto positivo en la productividad de estos cultivos. La significancia t confirma estos resultados, aunque se debe mencionar que existe una desviación estándar particularmente alta. No ocurre lo mismo con la asistencia técnica, que nuevamente presenta resultados no concluyentes. En este caso, dos de los tres métodos estarían calculando un impacto negativo, una alta desviación y un t bastante bajo. Ambos pareos se muestran en el cuadro 5 y 6 respectivamente.

Cuadro 5
PSM del acceso al crédito para los cultivos de hortalizas

Método de pareo	n. treat	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
Nearest-neighbor	578	431	86.913	45.125	1.926
Stratification	578	2822	70.574	44.518	1.585
Radius	578	431	94.629	61.351	1.542

Cuadro 6
PSM de la asistencia técnica para los cultivos de hortalizas

Método de pareo	n. treat	n. contr.	ATT	Std. Err.	t
Nearest-neighbor	761	591	13.246	9.426	1.405
Stratification	761	2714	-86.179	78.735	-1.095
Radius	761	2714	-35.030	48.539	-0.722

7. Conclusiones

Tras haber ejecutado una evaluación de impacto mediante el método de *Propensity Score Matching* con el fin de medir el impacto del acceso al crédito y la asistencia técnica en la productividad de la agricultura boliviana, se puede confirmar el impacto positivo del crédito. Sin importar el tipo de cultivo, este servicio financiero ha presentado una incidencia positiva en la productividad agraria. Este efecto se confirma con diversos métodos de pareo aplicados a distintas áreas de la industria agraria boliviana. En todos los casos se tiene una significancia *t* alta, lo que confirma la veracidad del PSM y de los resultados obtenidos mediante esta metodología.

En el caso de la asistencia técnica, se tiene la situación opuesta. No se puede comprobar un efecto positivo en la productividad agraria de parte de estos servicios de capacitación. Salvo en el caso de los cultivos de cereales, los resultados conseguidos difieren de un método de pareo a otro. Esta diferencia entre los distintos métodos de PSM indica un problema, que podría provenir de dos causas principales. La primera sería que los datos utilizados no son los adecuados para aplicar este tipo de evaluación, pero tomando en consideración que la misma base ha funcionado para el acceso al crédito, esta primera alternativa quedaría descartada. Por otro lado, la inexistencia de una relación positiva entre la asistencia técnica y la productividad agraria podría ser la causante por la cual

el *Propensity Score Matching* no ha dado resultados relevantes en ninguno de los cultivos. El único caso que se podría tomar en cuenta vendría a ser el de los cultivos de cereales, que muestran un leve impacto positivo en los tres pareos realizados. Sin embargo la significancia es cercana a 0 en dos de los tres métodos, restándole fiabilidad a estos resultados.

Cabe mencionar que los datos utilizados podrían afectar a los resultados obtenidos en este documento. Debido a la disponibilidad de información, se ha tomado a la ENA 2015 como principal fuente de datos. Esta encuesta no se realiza periódicamente, lo que dificulta su uso para evaluaciones de este estilo. Por esta razón se ha optado por la metodología de *Propensity Score Matching*, que permite hacer esta clase de estudios sin tener datos de panel. Por ello, se debe enfatizar que una mayor recolección y disponibilidad de datos sería útil para reafirmar los resultados del presente trabajo.

Para finalizar, se puede decir que los resultados obtenidos son contundentes para el crédito pero no así para la asistencia técnica. El impacto positivo del acceso al crédito en la productividad agraria ha sido confirmado con diversos métodos en los cultivos más importantes de la agricultura boliviana: los tubérculos, los cereales y las hortalizas. Por otro lado, el impacto de la asistencia técnica en la productividad no ha sido comprobado debido a los resultados no concluyentes encontrados en este estudio. Para confirmar el aparente impacto negativo o nulo de estos programas, resultado contrario a la hipótesis propuesta y la revisión teórica, se requiere de más información para un estudio especializado.

Referencias

1. Bejarano, J. A. (1998). *Economía de la agricultura*. Ilica.
2. Bula, A. O. (2020). Importancia de la agricultura en el desarrollo socio-económico.
3. Echavarría, J. J. (2017). Impacto del crédito sobre el agro en Colombia: evidencia del nuevo censo nacional agropecuario. *Borradores de Economía*; No. 1020.
4. FAO. (2016). *Asistencia técnica y extensión rural participativa en América Latina: principales hallazgos de los estudios de casos en cuatro países* (Inf. Téc.). Autor.
5. Fuentes Méndez, L. A., y Anido Rivas, J. D. (2007). Impacto del crédito en la producción del sector agrícola en Venezuela, 1970-1999. *Visión Gerencial* (1), 26-46.
6. INE. (2012). *Censo nacional de población y vivienda* (Inf. Téc.). Instituto Nacional de Estadística.
7. INE. (2016). *Encuesta nacional agropecuaria 2015* (Inf. Téc.). Instituto Nacional de Estadística.
8. Khandker, S., B. Koolwal, G., y Samad, H. (2009). *Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices*. The World Bank.
9. Lugo Perea, L. J. (2009). Análisis del servicio de asistencia técnica ejecutado por la unidad municipal de asistencia técnica agropecuaria-umata-, (período 1.998-2.007) en el municipio de Florencia, Caquetá.
10. Marconi, R. (2014). *El milagro de inclusión financiera*. Hivos.
11. Millan Gomez, J. A. (1987). La medida de la productividad agraria. *Revista de Estudios Agro-Sociales* Núm, 142.
12. Ortega, J., y Ramírez, E. (2018). El impacto de las asesorías técnicas en el sector agrícola: el caso de la agricultura familiar en Chile. *Santiago de Chile: RIMISP*. [mf/1535820660DT234JOER_2018](https://doi.org/10.1535820660DT234JOER_2018).

13. Pita Rivas, J. J. (2015). *Crédito a los pequeños y medianos agricultores arroceros de la provincia del guayas y su impacto en la producción 2010-2014*. (Tesis Doctoral no publicada). Universidad de Guayaquil Facultad de Ciencias Económicas.
14. Raccanello, K., y Guzmán, E. H. (2014). Educación e inclusión financiera. *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos (México)*, 44 (2), 119–141.
15. Rodríguez Paz, J. A. (2020). Impacto del crédito sobre la productividad de los cultivos en Colombia.

A. Anexos

Figura 1. Área de soporte común del acceso al crédito para los cultivos de tubérculos

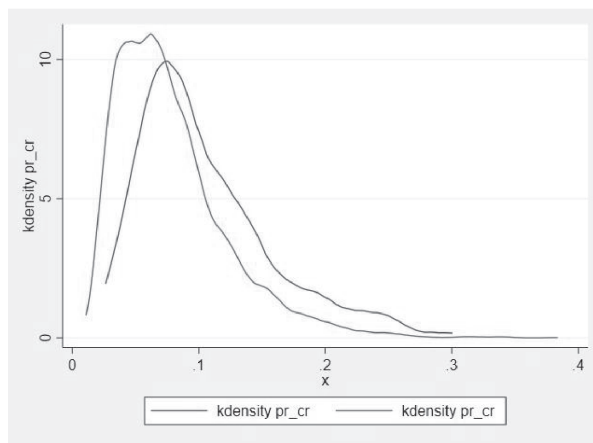


Figura 2. Área de soporte común de la asistencia técnica para los cultivos de tubérculos

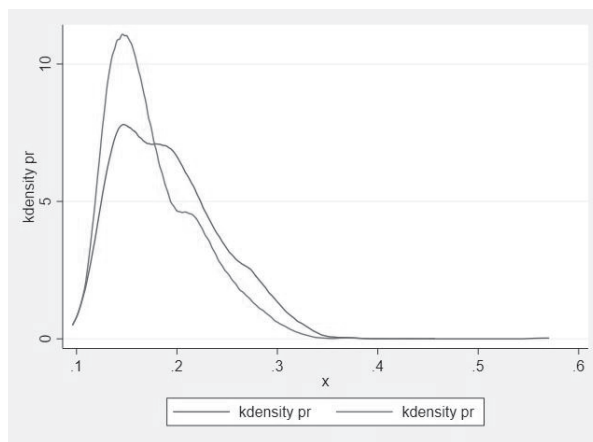


Figura 3. Área de soporte común del acceso al crédito para los cultivos de cereales

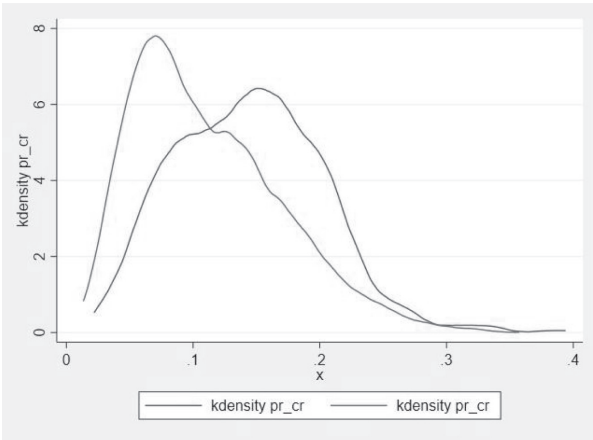


Figura 4. Área de soporte común de la asistencia técnica para los cultivos de cereales

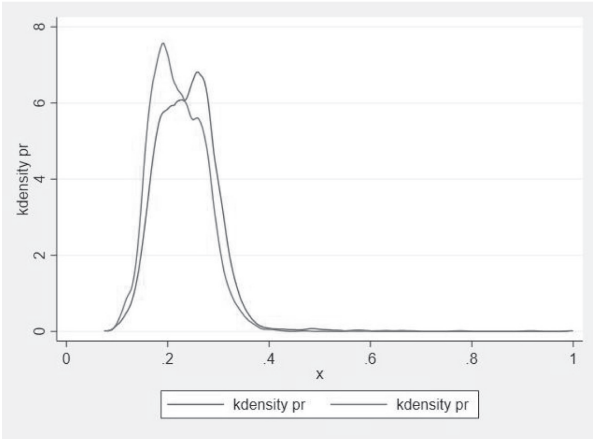


Figura 5. Área de soporte común del acceso al crédito para los cultivos de hortalizas

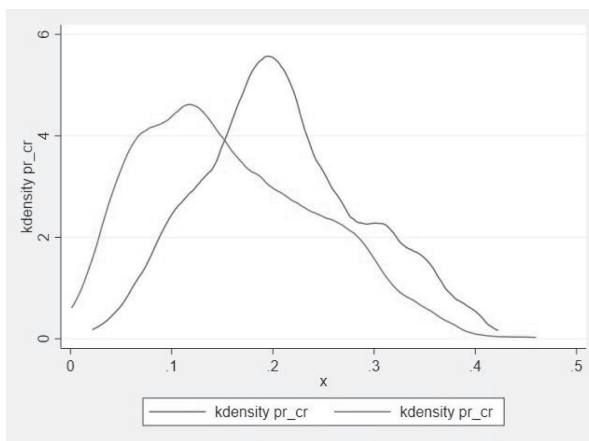
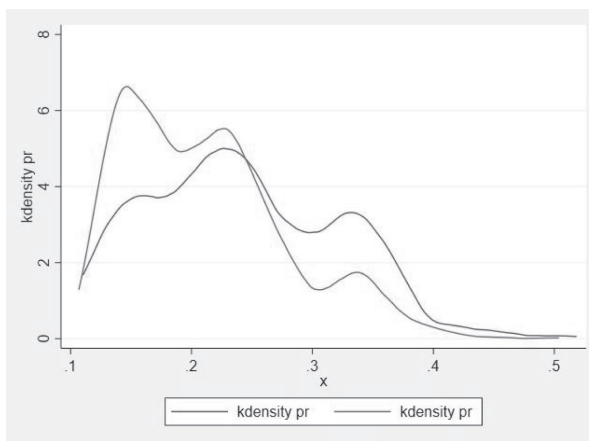


Figura 6. Área de soporte común de la asistencia técnica para los cultivos de hortalizas



Cuadro 7
Variables utilizadas para el pareo mediante PSM en el caso del acceso al crédito
para los cultivos de tubérculos

Variables observables	Promedio		Dif.	P - value	T student
	C	T			
Sexo	0.884	0.898	-0.013	0.3644	0.91
Edad	49.76	47.038	-2.72	0	-4.11
Condición jurídica	1.031	1.021	-0.0098	0.236	-1.19
Nro. miembros en el hogar	4.484	4.888	0.403	0	3.64
Pertenencia indígena	1.265	1.387	0.121	0	5.59
Se ausenta eventualmente	0.046	0.062	0.015	0.144	1.46
Se ausenta normalmente	1.168	1.206	0.038	0.312	1.01
Riego (dummy)	0.225	0.359	0.134	0	6.53
Método de riego	0.279	0.507	0.227	0	7.44
Fuente de riego	0.652	1.092	0.439	0	6.75
Departamento	3.943	1.423	0.479	0	4.44

Cuadro 8
Variables utilizadas para el pareo mediante PSM en el caso del acceso al crédito
para los cultivos de cereales

Variables observables	Promedio		Dif.	P - value	T student
	C	T			
Sexo	0.8833	0.907	0.023	0.034	2.12
Edad	50.3586	46.557	3.8012	0	-7.72
Estado civil	2.533	2.391	-0.1423	0.001	-3.39
Condición jurídica	1.014	1.016	0.0016	0.691	0.4
Nro. miembros en el hogar	4.499	4.849	0.349	0	4.32
Pertenencia indígena	1.381	1.545	0.164	0	9.31
Se ausenta eventualmente	0.041	0.0568	0.0157	0.034	2.13
Se ausenta normalmente	1.143	1.189	0.045	0.075	1.78
Riego (dummy)	0.1305	0.118	-0.125	0.287	-1.06
Método de riego	0.1614	0.1464	-0.0149	0.38	-0.88
Fuente de riego	0.3904	0.342	-0.048	0.203	-1.27
Departamento	4.525	5.53	1.004	0	11.54

Cuadro 9
Variables utilizadas para el pareo mediante PSM en el caso del acceso al crédito para los cultivos de hortalizas

Variables observables	Promedio		Dif.	P - value	T student
	C	T			
Sexo	0.8802	0.904	0.0246	0.092	1.69
Estado civil	2.437	2.2543	-0.183	0	-3.51
Edad	49.3802	46.205	-3.174	0	-5.12
Condición jurídica	1.0049	1.0017	-0.0032	0.286	-1.07
Nro. miembros en el hogar	4.534	5.0051	0.4711	0	4.62
Pertenencia indígena	1.293	1.4134	0.1204	0	5.67
Se ausenta eventualmente	0.0471	0.0449	-0.0021	0.83	-0.21
Se ausenta normalmente	1.1686	1.1695	0.00087	0.98	0.02
Riego (dummy)	0.548	0.737	0.188	0	8.45
Método de riego	0.7317	0.9688	0.2371	0	5.78
Fuente de riego	1.6832	2.297	0.6143	0	7.59
Departamento	4.2703	4.7352	0.4649	0	4.96

Cuadro 10
Variables utilizadas para el pareo mediante PSM en el caso de la asistencia
técnica para los cultivos de tubérculos

Variables observables	Promedio		Dif.	P - value	T student
	C	T			
Sexo	0.8769	0.886	0.0098	0.382	0.87
Estado civil	2.52	2.452	-0.068	0.119	-1.56
Nivel de estudios	0.0004	0.0019	0.0015	0.237	1.18
Condición jurídica	1.035	1.038	0.002	0.667	0.43
Nro. miembros en el hogar	4.366	4.555	0.18	0.017	2.38
Pertenencia indígena	1.249	1.334	0.085	0	5.61
Se ausenta eventualmente	0.0467	0.0493	0.0026	0.729	0.35
Se ausenta normalmente	1.1655	1.1665	0.0009	0.972	0.04
Superficie en Ha.	0.6569	0.7433	0.086	0.128	1.52
Riego (dummy)	0.2146	0.286	0.0719	0	5
Método de riego	0.274	0.364	0.0906	0	4.16
Fuente de riego	0.6339	0.813	0.179	0	3.91
Departamento	3.849	4.303	0.454	0	5.99

Cuadro 11
Variables utilizadas para el pareo mediante PSM en el caso de la asistencia
técnica para los cultivos de cereales

Variables observables	Promedio		Dif.	P - value	T student
	C	T			
Sexo	0.8819	0.8889	0.007	0.417	0.81
Estado civil	2.571	2.45	-0.12	0	-3.64
Condición jurídica	1.014	1.017	0.0033	0.3	1.04
Nro. miembros en el hogar	4.4819	4.638	0.1562	0.012	2.52
Pertenencia indígena	1.3763	1.4688	0.0925	0	6.85
Se ausenta eventualmente	0.407	0.0487	0.008	0.155	1.42
Se ausenta normalmente	1.1428	1.1648	0.2205	0.256	1.14
Superficie en Ha.	2.907	7.96	5.053	0	5.55
Riego (dummy)	0.126	0.143	0.0169	0.061	1.88
Método de riego	0.1578	0.1688	0.109	0.399	0.84
Fuente de riego	0.3797	0.4144	0.034	0.234	1.19
Departamento	4.492	5.0504	0.5583	0	8.33

Cuadro 12
Variables utilizadas para el pareo mediante PSM en el caso de la asistencia
técnica para los cultivos de hortalizas

Variables observables	Promedio		Dif.	P - value	T student
	C	T			
Sexo	0.879	0.884	0.0048	0.716	0.36
Estado civil	2.445	2.462	0.0174	0.723	0.35
Edad	49.3607	48.3666	-0.994	0.8	-1.75
Condición jurídica	1.0114	1.021	0.0096	0.043	2.03
Nro. miembros en el hogar	4.591	4.5505	-0.0404	0.664	-0.43
Pertenencia indígena	1.2803	1.4139	0.1335	0	7.03
Se ausenta eventualmente	0.04458	0.0525	0.0079	0.373	0.89
Se ausenta normalmente	1.1635	1.18	0.0164	0.607	0.51
Superficie en Ha.	0.5363	0.6351	0.1005	0.005	2.79
Riego (dummy)	0.547	0.663	0.116	0	5.75
Método de riego	0.727	0.879	0.151	0	4.13
Fuente de riego	1.712	1.956	0.244	0.001	3.33
Departamento	4.2199	4.7082	0.4883	0	5.81

¿Mujeres en suelos pegajosos? Un análisis de la evolución de las distribuciones de ingresos laborales en Bolivia en el periodo 2011-2019

*Sergio Garbay**

*Raquel Barrera***

Resumen:

A pesar de los avances de las mujeres en la esfera laboral, aún persisten las brechas en ingresos laborales entre hombres y mujeres. El cierre de estas es deseable para garantizar la igualdad de género en el mercado laboral. Partiendo de este reconocimiento, el trabajo analiza la brecha de ingresos laborales entre hombres y mujeres a lo largo de la distribución de ingresos en tres periodos de estudio (2011-2013, 2014-2016 y 2017-2019) permitiendo un análisis de la evolución de la brecha promedio en estos periodos para las áreas urbanas de Bolivia, con el objetivo de evidenciar la existencia de las circunstancias conocidas como suelos pegajosos y/o techos de cristal. A partir del uso de datos provenientes de encuestas de hogares se aplica la metodología de regresiones cuantílicas condicionales, que permite la estimación de distribuciones de ingreso contrafactuales, y se corrige por sesgo de autoselección para el caso de las mujeres. Los resultados revelan la existencia de una brecha promedio positiva en los tres periodos, la cual es menor en el último periodo, y una heterogeneidad a lo largo de la distribución siendo la brecha mayor en los quintiles más bajos lo que indica la presencia de suelos pegajosos; estas brechas se explican principalmente por las diferencias entre los retornos a las características observadas entre hombres y mujeres. Finalmente, se obtiene que el efecto de la autoselección es positivo y se explica sobre todo por una diferencia en características no observables entre mujeres, la cual es más evidente en la parte baja de la distribución; esto indica que se estaría subestimando la brecha existente en las retribuciones entre hombres y mujeres.

Código JEL: C31, J7, J16, J31, J71

Palabras clave: Brecha de género de ingresos laborales, mujeres, mercado laboral, regresiones cuantílicas, sesgo de autoselección, suelos pegajosos, Bolivia.

* Investigadora Fundación aru. Contacto: rbarrera@aru.org.bo, barreraquell@gmail.com. El contenido de este documento es responsabilidad del autor y no compromete la opinión de Fundación aru.

** Investigadora Fundación aru. Contacto: rbarrera@aru.org.bo, barreraquell@gmail.com. El contenido de este documento es responsabilidad del autor y no compromete la opinión de Fundación aru.

Abstract

Despite women's advances in the labor sphere, the labor income gaps between men and women still persist. The closure of these is desirable in order to guarantee gender equality in the labor market. Based on this recognition, this document analyzes the labor income gap between men and women along the income distribution in three periods (2011-2013, 2014-2016 and 2017-2019) which allows an analysis of the evolution of mean income labor gaps for these periods in urban areas of Bolivia, with the aim to study the existence of sticky floors and / or glass ceilings circumstances. Using data from household surveys, a conditional quantile regressions methodology is applied, enabling a counterfactual income distributions estimation, and correction for sample selection for women is also applied. The results reveal a positive mean gap in the three periods, with the lowest in the last period, and the presence of a heterogeneity along the distribution showing that the labor income gap is larger in the bottom of the distribution which suggests the presence of the sticky floors effect; these gaps are explained mainly by differences in rewards for observable characteristics between men and women. Finally, sample selection is positive explained especially by differences for unobservable characteristics between women, which is more evident at the bottom of the distribution; this suggests that the income labor gap between men and women is being underestimated.

JEL Code: C31, J7, J16, J31, J71

Keywords: Labor income gender gap, women, labor market, quantile regressions, sample selection, sticky floors, Bolivia.

1. Introducción

En la región de América Latina se evidencia que los hombres, por lo general, perciben ingresos laborales superiores al de las mujeres tanto en la media como a lo largo de toda la distribución de ingresos laborales, lo que genera brechas de género positivas a lo largo de dicha distribución. En el caso de Bolivia se destaca el trabajo de Muriel (2005) quien demuestra que, en términos brutos, la brecha de ingresos laborales en el área urbana de Bolivia era cercana al 17% evidenciando, además, una fuerte segregación laboral. Urquidí et al. (2020), también mediante la descomposición Oaxaca-Blinder (1973), encuentran una disminución de la brecha salarial por género de 39% a 10% de 1993 hasta el año 2018 y evidencian que la brecha salarial por género es menor cuando el nivel de educación es más alto.

El objetivo del presente trabajo es analizar la evolución de la brecha de ingresos laborales entre hombres y mujeres a lo largo de la distribución de ingresos en el periodo 2011-2019 en el mercado laboral de las áreas urbanas de Bolivia, con el fin de

evidenciar si la brecha varía a lo largo de esta distribución y demostrar la existencia de dos circunstancias poco estudiadas en el país. Estas se conocen como “suelos pegajosos” y de “techos de cristal”. La primera circunstancia se refiere a un escenario donde las mujeres se encuentran en trabajos de menor nivel como si estuviesen atascadas y con barreras a lograr una movilidad laboral (Guy, 1994). Mientras que, los techos de cristal se entienden como la presencia de barreras no observables que limitan el progreso laboral de las mujeres con altas dotaciones (educación, experiencia, etc.) en la parte más alta de la distribución de ingresos laborales. Para esto se utiliza las encuestas de hogares del INE distinguiendo tres periodos de estudio (2011-2013, 2014-2017, 2018-2020).

Si bien las tasas de participación femenina aumentaron en la última década, en el mercado laboral boliviano urbano, estas son aún inferiores a las masculinas, presumiendo de esta manera la existencia de una autoselección por parte de las mujeres (Blau y Kahn, 2006 y Olivetti y Petrongolo, 2008). Por lo tanto, se analiza las brechas entre hombres y mujeres corrigiendo por sesgo de autoselección debido a que, si no se toma en cuenta la posible participación de las mujeres que se encuentran fuera del mercado laboral llevaría a una falsa estimación de la verdadera brecha (Picchio y Mussida, 2011). Para lograr este propósito, se emplea regresiones cuantílicas condicionales de Machado y Mata (2005) extendida por Albrecht et al. (2009) quienes aplican una estimación semiparamétrica propuesta por Buchinsky (1998) para corregir por sesgo de autoselección. Esta metodología permite estimar distribuciones de ingreso contrafactuales para caracterizar las brechas en retribuciones entre hombres y mujeres a lo largo de la distribución, sin embargo, se aplica la transformación propuesta por Biewen et al. (2020) para que el método de Buchinsky (1998) sea válido y cumpla el supuesto de independencia condicional de los términos de errores tal como señala Huber y Melly (2015).

En los resultados se encuentra que, en materia de ingresos laborales, existe una brecha positiva en las áreas urbanas de Bolivia entre hombres y mujeres en los tres periodos analizados. Es decir, que las mujeres ganan significativamente menos que los hombres a lo largo de la distribución, siendo esta brecha más evidente y más fuerte en la parte más baja de la distribución. Estos resultados dan cuenta de una posible existencia de un efecto de “suelos pegajosos”, que luego de corregir por sesgo de autoselección es más evidente en el extremo bajo de la distribución y en el segundo periodo analizado. Estas brechas se explican sobre todo por las diferencias en las distribuciones en los retornos a las características observadas (educación, experiencia, estado civil, categoría ocupacional, condición de etnicidad) entre hombres y mujeres y, el efecto sesgo de autoselección se explica más por una parte no observable, entre las que se puede incluir factores no observables en los datos

como características no cognitivas (i.e. habilidades, variables de posición laboral (i.e. posición jerárquica en la fuente laboral), variables institucionales, como además la presencia de una cierta discriminación hacia las mujeres en estas brechas de ingresos laborales.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: la segunda sección introduce el marco teórico. La sección tres presenta la revisión de literatura presentando evidencia previa en la región latinoamericana y de especial interés los trabajos realizados para Bolivia. La cuarta sección presenta los datos, junto a las variables que se emplean en los modelos. La quinta sección presenta la metodología empleada. La sección seis analiza el cumplimiento de los supuestos centrales de los modelos. La sección siete presenta los resultados de las regresiones cuantílicas. Finalmente, la sección ocho concluye.

2. Marco Teórico

2.1. Brechas en ingresos laborales

El derecho fundamental a la igualdad de remuneración por género es reconocido desde 1919 por la Organización Internacional del Trabajo y es uno de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS) adoptados en 2015¹. De acuerdo a la Unión Europea (2014), la brecha en ingresos laborales de género es un indicador que informa acerca de las diferencias entre los ingresos de un hombre y una mujer en el mercado laboral, habitualmente expresada como un porcentaje sobre el ingreso laboral de los hombres o una diferencia porcentual entre ambos. Por tanto, existe brecha de ingresos laborales cuando el valor trabajo de un hombre y una mujer es el mismo pero la retribución no.

El tema de brechas salariales por género ha sido extensamente estudiado con el objetivo de saber si las diferencias en la distribución de los ingresos pueden ser explicadas por características observables o características no observables. Las primeras están relacionadas a diferencias en productividad, nivel educativo, experiencia u otros factores. Dentro de los factores observables se encuentran: (i) el número de horas dedicadas al trabajo laboral por las mujeres, (ii) diferencias en los niveles de educación y de experiencia laboral y (iii) el tipo de sector y de ocupación laboral (OIT (2016). Por otra parte, dentro de los factores no observables son aquellas que no se capturan en los modelos debido a que su medición es dificultosa o su disponibilidad en los datos

¹ El Objetivo 5 llama a los gobiernos a lograr, más que promover, la igualdad de género y el empoderamiento de las mujeres y niñas. Específicamente la meta 5.4 persigue "poner fin a todas las formas de discriminación contra todas las mujeres y las niñas en todo el mundo" entre las que se encuentra la esfera laboral.

es escasa. Estas engloban factores como características no cognitivas, variables de posición laboral, variables institucionales y la discriminación salarial² por sexo o raza (Pacheco y Del Pozo, 2019).

Existen dos fenómenos o efectos que pueden llegar a explicar las brechas de ingresos laborales a lo largo de la distribución de ingresos. Estos efectos son los denominados: “suelos pegajosos” y “techos de cristal”, ambos conocidos en la literatura por limitar de diferentes maneras a las mujeres en ambos extremos de la distribución de ingresos por la condición de ser mujeres. Los conceptos de cada efecto son desarrollados desde los distintos puntos de vista de cada autor y algunos serán detallados a continuación:

2.2. Efecto Suelos Pegajosos

La circunstancia denominada suelos pegajosos se refiere a la situación de las mujeres en los estratos más bajos de las jerarquías con salarios muy bajos, empleos informales y de baja calidad, aspectos que mantiene a las mujeres como si estuvieran pegadas al piso y está relacionado con la existencia de posibles patrones de discriminación contra determinado grupo de trabajadoras por su condición (mujeres, indígenas, migrantes, etc.) (Ardanche, 2011). Estos patrones se traducen en mantener a las mujeres en empleos de poco valor, en condiciones precarias, con limitada movilidad laboral y con presencia de barreras para el ascenso (Agrawal, 2013).

Para Guy (1994), el efecto “suelos pegajosos” implica que las mujeres en las organizaciones se concentran en labores de soporte, donde las mujeres se encuentran “atascadas” en trabajos de menor nivel y limitaciones en las posibilidades de promoción laboral. Incluso en las actividades consideradas feminizadas la presencia de mujeres en cargos de alta responsabilidad y decisión es mínima (i.e. salud y educación). Por tanto, bajo este fenómeno las mujeres presentan barreras que no les permiten salir o transitar de trabajos con baja remuneración o precarios. Este es tradicionalmente medido como la diferencia entre la brecha en la parte más baja de la distribución con la brecha existente en la mediana de la misma distribución, si la primera es superior entonces existe un efecto de suelos pegajosos. De la Rica et al., (2008) describieron este fenómeno por primera vez en España el cual fue denominado como un efecto de “suelos pegajosos”.

² Arrow (1971) define la discriminación salarial como aquella situación en la que trabajadores que tienen capacidades y desempeñan actividades similares son tratados de forma diferente por tener características personales distintas (i.e. género, raza, edad, nacionalidad, orientación sexual, entre otros).

2.3. Efecto Techos de Cristal

El concepto de techos de cristal implica una desigualdad de género presente en los niveles más altos de las retribuciones que no puede explicarse por características laborales observables. Sugiere la existencia de barreras no observables que limitan el progreso laboral de las mujeres y desigualdades que incrementan a lo largo del tiempo y del progreso o ascenso laboral de las mujeres (Cotter, 2001). En la literatura económica este es tradicionalmente medido como la diferencia entre la brecha en la parte más alta de la distribución con la brecha existente en la mediana de la misma distribución, si la primera es superior entonces existe un efecto de techos de cristal.

Por tanto, un efecto de “techos de cristal” describe el freno en el acceso de las mujeres más capacitadas, con mayor calificación y experiencia, incluso más que los hombres, a los estratos superiores de la estructura jerárquica, por mecanismos que no siempre son visibles de discriminación (Ardanche, 2011) limitando el progreso o ascenso laboral de las mujeres (Albrecht et al., 2009).

Se reconoce que existen aspectos externos e internos que hacen posible la existencia de esta circunstancia. Los aspectos externos explican el limitado número de mujeres que ocupan cargos de alta responsabilidad, principalmente por un sesgo de los empleadores de contratar hombres sobre mujeres para estos cargos debido a que consideran que el liderazgo de las mujeres es menos efectivo que el de los hombres. Los aspectos internos tienen en cuenta el contexto cultural, las expectativas y las preferencias de cada individuo para conformar los roles sociales de género (De Garay, 2013). Es decir, existe una tradición social y cultural donde se asume que las mujeres son las principales encargadas del cuidado y responsabilidades del hogar lo que entra en conflicto con el tiempo necesario que deben dedicar a puestos de mayor responsabilidad y decisión. La relación de estos aspectos, factores sociales y actitudinales y estereotipos constituye en un perjuicio en el desempeño y ascenso laboral de las mujeres.

Albrecht et al. (2003) fueron de los primeros autores en evidenciar la presencia de este fenómeno al encontrar un patrón creciente de la brecha salarial a lo largo de la distribución en Suecia, lo cual fue descrito como un efecto “techos de cristal” que las mujeres no pueden superar en sus niveles salariales. Estos autores son los que destacan entre aquellos que realizaron estudios para analizar. Los avances hacia la igualdad de género en las últimas décadas fueron muy importantes, consiguiendo algunos progresos significativos direccionados a respetar los derechos de las mujeres y permitir el empoderamiento de las mismas en todo el mundo³.

3 Durante las últimas décadas, el incremento de la participación femenina en el mercado laboral en la

3. Revisión de literatura

En la región latinoamericana se evidencia que en empleos con condiciones similares existe una menor remuneración de las mujeres frente a los hombres (OIT, 2019). Estas brechas salariales por género son mucho más pronunciadas entre trabajadores de menores ingresos en esta región, es decir, que los trabajadores entre los percentiles 1 al 10 de la distribución de ingresos laborales tienen mayor brecha, mientras que, los trabajadores que se encuentran entre los percentiles 15 a 35 y 65 a 85 han experimentado una caída de las mismas (OIT, 2019).

En la evidencia empírica en la región, distintos trabajos exploran la heterogeneidad de las brechas salariales a lo largo de la distribución con el objeto de identificar en que segmentos de la población trabajadora se presentan las mayores brechas. Carrillo et al. (2013) se constituye en el único trabajo que analiza las brechas por género en las áreas urbanas de 12 países latinoamericanos⁴. Los autores encuentran evidencia de las circunstancias de suelos pegajosos y techos de cristal a través de una descomposición cuantílica. También, muestran que los países más pobres y con mayor inequidad salarial de la región, tienen una mayor brecha salarial por género en los décimos percentiles de la distribución de ingresos⁵.

Siguiendo esta línea, Badel y Peña (2010) analizan las brechas de género implementando la descomposición de Machado y Mata (2005) y la ampliación de Albrecht et al. (2009) para el caso colombiano. Los autores encuentran que la brecha de género, controlando por las diferencias en las características observables, es mayor en los extremos de la distribución salarial, tanto antes como después del ajuste para la selección de la muestra. Por lo que revelan tanto el efecto de suelos pegajosos como el de techos de cristal.

Tomando en cuenta la participación de las mujeres en el mercado laboral, Borraz y Robano (2011) analizan la brecha salarial por género a lo largo de toda la distribución de ingresos en Uruguay. Dicho trabajo, de la misma manera, sigue la metodología planteada por Albrecht et al. (2009), e identifican que la brecha salarial se incrementó a lo largo de la distribución dando un efecto techos de cristal⁶. Esta brecha salarial

región latinoamericana estuvo acompañado de un pequeño pero firme aumento en los ingresos laborales con respecto al de los hombres (Chioda, 2011), aunque se viene ralentizando en la última década (Gasparini y Marchionni, 2015).

4 Véase Blau y Kahn (2006), Arulampalam et al. (2007), Olivetti y Petrongelo (2008) y Christofides et al. (2010) para un análisis de las brechas de género en diversos países de Europa y la OECD.

5 Para Bolivia los autores encuentran que la parte no explicada es especialmente grande en la parte más baja de la distribución.

6 Ver también Bucheli y Sanromán (2005) quienes mediante un análisis contrafactual, evaluando las distintas partes de la distribución salarial, encuentran también un efecto de techos de cristal en el mercado laboral uruguayo.

entre género es explicada más por diferencias en los retornos de las características observables entre hombres y mujeres.

En cuanto a estudios realizados para Bolivia, Yañez (2004) estudia los comportamientos microeconómicos que explican el incremento de la desigualdad salarial por género en las áreas urbanas de Bolivia durante el periodo 1999-2002 mediante técnicas de microsimulación. El autor realiza una corrección de autoselección para construir la población contrafactual y corregir los errores del modelo Mincer. Con esta técnica encuentra que la desigualdad salarial está relacionada de manera positiva con el efecto participación, desempleo y precio. Es decir, que la evolución de la desigualdad responde negativamente al desempeño del mercado laboral.

Muriel (2005) por su parte, evidencia que, en términos brutos, la brecha de ingresos laborales en el área urbana de Bolivia era cercana al 17%. Al introducir como variable de control a las trabajadoras por cuenta propia, dicha brecha se reduce en 50 puntos porcentuales, por lo que se destaca la importancia de la segregación laboral en la explicación de las brechas de género. Asimismo, se evidencia la existencia de una penalidad por ser mujer en ambas categorías ocupacionales, siendo el empleo cuentapropista en el que se reportaron las mayores diferencias por género.

Recientemente, el documento de Urquidí (2020) estudia la evolución de la brecha salarial en Bolivia utilizando la descomposición Oaxaca-Blinder y señalando la disminución de la brecha salarial por género de 39% a 10% hasta el año 2018. Los autores demuestran que los factores determinantes de esta disminución de la brecha son la reducción de la brecha educacional entre hombres y mujeres y cambios en el entorno social y familiar tales como el estado civil y la presencia de niños menores de 6 años en el hogar.

Sardán (2020), por su parte, realiza el cálculo de brechas salariales de género ajustada, controlada por características que explican el salario con la descomposición Oaxaca-Blinder. De la misma manera, para poder resolver los problemas de autoselección no aleatoria en el mercado laboral, la autora realiza una corrección de autoselección mediante el método propuesto por Heckman (1979). Los resultados evidencian la ventaja salarial de los hombres respecto a las mujeres en el sector formal e informal.

Por lo tanto, los diversos estudios realizados evidencian la existencia de una brecha entre hombres y mujeres positiva. Asimismo, se evidencia que las mujeres se encuentran en desventaja y en peores condiciones laborales que los hombres. Los estudios que corrigen por sesgo de autoselección encuentran que luego del

ajuste la brecha prevalece. De acuerdo a los contextos de cada uno de los países se evidencia la existencia de suelos pegajosos o techos de cristal e inclusive la presencia simultánea de ambos. Estos resultados destacan la importancia de un análisis de las brechas de género en el mercado laboral que analice su comportamiento a lo largo de la distribución de ingresos.

4. Datos y variables

Este estudio se basa en los datos disponibles de las encuestas de hogares realizadas por el Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE) desde el año 2011 hasta el 2019. Estas encuestas, al ser multi-temáticas, son ideales para el propósito de este estudio ya que comprende un gran número de características individuales y de los hogares. Para el análisis se realiza un pool de datos por rangos de tiempo entre los años 2011 al 2013 (primer periodo), 2014 al 2016 (segundo periodo) y 2017 al 2019 (tercer periodo), de modo que los resultados sean más específicos y precisos. Dentro de la muestra se aplican algunos criterios de selección: (i) consideramos sólo a los trabajadores que reciben un ingreso mayor a cero, (ii) consideramos a personas que tienen entre 18 y 60 años de edad, (iii) analizamos sólo las áreas urbanas de Bolivia, (iv) y a los trabajadores que tienen como categoría ocupacional el ser asalariados e independientes, (v) nos quedamos con las observaciones que no tengan ningún missing value en las covariables utilizadas en los modelos⁷.

La variable dependiente para el análisis es el ingreso laboral mensual por hora en términos constantes⁸, calculada como el ingreso laboral bruto mensual dividido por el tiempo de trabajo mensual; de esta manera, la variable se expresa en un ingreso laboral por hora. La muestra consta de 19,071 mujeres y 14,002 hombres para el primer periodo (2011-2013), 22,903 mujeres y 16,975 hombres para el segundo periodo (2014-2016) y 24,587 mujeres y 17,787 hombres para el último periodo (2017-2020), haciendo un total de 115,325 observaciones⁹. La Tabla 1 presenta una lista de variables con sus respectivas estadísticas descriptivas para el caso de las mujeres.

Para la selección del modelo de empleo, se consideraron todas las variables anteriormente descritas más variables instrumentales adicionales que influyen en la

7 Se eliminaron los "outliers" del corte superior de los ingresos, usando el algoritmo de Bacon. Además, se eliminaron a los individuos que trabajan más de 84 horas, con el fin de evitar problemas de medición en esta variable.

8 Esta variable fue seleccionada sólo de la actividad principal debido a las horas que dedica el individuo en la misma, es decir, entendemos que se trata del oficio al que más tiempo dedica. Esta variable es deflactada del ingreso utilizando el Índice de Precios al Consumidor (IPC) del INE con base en el año 2016.

9 Cabe recalcar que en cada uno de los periodos existen más mujeres debido a que se toman en cuenta tanto a las que trabajan como a las que no trabajan. Mientras que, para el caso de los hombres sólo se toman en cuenta aquellos que trabajan. Esto debido a que la corrección por sesgo de selección sólo se realiza para el caso de las mujeres.

participación en el mercado laboral pero no en los ingresos laborales. La elección de estas variables sigue la metodología empleada por Albrecht et al. (2009) y Biewen et al. (2020). Particularmente se crearon dummies para identificar si las personas cuentan con hijos menores de edad dentro del hogar por rango de edad: (1) niños menores a 5 años, (2) entre 5 a 11 años y (3) entre 12 a 17 años. Variables dummies para identificar el rango de edad al cual pertenece la persona: (1) entre 18 y 29 años, (2) entre 30 y 44 años, (3) entre 45 y 60 años (se compara con el primer grupo de edad). Una variable dummy que indica si la persona es jefa de hogar. Una variable que indica el ingreso total del hogar de la persona. Finalmente, variables de información agregada sobre el mercado laboral como la tasa de desempleo y participación laboral femenina a nivel departamental, para ver el efecto de la tendencia macroeconómica y efectos del ciclo comercial.

En las regresiones cuantílicas, se incluye un conjunto de dummies para etnicidad (si es indígena o no)¹⁰, región del país: si pertenece al (1) altiplano (2) valle o (3) llanos (se compara con la región de los altiplanos). Situación civil (si está casada/o). De la misma manera, una variable para los años de educación y experiencia potencial¹¹, la última junto a su expresión polinómica cuadrática. Una variable que indica la categoría ocupacional del trabajador (una variable dummy que toma el valor de uno para los trabajadores independientes y cero para los asalariados). Finalmente, se agregaron controles para los años que conforman los periodos.

¹⁰ Las personas indígenas son aquellas que se auto identifican como indígenas o aprendieron a hablar un idioma indígena u originario durante su niñez.

¹¹ Se define como una "proxy" de la experiencia de las personas: edad-años de educación-6.

Cuadro 1
Estadísticas descriptivas de las mujeres en los tres periodos analizados

	Trabajan			No trabajan		
	2011-2013	2014-2016	2017-2019	2011-2013	2014-2016	2017-2019
	Media/(sd)	Media/(sd)	Media/(sd)	Media/(sd)	Media/(sd)	Media/(sd)
Ingreso laboral por hora	16.80 (17.06)	17.95 (17.02)	18.08 (16.61)
Años de educación	11.36 (5.06)	10.95 (5.06)	11.30 (5.03)	11.04 (4.38)	10.73 (4.43)	11.19 (4.25)
Casada (%)	56.04 (49.64)	57.54 (49.43)	56.0 (49.64)	57.77 (49.4)	61.33 (48.7)	60.81 (48.82)
Experiencia potencial	19.81 (13.33)	20.29 (13.36)	20.83 (13.25)	14.95 (14.53)	15.21 (14.35)	14.99 (14.18)
Experiencia potencial ²	570.02 (630.44)	590.38 (642.66)	609.39 (642.43)	434.78 (639.29)	437.39 (638.18)	425.63 (625.53)
Trabajadora asalariada (%)	57.86 (49.38)	56.04 (49.64)	54.19 (49.83)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Trabajadora independiente (%)	42.14 (49.38)	43.96 (49.64)	45.81 (49.83)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Etnicidad (%)	28.68 (45.23)	36.0 (48.0)	31.97 (46.64)	24.04 (42.74)	29.79 (45.73)	26.96 (44.38)

Región: altiplano (%)	39.55	38.46	37.82	37.21	35.88	38.95
	(48.9)	(48.65)	(48.49)	(48.34)	(47.97)	(48.77)
Región: valle (%)	31.1	33.32	34.65	31.02	32.54	33.02
	(46.29)	(47.14)	(47.59)	(46.26)	(46.86)	(47.03)
Región: llano (%)	29.35	28.22	27.53	31.77	31.57	28.03
	(45.54)	(45.01)	(44.67)	(46.56)	(46.48)	(44.92)
Año: 1 (%)	30.65	33.8	33.0	30.12	30.84	33.64
	(46.11)	(47.3)	(47.02)	(45.88)	(46.19)	47.25
Año: 2 (%)	30.78	32.12	32.06	30.64	35.62	33.74
	(46.16)	(46.7)	(46.67)	(46.1)	(47.89)	(47.28)
Año: 3 (%)	38.57	34.08	34.93	39.23	33.54	33.62
	(48.68)	(47.4)	(47.68)	(48.83)	(47.22)	(46.89)
Grupo etario: 18-29 años (%)	29.7	29.05	25.42	54.1	53.41	52.52
	(45.7)	(45.4)	(43.54)	(49.83)	(49.89)	(49.94)
Grupo etario: 30-44 años (%)	41.91	42.89	44	26.07	27.9	27.98
	(49.34)	(49.49)	(49.54)	(43.9)	(44.85)	44.89
Grupo etario: 45-60 años (%)	28.38	28.06	30.58	19.83	18.69	19.5
	(45.09)	(44.93)	(46.08)	(39.87)	(38.99)	(39.62)
Jefatura de hogar (%)	25.8	29.45	34.44	9.43	9.23	10.28
	(43.76)	(45.58)	(47.53)	(29.23)	(28.95)	(30.37)
Número de niños/as menores a 5 años (%)	23.59	23.29	22.41	29.94	30.69	30.0
	(42.46)	(42.47)	(41.7)	(45.8)	(46.12)	(45.83)

Número de niños/as de 5 a 11 años (%)	32.84 (46.97)	31.48 (46.45)	34.71 (47.61)	26.12 (43.93)	27.58 (44.69)	28.7 (45.24)
Número de adolescentes de 12 a 17 años (%)	30.56 (46.07)	27.86 (44.83)	31.19 (46.33)	20.25 (40.19)	19.58 (39.68)	19.17 (39.36)
Ingreso total del hogar (en miles)	7.45 (6.37)	7.33 (6.49)	6.44 (4.74)	6.28 (6.15)	5.77 (5.89)	5.17 (4.02)
Participación laboral femenina (departamental)	50.38 (4.17)	50.08 (4.64)	49.10 (3.14)	49.76 (4.32)	49.27 (4.52)	48.78 (3.13)
Tasa de desempleo (departamental)	2.16 (0.66)	2.54 (0.74)	3.24 (0.84)	2.16 (0.66)	2.52 (0.74)	3.23 (0.84)
Observaciones	10739	12385	13108	8332	10518	11479

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

Nota: Errores estándar en paréntesis. La variable año 1 en el primer, segundo y tercer periodo de análisis es 2011, 2014 y 2017 respectivamente; la variable año 2 en el primer, segundo y tercer periodo de análisis es 2012, 2015 y 2018 respectivamente; la variable año 3 en el primer, segundo y tercer periodo de análisis es 2013, 2016 y 2019 respectivamente.

5. Metodología

5.1. Regresiones cuantílicas condicionales

Una aproximación especialmente popular es el modelo propuesto por Machado y Mata (2005) (método M-M) quienes usan regresiones cuantílicas condicionales para estimar distribuciones marginales de los ingresos laborales en diferentes escenarios contrafactuales. El método M-M puede servisto como una generalización del método Oaxaca-Blinder¹² y como una extensión de la aproximación de descomposiciones de varianza (Firpo et al., 2009)¹³. La misma fue ampliada por Albrecht et al., (2009) mediante la aplicación de Buchinsky (1998), la cual reconoce la existencia de una autoselección no aleatoria por parte de las mujeres. Sin embargo, el uso de esta metodología fue cuestionada por los autores Huber y Melly (2015) quienes señalan que esta aproximación es válida sólo para los términos de regresión y errores que son condicionalmente independientes a las probabilidades de selección. A partir de esa crítica, los autores Huber y Melly (2015) desarrollan una prueba para probar la independencia condicional antes de aplicar la corrección de sesgo de autoselección de Buchinsky (1998) el cual es aplicado por Biewen et al., (2020) al realizar una transformación al modelo de Albrecht et al. (2009)¹⁴.

Dado que el objetivo de este trabajo es analizar el comportamiento de las brechas de ingresos laborales por género en la distribución de ingresos laborales, donde representan a los ingresos laborales de hombres y mujeres respectivamente, se sigue en el presente trabajo sigue la ampliación planteada por Albrecht et al. (2009) y transformada por Biewen et al. (2020) el cual se basa en la transformación de la regresión cuantílica original bajo un análisis de sesgo de autoselección en la media con presencia de heteroscedasticidad propuesta por los autores Chen y Khan (2003) que permite pasar la crítica de Huber y Melly (2015).

5.2. El modelo: una aproximación de descomposiciones cuantílicas

Para el modelo se consideran dos grupos A y T. El primer grupo (A) representa a todas las mujeres estén empleadas o no. El grupo T incluye a todas las mujeres que efectivamente tengan alguna ocupación en el mercado laboral. Debido a que sólo se observa la distribución de ingresos laborales de las mujeres ocupadas (T), Buchinsky (1998) añade una selección de muestras de correcciones, para las mujeres

¹² Desde las contribuciones seminales de Oaxaca-Blinder las diferencias en los ingresos laborales se analizan como una combinación de diferencias en características o dotaciones y diferencias en los retornos a estas dotaciones.

¹³ Para mayor información sobre las ventajas y desventajas del método consultar Fortin et al. (2009).

¹⁴ En la literatura se reconocen otras metodologías entre las que se destacan la de Picchio y Mussida (2011), Arellano y Bonhomme (2020) y la de Töpfer (2017).

con empleo, para cada quintil el cual se describe de la siguiente manera:

$$Q_\theta(y_T|z_T, D = 1) = x'_T \beta^A(\theta) + h_\theta(z'_T \gamma) \quad (1)$$

Donde γ es un vector que debe contener todas las características que determinan los ingresos laborales más características adicionales que influyen en la selección pero no a los ingresos laborales. Análogamente al modelo de corrección de autoselección de Heckman (1979), Buchinsky (1998) aproxima el término de corrección $h_\theta(z'_T \gamma)$ como una función inversa del ratio de Mills, usando una serie de potencias de la forma:

$$\widehat{h}_\theta(z'_T \gamma) = \sigma_0(\theta) + \sigma_1(\theta)\lambda(z'_T \gamma) + \sigma_2(\theta)\lambda(z'_T \gamma)^2 + \sigma_3(\theta)\lambda(z'_T \gamma)^3 \quad (2)$$

Donde la inversa del ratio de Mills es representado por $\lambda(\cdot)$.¹⁵ El parámetro puede ser estimado usando un modelo de selección binaria¹⁶.

Para resolver que el intercepto de la ecuación de ingresos laborales $\beta_0^A(\theta)$ no esté definido, Buchinsky (1998) y Albrecht et al. (2009) proponen usar lo que se denomina un argumento de identificación al infinito que implique que $\beta_0^A(\theta)$ puede ser estimado en una submuestra de mujeres cuya probabilidad de participar en el mercado laboral es cercana a la probabilidad de la estimación sin corrección¹⁷. Siguiendo el método M-M y Biewen et al. (2020), se estiman diferentes distribuciones de los ingresos laborales contrafactuales muestreando repetidamente con valores del intervalo (0,1) y valores de la distribución empírica de las características.

$$\widehat{y}_A = x'_A \widehat{\beta}^A(\theta) \quad (3)$$

Estos escenarios contrafactuales, denotados por $F(\widehat{y}_A|x_A, \widehat{\beta}^A)$, se lo compara con la distribución de ingresos laborales de las mujeres que participan en el mercado laboral $F(y_T)$ que resulta en el efecto total de la autoselección.

$$F(y_T) - F(\widehat{y}_A|x_A, \widehat{\beta}^A) \quad (4)$$

Basado en Albrecht et al. (2009) y Biewen et al. (2020), este efecto puede separarse por una parte dadas las diferencias en las características observables y por otra parte dadas las diferencias de las características no observables.

¹⁵ En el presente trabajo se utiliza hasta la tercera potencia de la inversa del ratio de Mills debido a que hasta esta potencia resultaba significativo en las regresiones cuantílicas.

¹⁶ El modelo de selección en este estudio es modelado a partir de un modelo probit.

¹⁷ Siguiendo a Biewen et al. (2020) se define este umbral en una probabilidad mayor a 75%, por lo que mujeres con una probabilidad más alta tienen una participación casi segura en el mercado laboral.

5.3. Prueba de independencia condicional

Huber y Melly (2015), demuestran que el modelo de Buchinsky (1998), asume independencia condicional en términos de densidad conjunta de los errores entre el modelo de autoselección y el de ingresos laborales $f_{\mu,e}$, lo que implicaría que la selección del modelo es independiente de z , condicionado a la probabilidad de selección $Pr(D = 1|z)$. Los autores demuestran que esto es válido para cualquier cuantil θ , implicando que el neto de los términos de selección, en todos los modelos de regresión cuantílica en la muestra seleccionada, deben ser paralelos bajo el supuesto de independencia condicional. En términos sustantivos la independencia condicional descarta que la distribución de μ dependa directamente de z (es decir, es heteroscedástico en z), pero puede que dependa de la probabilidad de selección (es decir, puede ser heteroscedástico en el índice $z'\gamma$).

Para comprobar si se cumple la independencia condicional en el modelo realizado en este trabajo, se aplica la prueba Huber/Melly (2015) que mide la igualdad de los coeficientes de las regresiones en la muestra elegida. La hipótesis nula de esta prueba es $H_0: \beta(\theta) = \beta(0.5)$ para todo θ contra la hipótesis para algunos $H_1: \beta(\theta) \neq \beta(0.5)$ ¹⁸.

Tal como los autores demuestran, es suficiente que el modelo transformado pase el test de Huber/Melly para poder aplicar la corrección de sesgo de selección Buchinsky (1998).

5.4. Modelo transformado

Biewen et al. (2020) proponen un ajuste al modelo original, de manera que, esta independencia se cumpla. Considerando una transformación por $h(z) > 0$.

$$\frac{y^*}{h(z)} = \frac{x'}{h(z)}\beta + \frac{\mu}{h(z)} \Leftrightarrow \hat{y}^* = \hat{x}'\beta + \hat{\mu} \quad (5)$$

Si la condición de independencia se cumple, puede aplicarse la corrección de sesgo de Buchinsky (1998) al modelo. Para este trabajo es necesario desarrollar la transformación del modelo con heteroscedasticidad multiplicativa expresado de la siguiente manera:

$$y^* = x'\beta + g(x)v \quad (6)$$

¹⁸ Para la prueba, se utiliza los estadísticos Kolgomorov-Smirnov (KS) y el estadístico Cramer-von Mises (CM) los cuales son definidos en el anexo metodológico.

Donde $g(x) > 0$ y v que, representa el término de error normalizado no observado, cumplen con la condición de independencia. Este modelo incluye dos elementos fundamentales: (i) la ubicación varía dependiendo de las características personales y (ii) la existencia de heteroscedasticidad depende del valor de $g(x)$.

Similar al modelo de Chen y Khan (2003), este implica la elección de dos cuantiles (α_2, α_1) en los que se supone que $\alpha_2 > \alpha_1$, a partir de los cuales se construye las regresiones cuantílicas $Q_{\alpha_2}(y/z, D=1)$, $Q_{\alpha_1}(y/z, D=1)$ de la población seleccionada y se calcula el rango intercuantílico predicho $\Delta_q(z) = Q_{\alpha_2}(y/z, D=1) - Q_{\alpha_1}(y/z, D=1)$ y el rango intercuantílico del término de error $\Delta_v(z'y) = \Delta_v$.¹⁹

Donde esta expresión, $\Delta_q(z)$, puede ser estimada como una propagación intercuantílica para individuos con características z en la población elegida. La otra expresión, $\Delta_v(z'y)$, es en principio no observable. Sin embargo, un supuesto natural es que en el modelo generado, v representa una perturbación estandarizada cuyos quintiles no dependen de $z'y$. Una selección natural tendría una distribución normal para la variable v por lo que se podría calcular predicciones intercuantílicas $\Delta_v = \phi^{-1}(\alpha_2) - \phi^{-1}(\alpha_1)$. En este caso se puede transformar el modelo por :

$$\left[\frac{y^*}{\Delta v^*} \right] = \left[\frac{x'}{\Delta q(z)} \right] \beta + g(x) \left[\frac{v}{\Delta v^*} \right] = \left[\frac{x'}{\Delta q(z)} \right] \beta + \left[\frac{v}{c(\alpha_2, \alpha_1, z'y)} \right] \quad (7)$$

Se mantiene el supuesto de independencia condicional porque el error transformado depende sólo de $z'y$ y no de z (Biewen et al., 2020). En el presente trabajo se sigue esta transformación para construir los escenarios contrafactuales siguiendo a Albrecht et al. (2009)²⁰ y la aproximación de Buchinsky (1998) para corregir la autoselección por parte de las mujeres. Se realiza esta corrección sólo para el caso de las mujeres porque se reconoce que los niveles de participación laboral en el país para ellas son todavía bajos respecto a los niveles de los hombres²¹. Adicionalmente, las mujeres que trabajan y no trabajan poseen diferencias en características, como niveles de educación, experiencia y otras características personales, las cuales se capturan en los modelos planteados en este trabajo. Esta particularidad indicaría una posible existencia de autoselección por parte de las mujeres en el mercado laboral de una manera no aleatoria.

19 Siguiendo a Chen y Kahn (2003) y Biewen et al. (2020) la transformación en este trabajo se realiza eligiendo los quintiles $\alpha_2 = 0.85$ y $\alpha_1 = 0.15$.

20 Un análisis más profundo de la metodología se encuentra en el Anexo A1.

21 Si bien la tasa de participación femenina en el mercado laboral de Bolivia es mayor con respecto al promedio latinoamericano en 2017 (52.9% frente a 50.2% según datos de la CEPAL), estas tasas son aún inferiores a las masculinas. Según datos del INE las tasas para las mujeres son 49.8%, 49.1% y 48.6% para los periodos 2011-2013, 2014-2016 y 2017-2019 respectivamente; estas tasas para los hombres en los mismos periodos son las siguientes: 67.7%, 68.3% y 66.9%.

Siguiendo a Biewen et al. (2020), la corrección por autoselección se realiza mediante la estimación de un modelo de autoselección, probit, que contiene todas las características que potencialmente afectan la participación de la mujer en el mercado laboral (la variable dependiente es una variable dummy que toma el valor de uno si la mujer se encuentra ocupada, cero en caso contrario). Las predicciones de este modelo se utilizan para calcular una serie de potencias del ratio de Mills, los cuales se introducen a las regresiones cuantílicas del modelo transformado que pasa la prueba de Huber y Melly (2015).

6. Supuestos del modelo

Como se mencionó anteriormente, es necesario realizar la prueba para ver si se cumple supuesto de independencia condicional de la densidad conjunta de los errores de los modelos de ingresos y autoselección²². El **Cuadro 2** muestra que el modelo no presenta problemas de independencia condicional, pues la prueba Huber/ Melly pasa fácilmente en todos los casos de rango de quintiles (5-95, 10-90, 15-85 y 20-80) tanto con el estadístico KS como con el CM. Por lo tanto, se aplica el modelo transformado para construir los escenarios contrafactuales de las distribuciones de ingreso.

Cuadro 2.
Prueba de Huber y Melly (2015)

		[0.05, 0.95]	[0.10, 0.90]	[0.15, 0.85]	[0.20, 0.80]
2011-2013	Kolmogorov-Smirnov	0.81	1.000	1.000	1.000
	Cramér-von Mises	1.000	1.000	1.000	1.000
2014-2016	Kolmogorov-Smirnov	1.000	1.000	1.000	1.000
	Cramér-von Mises	1.000	1.000	1.000	1.000
2017-2019	Kolmogorov-Smirnov	1.000	1.000	1.000	1.000
	Cramér-von Mises	1.000	1.000	1.000	1.000

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

22 Adicionalmente, se realiza la prueba de heteroscedasticidad propuesto por Machado y Santos (2000). Los modelos de los ingresos laborales corregidos por sesgo de autoselección son homoscedásticos en las colas de la distribución para los tres períodos y en casi todos los quintiles de la distribución en el período 2011-2013. Siguiendo a Maasoumi y Wang (2018), se aplica la prueba de Huber y Mellace (2014) para rechazar o no la validez de los instrumentos utilizados (estas son los grupos de edades de 30-44 años y de 45-60 años, si la persona es jefa de hogar, el número de niños menores a 5 años, entre 5 y 11 años y entre 12 y 17 años y el ingreso total del hogar). La prueba nos permite no rechazar la hipótesis nula del supuesto de la restricción de exclusión o de monotonicidad. Es decir, siguiendo a Huber y Mellace (2014), no existe evidencia estadística suficiente que denote una relación significativa entre estos regresores excluidos y el término de error de las ecuaciones del ingreso.

7. Resultados

En esta sección se presentan los resultados principales. Es importante reconocer que los datos agrupados permiten sólo el análisis de la evolución de la brecha promedio en los años agrupados y no así para un año en particular. Los resultados presentados corresponden al modelo de autoselección, donde se busca analizar los factores determinantes de la ocupación de las mujeres, y los modelos de regresiones cuantílicas antes y después de corregir por sesgo de autoselección. Cabe recalcar que, para estos modelos la variable dependiente es el logaritmo del ingreso laboral.

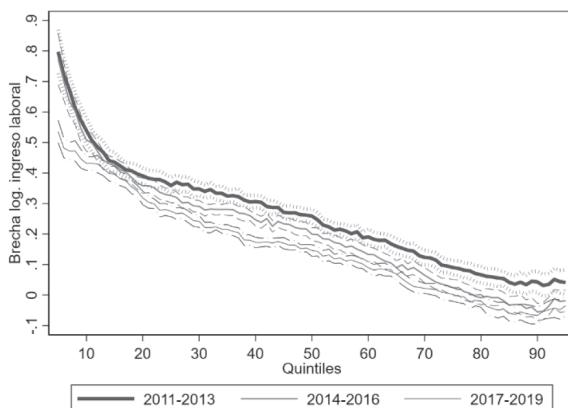
7.1. Brechas brutas entre hombres y mujeres

En la Figura 1, se pueden apreciar las brechas de género brutas en las que se observa estos aspectos centrales: i) los hombres tienen una remuneración más alta en cada uno de los quintiles de la distribución en la parte baja y media, es decir, existe una brecha positiva; la brecha más baja se observa a partir del quintil 85 la cual sigue siendo positiva en el primer periodo y se torna negativa en los siguientes dos periodos, ii) en el extremo más bajo de la distribución la brecha es significativamente más alta que en los quintiles superiores (la brecha en los dos primeros periodos para los quintiles que se encuentran por debajo del décimo es superior al 50%, mientras que, para el tercer periodo es de alrededor del 48%), iii) en el extremo más alto se observa un leve aumento de la brecha en comparación a los quintiles de la parte media-alta de la distribución en el primer periodo, iv) a medida que se transita en el tiempo, la brecha a lo largo de la distribución es menor, por lo que la diferencia promedio en retribuciones entre hombres y mujeres registrada en 2017-2019 es la menor de todo el periodo de estudio.

Estos datos indicarían que existen indicios del fenómeno de “suelos pegajosos” en Bolivia en los tres periodos analizados, que si bien esta brecha promedio disminuyó en el tiempo la presencia de esta circunstancia se mantiene en el tiempo. En cambio, no se evidencia la presencia de “techos de cristal” en la parte superior de la distribución dado que en los quintiles más altos se presentan retribuciones mucho más similares entre hombres y mujeres. Este comportamiento diferenciado en la distribución posiblemente se deba a que en la parte más baja exista una mayor concentración de mujeres con menores dotaciones en educación, experiencia que obtienen un menor ingreso laboral, muchas de ellas desempeñándose en trabajos menos estables como independientes y con menores posibilidades de una movilidad laboral. A medida que se transita a quintiles superiores, las dotaciones de las mujeres en estas características aumentan, por lo tanto, su señalización en el mercado laboral mejora permitiéndoles ingresar a sectores mejor retribuidos y

obtener mayores ingresos incluso marginalmente mayores al de los hombres en los quintiles superiores de los últimos dos periodos.

Figura 1. Brechas de género brutas



Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

Nota: Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

7.2. Modelo de autoselección

Como siguiente punto, se muestran los resultados del modelo de autoselección los cuales se obtienen a partir de un modelo probit donde la variable dependiente es la ocupación en el mercado laboral. Esta corrección por sesgo de autoselección sólo se realiza para la sub muestra de mujeres por las razones expuestas en la parte metodológica.

En el **Cuadro 3** se muestran los coeficientes y los efectos marginales de la condición de ocupación de las mujeres evidenciando los siguientes resultados: (i) el coeficiente de la variable de educación es positivo y significativo, lo que indica que las mujeres con mayor educación tienen una mayor probabilidad de trabajar, (ii) el coeficiente de la variable de estado civil es negativo y significativo, lo que indica que estar casada disminuye la probabilidad de trabajar, (iii) nuestra variable de experiencia potencial implica una relación positiva y significativa, es decir, una mayor experiencia se traduce en una mayor probabilidad de trabajar, pero a una tasa decreciente (debido al signo negativo de la experiencia al cuadrado), (iv) la variable de etnicidad es positiva y significativa implicando que las mujeres

indígenas tienen mayor probabilidad de trabajar, (v) si la mujer es jefa de hogar su probabilidad de trabajar aumenta, (vi) la presencia de hijos menores a 5 años en el hogar tiene un efecto negativo y significativo en la probabilidad de trabajar (a excepción del último periodo); en cambio, la presencia de hijos entre 5 a 11 años es positiva y significativa. Finalmente, los hijos de 12 a 17 años dentro de un hogar sólo tienen un efecto significativo en el último periodo al 90%, (vii) si el ingreso del hogar es mayor la probabilidad de trabajar de la mujer también es mayor, (viii) los controles regionales por departamento muestran una asociación positiva con la probabilidad de trabajar (participación laboral) y negativa en el caso de la tasa de desempleo. Además, se agregaron controles por años los cuales no muestran una significancia en todos los periodos.

Cuadro 3
Participación de las mujeres en el mercado laboral

	Modelos Probit					
	2011-2013		2014-2016		2017-2019	
	Coef.	EM.	Coef.	EM.	Coef.	EM.
Variables						
Años de educación	0.046***	0.016***	0.043***	0.015***	0.032***	0.011***
	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)
Casado/a	-0.237***	-0.083***	-0.227***	-0.078***	-0.280***	-0.094***
	(0.027)	(0.009)	(0.025)	(0.008)	(0.024)	(0.008)
Experiencia potencial	0.074***	0.026***	0.072***	0.025***	0.070***	0.024***
	(0.004)	(0.001)	(0.004)	(0.001)	(0.004)	(0.001)
Experiencia potencial²	-0.001***	-0.000***	-0.001***	-0.000***	-0.001***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Etnicidad	0.184***	0.064***	0.235***	0.081***	0.178***	0.060***
	(0.024)	(0.008)	(0.022)	(0.007)	(0.021)	(0.007)
Región: valle	-0.008	-0.003	0.036*	0.012*	0.030	0.010

	(0.024)	(0.008)	(0.022)	(0.008)	(0.021)	(0.007)
Región: llano	0.031	0.011	0.090***	0.031***	0.039	0.013
	(0.028)	(0.010)	(0.027)	(0.009)	(0.027)	(0.009)
Año 2	-0.014	-0.005	0.059**	0.020**	-0.037*	-0.012*
	(0.026)	(0.009)	(0.028)	(0.010)	(0.022)	(0.007)
Año 3	-0.060***	-0.021***	0.014	0.005	-0.046*	-0.015*
	(0.023)	(0.008)	(0.026)	(0.009)	(0.027)	(0.009)
Grupo etario: 30-44 años	0.084**	0.029**	0.077**	0.027**	0.126***	0.042***
	(0.043)	(0.015)	(0.039)	(0.013)	(0.038)	(0.013)
Grupo etario: 45-60 años	-0.220***	-0.077***	-0.175***	-0.060***	-0.155**	-0.052**
	(0.074)	(0.026)	(0.067)	(0.023)	(0.065)	(0.022)
Jefatura de hogar	0.590***	0.207***	0.751***	0.259***	0.829***	0.278***
	(0.030)	(0.010)	(0.027)	(0.009)	(0.025)	(0.008)
Número de niños menores a 5 años	-0.061**	-0.021**	-0.056**	-0.019**	-0.031	-0.010
	(0.025)	(0.009)	(0.023)	(0.008)	(0.023)	(0.008)
Número de niños de 5 a 11 años	0.071***	0.025***	0.053**	0.018**	0.088***	0.030***
	(0.025)	(0.009)	(0.022)	(0.008)	(0.022)	(0.007)
Número de adolescentes de 12 a 17 años	0.013	0.005	0.007	0.002	0.059**	0.020**
	(0.026)	(0.009)	(0.024)	(0.008)	(0.023)	(0.008)

Ingreso total del hogar (en miles)	0.025*** (0.002)	0.009*** (0.001)	0.035*** (0.002)	0.012*** (0.001)	0.060*** (0.002)	0.020*** (0.001)
Participación laboral fe- menina (departamental)	0.024*** (0.003)	0.008*** (0.001)	0.031*** (0.003)	0.011*** (0.001)	0.024*** (0.004)	0.008*** (0.001)
Tasa de desempleo (departamental)	-0.032* (0.017)	-0.011* (0.006)	-0.030** (0.015)	-0.010** (0.005)	-0.012 (0.014)	-0.004 (0.005)
Constante	-2.371*** (0.150)		-2.898*** (0.155)		-2.597*** (0.187)	
Observaciones	19071	19071	22924	22924	24587	24587

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019.

Nota: Errores estándar en paréntesis. Coef: Coeficientes. EM: Efectos Marginales. ***denota significativo al 1%, ** al 5%, * al 10%. La variable año 1 en el primer, segundo y tercer período de análisis representa el año 2012, 2015 y 2018 respectivamente; la variable año 2 en el primer, segundo y tercer período de análisis representa el año 2013, 2016 y 2019 respectivamente.

7.3. Brecha de género estimadas en los tres periodos

Una vez que se corrige por el sesgo de autoselección se estiman las regresiones cuantílicas para los modelos de ingreso definido en la sección de datos y variables. Los resultados para mujeres (con y sin corrección por sesgo de autoselección) se reportan en las tablas de los anexos. Los resultados centrales de estas regresiones se detallan en la Tabla 6, Tabla 8 y Tabla 10 del anexo A2. Estas muestran que al corregir por sesgo de autoselección para las mujeres: (i) la educación tiene un impacto positivo en todos los quintiles de la distribución al igual que la variable de estado civil (casada/o), las regiones del valle y llano (a excepción de la variable de región del valle que no es significativa en el último periodo). Estos resultados implicarían que las mujeres con mayor nivel educativo y que son casadas tienen un mayor ingreso, al igual que aquellas que pertenecen a las regiones del valle y llanos tienen un mayor ingreso laboral con respecto a las que pertenecen a la región altiplánica, (ii) los controles de años que también muestran un impacto positivo y significativo (a excepción del año 2012 en el primer periodo la cual es negativa y no significativa) señala que las mujeres en los últimos años de cada periodo analizado tendrían también un mayor ingreso el cual reduciría la brecha promedio, (iii) ser mujer indígena se asocia a una relación negativa en todos los quintiles al igual que la variable de trabajador independiente, lo que implica que las mujeres no indígenas y trabajadoras asalariadas ganarían más que las mujeres indígenas y trabajadoras independientes respectivamente.

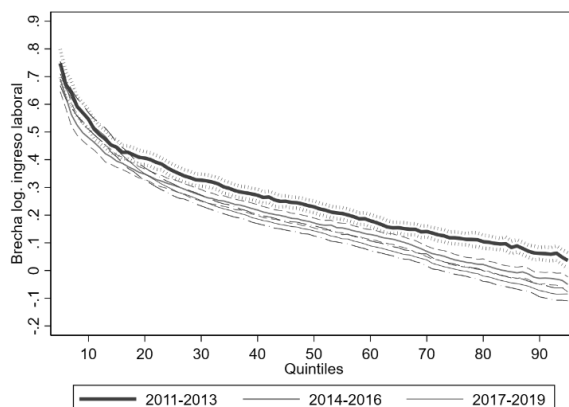
Adicionalmente, en la aproximación se desarrollan los resultados de las estimaciones de los escenarios contrafactuales siguiendo el proceso propuesto por Albrecht et al. (2009) aplicando el modelo transformado propuesto por Biewen et al. (2020) expuesto en la sección metodológica. Como se detalla en los gráficos que se muestran más adelante, se presentan las brechas entre hombres y mujeres considerando distintos escenarios contruados con los ingresos estimados.

En la Figura 2 se presenta el primer escenario contrafactual donde se comparan los ingresos en logaritmo de hombres y mujeres con características de los hombres (características de las regresiones cuantílicas) pero manteniendo sus retornos (sus remuneraciones), es decir, muestra la brecha después de que se toma en cuenta la diferencia en la distribución de las características observables. Para los tres periodos establecidos, se evidencia una brecha positiva, la cual es superior en los quintiles más bajos de la distribución y se reduce a medida que se transita hacia los quintiles más altos. Comparando con la Figura 1 de las brechas brutas, se observa que las brechas son idénticas con este escenario contrafactual. Si las mujeres mantienen

sus características observables, pero son remuneradas como hombres, la brecha sería mucho más pequeña a la observada cuando se igualan hombres y mujeres en características. Por tanto, la brecha observada se explica más por diferencias en los retornos de las características observadas capturadas en los modelos (educación, casada, experiencia potencial, etnicidad, condición de actividad) entre hombres y mujeres. Este escenario refleja que, aunque las mujeres tengan la misma distribución de características observables de los hombres, las retribuciones que las mujeres perciben aún son más bajas ocasionando que la brecha persista.

Del escenario mencionado anteriormente, se evidencia que estas características no son valoradas para poder reducir la brecha, sino podrían existir otros factores como el hecho de ser mujer, la raza, condición jerárquica en la fuente laboral, contexto cultural, motivación, habilidades cognitivas u otros no observados que influyen a que las mujeres, con igual dotaciones observables que los hombres, sean retribuidas de manera inferior. Por un lado, la situación descrita tiene un mayor peso en la parte baja de la distribución por lo que los hombres son mejor remunerados y las mujeres estarían “atrapadas” en trabajos de baja remuneración con menores posibilidades de una movilidad laboral que sus contrapartes hombres. Por otro lado, en la parte más alta se observa una brecha más pequeña e incluso una brecha negativa para los quintiles superiores lo cual se hace más evidente en el segundo y tercer periodo. Esta última situación se puede atribuir a que en los últimos periodos las mujeres de estos segmentos poseen mayores dotaciones con respecto a mujeres de otros segmentos, pero igual al de los hombres, lo que podría dar lugar al acceso a cargos más altos, gerenciales o de toma de decisiones, y mejor remunerados que los hombres.

Figura 2. Hombres vs. Mujeres con características de los hombres y retornos propios



Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

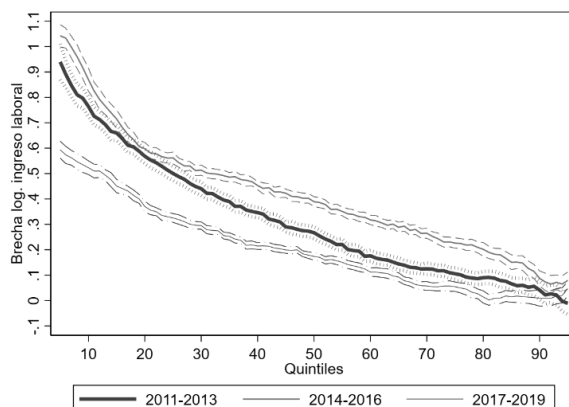
Nota: Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

Siguiendo con los ejercicios de descomposición de la brecha, como siguiente paso se analiza el efecto del sesgo de autoselección sobre la distribución de ingresos laborales de las mujeres. La Figura 3 muestra la brecha entre los hombres que trabajan y la distribución de las mujeres resultante de la corrección por sesgo de autoselección. Dado que las mujeres que trabajan no representan una sub muestra aleatoria de las mujeres, la brecha bruta subestima la brecha existente entre hombres y mujeres en las áreas urbanas de Bolivia. En los tres periodos establecidos se puede observar que la brecha sigue siendo positiva y el efecto de la autoselección también es positivo, lo cual indicaría: (i) las mujeres que actualmente trabajan tendrían un mayor ingreso laboral con respecto al ingreso potencial de las mujeres que no trabajan pero que recibirían siendo parte del mercado laboral, (ii) el efecto en la distribución corregido por el sesgo de autoselección es mayor a la brecha bruta, principalmente en la parte baja de la distribución en los primeros dos periodos, (iii) esta brecha es significativamente superior al 20% en la parte baja para el primer periodo, entre 25% y 35% en el segundo periodo y menor al 10% para el tercer periodo, (iv) en la parte media y alta esta diferencia se reduce siendo para el primer periodo inferior al 10%, entre 12% y 20% en el segundo periodo y para el tercer periodo se mantiene inferior al 10% (v) estos resultados, por un lado, dan indicios de una posible existencia de suelos pegajosos para las mujeres que trabajan.

En línea con los anteriores resultados evidenciados en las regresiones cuantílicas se puede concluir que existe el fenómeno de suelos pegajosos. Esto implica que las mujeres que se encuentran inmersas en esta circunstancia tienen una menor educación, no se encuentran casadas, se identifican como indígenas, y son trabajadoras independientes. Al corregir por sesgo de autoselección el efecto es más fuerte en los dos primeros periodos para el segmento más bajo de la distribución. La intuición detrás de este resultado es que las mujeres que potencialmente entrarían al mercado laboral generarían ingresos menores que aquellas que efectivamente trabajan y las diferencias tanto en características observables como no observables entre las mujeres que trabajan y las que no es más significativa en este segmento de la distribución. La brecha es especialmente subestimada en el segundo periodo, la cual después de la corrección muestra las brechas más altas de todo el periodo analizado posiblemente debido a que en este periodo, caracterizado por el inicio de la desaceleración de la economía, las mujeres que potencialmente trabajarían obtendrían una retribución inferior a las que efectivamente trabajan y se insertarían a sectores más inestables y precarios debido a una falta de oportunidades a conseguir trabajos de mayor calidad y menor movilidad laboral caracterizado por la presencia de “suelos pegajosos”.

De la mano con estos resultados, en la parte alta de la distribución el efecto del sesgo de autoselección, en los tres periodos, es casi nulo lo que puede dar indicios de que las mujeres que actualmente no trabajan tienen en promedio características observables y no observables similares que aquellas que están trabajando. Además, no se evidencia una circunstancia de techos de cristal porque estas mujeres reciben remuneraciones similares a la de los hombres e inclusive estas son marginalmente mayores en los quintiles superiores. Finalmente, para el tercer periodo no se observan diferencias en el efecto del sesgo de autoselección debido a que en promedio para todos los segmentos de la distribución las mujeres que no trabajan cuentan con características muy similares a las que ya se encuentran en el mercado laboral.

Figura 3. Hombres vs. Mujeres después de la corrección por sesgo de autoselección



Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

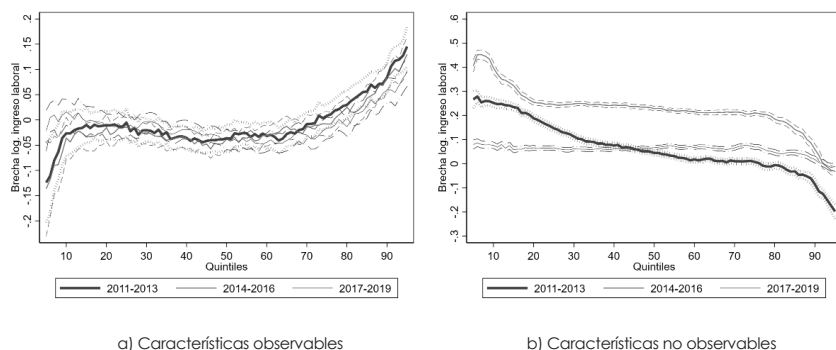
Nota: Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

La Figura 4 muestra si el sesgo de autoselección es explicado más por características observables o por factores no observables: (i) en los tres periodos se aprecia que el efecto de sesgo de autoselección por características observables es negativo en la distribución aproximadamente hasta el quintil 70; a partir del mismo, este efecto se vuelve positivo (ver Figura 4a), (ii) en los primeros dos periodos el efecto de las características no observables es significativamente más alto en los quintiles inferiores hasta aproximadamente el quintil 70 de la distribución (ver Figura 4b), (iii) sin embargo, en el tercer periodo este efecto es más homogéneo a lo largo de la distribución.

La intuición detrás de este resultado, por un lado, es que en la parte superior de la distribución las mujeres que efectivamente trabajan cuentan con mejores características observables que las que se encuentran fuera del mercado laboral en los tres periodos. Por tanto, sus ingresos laborales son mayores al ingreso potencial de las que no trabajan. Por otro lado, los resultados de ambos efectos (por características observables y no observables) implican que las que no trabajan tienen mejores características observables; consecuentemente, la mayor parte del sesgo de autoselección positivo se explicaría por características no observables principalmente en la parte baja de la distribución, es decir, que las mujeres, en estos segmentos, son más afectadas por otros factores no observables entre los cuales

se encuentra la discriminación por temas de raza o sexo, habilidades cognitivas, motivación u otros que no se pueden capturar con la información disponible para la construcción de los modelos, que impiden que las mujeres puedan tener una movilidad en sus empleos o que puedan ingresar al mercado laboral. En el tercer periodo las características no observables tienen un peso similar a lo largo de la distribución, es decir, las mujeres de todos los segmentos son afectadas de igual manera por otros factores no capturados en los modelos.

Figura 4. Descomposición del efecto del sesgo de autoselección

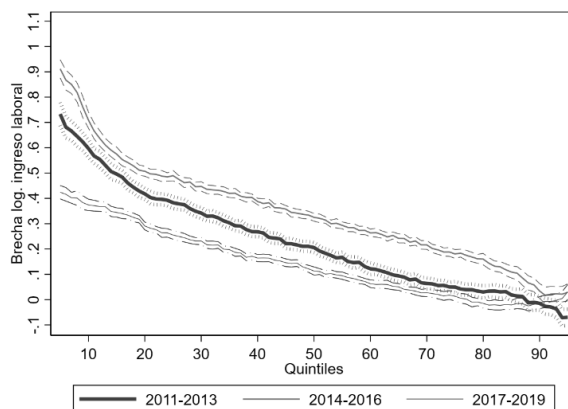


Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

Nota: Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

Por último, en la Figura 5 se analiza que proporción es explicada por las diferencias a los retornos a las características igualadas entre hombres y mujeres y cuanto a las diferencias en las distribuciones de estas características. Al igual que en el caso sin corrección por autoselección, cuando se controla por las características observables (educación, casada, experiencia potencial, etnicidad, condición de actividad), la brecha observada se explica más por diferencias en los retornos a estas características entre hombres y mujeres. Es decir, incluyendo a las mujeres que potencialmente trabajarían las retribuciones aún serían inferiores a la de los hombres ocasionando que la brecha se mantenga y este es efecto es nuevamente más evidente en la parte más baja de la distribución.

Figura 5. Hombres vs. Mujeres si todas trabajaran, tuvieran características de los hombres y fueran remuneradas como mujeres (ajustado por sesgo de autoselección)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

Nota: Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

En el Cuadro 4 se puede apreciar las brechas del modelo transformado para cada periodo para los quintiles seleccionados junto a sus diferencias siguiendo a Arulampalam et al. (2007). Este ejercicio permite conceptualizar de manera más clara la existencia de las circunstancias de suelos pegajosos y/o techos de cristal. Siguiendo las definiciones tradicionales, existirá un efecto de suelos pegajosos si la diferencia entre el quintil 50 y 10 es negativo; en el mismo sentido, existirá un efecto de techos de cristal si la diferencia entre el quintil 90 y 50 es positivo.

Según los datos, existe un efecto de suelos pegajosos para las mujeres en el mercado laboral urbano boliviano en los tres periodos analizados, dado que la diferencia entre el quintil 50 y 10 es negativa. Es decir, la brecha registrada en la parte más baja de la distribución son sistemáticamente mayores a las registradas en la media de la distribución y en la parte alta de la misma. Asimismo, no se evidencian techos de cristal debido a que en la parte más alta de la distribución la brecha es menor a la parte media de la misma. Estos resultados van en línea a la evidencia encontrada en la literatura para el país y sugieren que las mujeres experimentan barreras mucho más marcadas en la parte baja de la distribución lo que se puede asociar a una alta concentración de mujeres en trabajos precarios, con baja calificación y con una baja movilidad laboral; pero, estas pierden fuerza en el último periodo analizado.

Cuadro 4.
Brechas de género condicionales, según percentiles seleccionados

	Percentiles			Diferencias		
	10mo	50vo	90vo	90vo-10mo	90vo-50vo	50vo-10mo
2011-2013	75.5	25.82	3.76	-71.74	-22.06	-49.68
2014-2016	86.5	37.7	8.97	-77.53	-28.73	-48.8
2017-2019	59.8	16.22	-1.33	-61.13	-17.55	-43.58

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

8. Conclusiones

Existe una literatura emergente que evidencia la existencia de una brecha positiva entre hombres y mujeres y, por tanto, las mujeres se encuentran en desventaja y con menores remuneraciones laborales que los hombres. Además, se destaca la importancia de un análisis de las brechas de género en el mercado laboral que estudie su comportamiento a lo largo de la distribución de ingresos y reconozca la importancia de una autoselección no aleatoria al mercado laboral por parte de las mujeres dado que los niveles de participación laboral en el país para ellas son inferiores respecto a los niveles de los hombres y existen diferencias en características entre mujeres que trabajan y no trabajan.

En el presente trabajo se estudia la evolución de la brecha de ingresos laborales en las áreas urbanas de Bolivia distinguiendo tres periodos de estudio, 2011-2013, 2014-2016 y 2017-2019, lo que permite obtener una brecha en retribuciones promedio para dichos periodos. A diferencia de estudios previos realizados en Bolivia, este trabajo considera el análisis de las brechas a lo largo de la distribución y realiza un ajuste por sesgo de autoselección para las mujeres que trabajan, dado que no representan una sub muestra aleatoria de las mujeres. Para tal efecto, se utiliza un modelo de regresiones cuantílicas condicionales transformado propuesto por Biewen et al. (2020).

Según los resultados, para los tres periodos establecidos, se evidencia una brecha bruta promedio positiva en las remuneraciones entre hombres y mujeres que si bien esta es menor en el último periodo esta persiste en el tiempo. Los resultados reflejan una heterogeneidad existente en la distribución de los ingresos laborales en las áreas urbanas de Bolivia. Se evidencia una brecha superior en los

quintiles más bajos de la distribución revelando la presencia de la circunstancia de suelos pegajosos. Esta brecha se reduce a medida que se transita a la parte media y alta de la distribución donde se observan retribuciones mucho más similares entre hombres y mujeres, incluso en los segmentos más altos las mujeres son retribuidas marginalmente mejor, lo cual descarta la presencia de techos de cristal.

Las brechas observadas se explican más por diferencias en los retornos de las características observadas medidas en los modelos cuantílicos (educación, casada, experiencia potencial, etnicidad, condición de actividad) entre hombres y mujeres y en menor medida por las diferencias en estas características entre hombre y mujeres. Por lo tanto, podrían existir otros factores no capturados como características de la fuente laboral, habilidades cognitivas, motivaciones, contexto cultural o la presencia de cierta discriminación hacia las mujeres que están influyendo, principalmente en la parte baja de la distribución, que ellas obtengan una menor remuneración que sus contrapartes hombres.

Como en Bolivia se presentan tasas de participación laboral femeninas inferiores a las masculinas y, además, las mujeres que trabajan y no trabajan poseen diferencias en características personales, las mujeres que trabajan no representan una sub muestra aleatoria de las mujeres lo que ocasiona que la brecha bruta no refleje la brecha existente entre hombres y mujeres. En los tres periodos establecidos se puede observar que el efecto de la autoselección es positivo, lo cual indica que las mujeres que actualmente trabajan tendrían un mayor ingreso laboral con respecto al ingreso potencial de las mujeres que no trabajan pero que recibirían siendo parte del mercado laboral. También, se observa que controlando por las características observables (educación, casada, experiencia potencial, etnicidad, condición de actividad), la brecha observada se explica más por diferencias en los retornos a estas características entre hombres y mujeres.

Además, esta brecha sigue siendo más profunda en los quintiles más bajos, más fuerte en los dos primeros periodos y explicada más por diferencias en características no observables. Esto se explica porque las mujeres, en estos segmentos, son más afectadas por factores no observables que no se capturan en los modelos que impiden que las mujeres puedan tener una movilidad en sus empleos o que puedan ingresar al mercado laboral. Mientras que, una situación contraria se observa entre las mujeres en la parte alta de la distribución pues las mujeres que efectivamente trabajan cuentan con mejores características observables que las que se encuentran fuera del mercado laboral.

Por otra parte, la brecha en el segundo periodo se amplía en toda la distribución y es especialmente subestimada, la cual después de la corrección muestra las brechas más altas de todo el periodo analizado lo cual puede responder a una falta de oportunidades a insertarse en trabajos de mayor calidad por parte de las mujeres que potencialmente trabajarían. En el tercer periodo, se presentan las brechas más bajas de todo el periodo analizado, lo cual responde a que las mujeres que no trabajan cuentan con características muy similares a las que ya se encuentran en el mercado laboral. Todos estos resultados confirman la presencia del fenómeno de suelos pegajosos para las mujeres en las áreas urbanas en los quintiles más bajos del mercado laboral boliviano.

Basados en los resultados y debido a que las brechas son mayores en la parte más baja de la distribución se sugiere: (i) posiblemente las mujeres en estos segmentos estén en trabajos de menor calidad, sin acceso a protección social por lo que las intervenciones deberían facilitar el acceso de las mujeres a trabajos formales y de mayor calidad, (ii) las mujeres que entran al mercado laboral podrían estar inclinándose hacia trabajos más precarios y peor remunerados debido a falta de políticas de cuidado, guarderías, licencias maternas, entre otras, por lo que se podría buscar la provisión de servicios públicos universales de cuidado, (iii) dado que la brecha en la parte baja se explica más por características no observables se deben explorar que otros factores determinan la productividad y cuales ocasionan barreras a la entrada al mercado laboral y menores retribuciones a las mujeres, de manera que las políticas puedan ser enfocadas a nivelar la participación laboral y permanencia por parte de las mujeres, como también que las retribuciones recompensen sus habilidades de manera equitativa a la de sus contrapartes hombres.

Para finalizar, con este estudio se pretende motivar nuevas investigaciones que indaguen los determinantes de la circunstancia de “suelos pegajosos” en las áreas urbanas de Bolivia. Además, se resalta el interés de abordar el tema del presente trabajo desde otras aproximaciones metodológicas con el objetivo de constatar los resultados obtenidos en el presente trabajo.

Referencias

1. Agrawal, T. (2013). Are there glass-ceiling and sticky-floor effects in India? An empirical examination. *Oxford Development Studies*, 41(3), 322–342.
2. Albrecht, J., Björklund, A., and Vroman, S. (2003, January). Is There a Glass Ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics*. doi:10.1086/344126
3. Ardanche, M., and Celiberti, L. (2011). Entre el techo de cristal y el piso pegajoso. *Montevideo, Uruguay: Cotidiano Mujer*.
4. Arellano, M., and Bonhomme, S. (2017). Quantile selection models with an application to understanding changes in wage inequality. *Econometrica*, 85(1), 1–28.
5. Arrow, K. (1971). *The Theory of Discrimination*.
6. Arulampalam, W., Booth, A. L., and Bryan, M. L. (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *ILR Review*, 60(2), 163–186.
7. Badel, A., y Peña, X. (2010). Descomponiendo la brecha salarial de género con ajuste de sesgo de selección: el caso colombiano. *Revista de Análisis Económico*, 25(2), 169–191.
8. Blau, F. D., and Kahn, L. M. (2006). The US gender pay gap in the 1990s: Slowing convergence. *ILR Review*, 60(1), 45–66.
9. Blinder, A. (1973). Wage discrimination reduced form and structural estimates. *J.Hum. Resour.*
10. Boraz, F., and Robano, C. (2010). Brecha salarial en Uruguay. *Revista de Análisis Económico*, 25(1), 49–77.
11. Bucheli, M., and Sanromón, G. (2005). Salarios femeninos en el Uruguay: ¿Existe un techo de cristal? *Documento de Trabajo/FCS-DE*; 5/04.
12. Buchinsky, M. (1998). The dynamics of changes in the female wage distribution in USA: a quantile regression approach. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 1–30.

13. Carrillo, P., Gandelman, N., & Robano, V. (2013). *Sticky floors and glass ceilings in Latin America. The Journal of Economic Inequality*, 12(3), 339–361. doi:10.1007/s10888-013-9258-3
14. Chen, S., and Khan, S. (2003). Semiparametric estimation of a heteroskedastic sample selection model. *Econometric Theory*, 19(6), 1040–1064.
15. Chioda L., y Verdú, R. G. (2016). *Trabajo y familia: mujeres latinoamericanas y caribeñas en busca de un nuevo equilibrio*. Publicaciones del Banco Mundial.¿
16. Chzhen, Y., and Mumford, K. (2011). Gender gaps across the earnings distribution for full-time employees in Britain: Allowing for sample selection. *Labour Economics*, 18(6), 837–844.
17. Cotter, D. A., Hermesen, J. M., Ovadia, S., and Vanneman, R. (2001). The glass ceiling effect. *Social Forces*, 80(2), 655–681.
18. De Garay, A. (2013). Igualdad de género en la Universidad Autónoma Metropolitana: un espejismo. *La Ventana. Revista de Estudios de Género*, 4(38), 277–330.
19. De la Rica, S., Dolado, J. J., and Llorens, V. (2008). Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain. *Journal of Population Economics*, 21(3), 751–776.
20. Firpo, S., Fortin, N. M., and Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973.
21. Fortin, N., Lemieux, T., and Firpo, S. (2011). Decomposition methods in economics. In *Handbook of labor economics* (Vol. 4, pp. 1–102). Elsevier.
22. Gasparini, L. and Marchionni, M. (2015). Bridging gender gaps? The rise and deceleration of female labor force participation in Latin America. CEDLAS. La Plata: Universidad Nacional de la Plata
23. Guy, M. E. (1994). Organizational architecture, gender and women's careers. *Review of Public Personnel Administration*, 14(2), 77–90.
24. Huber, M., and Mellace, G. (2014). Testing exclusion restrictions and additive separability in sample selection models. *Empirical Economics*, 47(1), 75–92

25. Huber, M., and Melly, B. (2015). A test of the conditional independence assumption in sample selection models. *Journal of Applied Econometrics*, 30(7), 1144–1168.
26. Maasoumi, E., and Wang, L. (2019). The gender gap between earnings distributions. *Journal of Political Economy*, 127(5), 2438–2504.
27. Machado, J. A. F., and Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445–465.
28. Machado, J. A. F., and Silva, J. M. C. S. (2000). Glejser's test revisited. *Journal of Econometrics*, 97(1), 189–202.
29. Muriel, H. B. (2005) *Female labor market conditions in urban Bolivia*. Maestrías para el Desarrollo, Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, Working Paper, 3, 2005.
30. Olivetti, C., and Petrongolo, B. (2008). Unequal pay or unequal employment? A cross-country analysis of gender gaps. *Journal of Labor Economics*, 26(4), 621–654.
31. Organización Internacional del Trabajo. (2016). *Las mujeres en el trabajo, tendencias de 2016*. Ginebra.
32. Organización Internacional del Trabajo. (2019). *Mujeres en el mundo del trabajo: Retos pendientes hacia una efectiva equidad en América Latina y el Caribe*. Lima.
33. Pacheco, E. G., y Loayza, C. D. P. (2019). Determinantes de las brechas salariales entre hombres y mujeres en el sector turismo peruano: un análisis de descomposiciones por cuantiles. Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES), Informe Final, PBR-A2AN66-89.
34. Picchio, M., and Mussida, C. (2011). Gender wage gap: A semi-parametric approach with sample selection correction. *Labour Economics*, 18(5), 564–578.
35. Sardán, S. (2020). La brecha salarial por género, una tarea pendiente. In A. Daniel (Ed.), *Economía informal e informalidad en una sociedad multiétnica*. La Paz, Bolivia: Konrad Adenauer Stiftung e.V.

36. Töpfer, M. (2017). *Detailed RIF decomposition with selection: The gender pay gap in Italy* (No. 26-2017). Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences.
37. Urquidi, M., Valencia, H., and Durand, G. (2020). *The Gender Earning Gap in Bolivia: An Analysis from 1993 to 2018*. Washington, D.C. <https://doi.org/10.18235/0002775>
38. Yáñez, E. (2004). Qué Explica la Desigualdad en la Distribución del Ingreso en las Áreas Urbanas de Bolivia: Un Análisis a Partir de un Modelo de Microsimulación, 34(8), 396.

Anexos

Anexo A1. Ampliación metodológica

Siguiendo la metodología de escenarios contrafactuales con corrección de sesgo de autoselección de Albrecht et al. (2009), la descripción de la distribución de ingresos laborales por quintiles de toda la población de mujeres (A) está dada de la siguiente manera:

$$Q_{\theta}(y_A|x_A) = X'_A \beta^A(\theta) \quad (8)$$

Donde Q_{θ} representa el quintil- de la distribución del ingreso laboral potencial (en logaritmo) para mujeres con características x_A . El vector β^A es el vector de los coeficientes especificados cuantílicamente para esta distribución. Esta expresión representa la distribución potencial de ingresos laborales que las mujeres tendrían si entraran al mercado laboral. Sin embargo, sólo puede tomar un valor si se verifica que la mujer efectivamente tiene un empleo. La regresión cuantílica condicional en esta sub muestra no aleatoria de mujeres será mayor o menor dependiendo de las características x_A de las mujeres que entren al mercado laboral.

Para aplicar los escenarios contrafactuales del modelo de Albrecht et al. (2009), se necesita de una predicción \hat{y}^* referida a transformar valores y y z . Esta predicción es la siguiente:

$$Q_0(y^*|z) = Q_{\theta}(h(z)\hat{y}^*|z) = h(z)Q_{\theta}(\hat{y}^*|\hat{x}) \quad (9)$$

Como se cumple la condición de independencia y no depende de z . Se tiene la siguiente expresión:

$$g(x) = \frac{Q_{\alpha_2}(y|z, D=1) - Q_{\alpha_1}(y|z, D=1)}{Q_{\alpha_2}(v|z'\gamma, D=1) - Q_{\alpha_1}(v|z'\gamma)} = \frac{\Delta_q(z)}{\Delta_v(z'\gamma)} \quad (9)$$

Los datos originales se transforman mediante la división de la variable dependiente y las variables independientes por el factor de escala de la anterior expresión. De esta manera, la corrección por sesgo de selección de Buchinsky (1998) se aplica al modelo transformado que pase la prueba de Huber/Melly.

Para rechazar o no rechazar la hipótesis nula de la prueba, se utiliza los estadísticos Kolgomorov-Smirnov (KS): K y el estadístico Cramer-von Mises (CM): M .

Anexo A2. Regresiones cuantílicas de los modelos transformados
Cuadro 5
Mujeres (modelo transformado, sin corrección por sesgo de autoselección) (2011-2013)

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Años de educación	0.084*** (0.004)	0.085*** (0.003)	0.090*** (0.002)	0.092*** (0.002)	0.096*** (0.002)	0.099*** (0.002)	0.101*** (0.002)	0.102*** (0.002)	0.099*** (0.003)
Casado/a	0.067** (0.028)	0.037* (0.021)	0.047** (0.019)	0.041** (0.017)	0.029 (0.019)	0.034* (0.018)	0.042** (0.019)	0.033 (0.020)	0.043* (0.025)
Experiencia potencial	0.028*** (0.004)	0.029*** (0.003)	0.030*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.031*** (0.003)
Experiencia potencial2	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Trabajador independiente	-1.024*** (0.059)	-0.836*** (0.039)	-0.718*** (0.031)	-0.685*** (0.029)	-0.624*** (0.030)	-0.590*** (0.031)	-0.571*** (0.032)	-0.542*** (0.033)	-0.507*** (0.053)
Etnicidad	0.020 (0.040)	0.015 (0.026)	0.048** (0.022)	0.048** (0.021)	0.047** (0.021)	0.049** (0.021)	0.050** (0.024)	0.035 (0.023)	0.004 (0.030)
Región: valle	0.260*** (0.037)	0.253*** (0.023)	0.268*** (0.022)	0.244*** (0.020)	0.222*** (0.021)	0.233*** (0.020)	0.218*** (0.023)	0.232*** (0.021)	0.218*** (0.027)
Región: llano	0.339*** (0.035)	0.338*** (0.023)	0.375*** (0.022)	0.354*** (0.019)	0.346*** (0.021)	0.347*** (0.021)	0.335*** (0.022)	0.333*** (0.021)	0.317*** (0.028)
Año: 2012	-0.036 (0.034)	-0.023 (0.025)	-0.001 (0.024)	-0.023 (0.022)	-0.028 (0.024)	-0.025 (0.022)	-0.029 (0.023)	-0.004 (0.023)	0.008 (0.031)
Año: 2013	0.107*** (0.030)	0.121*** (0.022)	0.104*** (0.022)	0.093*** (0.019)	0.080*** (0.021)	0.069*** (0.020)	0.080*** (0.021)	0.127*** (0.021)	0.184*** (0.029)
Constante	0.264*** (0.097)	0.612*** (0.068)	0.721*** (0.057)	0.952*** (0.052)	1.112*** (0.054)	1.273*** (0.055)	1.450*** (0.060)	1.718*** (0.057)	2.160*** (0.089)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. ***denota significativo al 1%, ** al 5%, * al 10%

Cuadro 6
Mujeres (modelo transformado, con corrección por sesgo de autoselección) (2011-2013)

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Años de educación	0.069*** (0.005)	0.071*** (0.003)	0.074*** (0.003)	0.075*** (0.002)	0.080*** (0.002)	0.081*** (0.002)	0.081*** (0.002)	0.083*** (0.002)	0.078*** (0.003)
Casado/a	0.237*** (0.035)	0.230*** (0.024)	0.239*** (0.021)	0.213*** (0.021)	0.213*** (0.023)	0.242*** (0.021)	0.246*** (0.022)	0.251*** (0.024)	0.273*** (0.029)
Experiencia potencial	-0.010 (0.007)	-0.013*** (0.004)	-0.013*** (0.004)	-0.009** (0.004)	-0.006* (0.004)	-0.011*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.010*** (0.004)	-0.015*** (0.005)
Experiencia potencial2	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Trabajador independiente	-1.278*** (0.078)	-1.069*** (0.040)	-0.983*** (0.039)	-0.933*** (0.033)	-0.845*** (0.034)	-0.827*** (0.033)	-0.832*** (0.033)	-0.790*** (0.041)	-0.833*** (0.050)
Etnicidad	-0.104*** (0.040)	-0.071*** (0.025)	-0.049** (0.024)	-0.044** (0.022)	-0.037* (0.022)	-0.046** (0.021)	-0.052** (0.021)	-0.048* (0.027)	-0.065** (0.029)
Región: valle	0.299*** (0.036)	0.322*** (0.023)	0.329*** (0.022)	0.329*** (0.021)	0.293*** (0.021)	0.314*** (0.021)	0.307*** (0.020)	0.300*** (0.023)	0.310*** (0.029)
Región: llano	0.393*** (0.033)	0.412*** (0.024)	0.422*** (0.021)	0.436*** (0.020)	0.421*** (0.021)	0.424*** (0.020)	0.434*** (0.020)	0.430*** (0.022)	0.408*** (0.028)
Año: 2012	-0.033 (0.039)	-0.019 (0.026)	-0.007 (0.023)	-0.023 (0.022)	-0.017 (0.023)	-0.015 (0.022)	-0.024 (0.021)	-0.005 (0.023)	-0.035 (0.029)
Año: 2013	0.165*** (0.031)	0.145*** (0.023)	0.145*** (0.021)	0.129*** (0.020)	0.124*** (0.021)	0.120*** (0.020)	0.128*** (0.020)	0.152*** (0.022)	0.198*** (0.027)
Constante	2.218*** (0.300)	2.619*** (0.178)	2.818*** (0.172)	2.876*** (0.168)	3.091*** (0.159)	3.432*** (0.147)	3.763*** (0.143)	3.914*** (0.157)	4.880*** (0.246)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019. Nota: Errores estándar en paréntesis. ***denota significativo al 1%, ** al 5%, * al 10%

Cuadro 7
Mujeres (modelo transformado, sin corrección por sesgo de autoselección) (2014-2016)

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Años de educación	0.079*** (0.004)	0.081*** (0.003)	0.083*** (0.002)	0.088*** (0.002)	0.093*** (0.002)	0.094*** (0.002)	0.092*** (0.002)	0.093*** (0.002)	0.093*** (0.002)
Casado/a	0.011 (0.024)	0.035** (0.017)	0.049*** (0.016)	0.070*** (0.016)	0.093*** (0.016)	0.091*** (0.016)	0.093*** (0.019)	0.069*** (0.019)	0.042* (0.022)
Experiencia potencial	0.031*** (0.003)	0.028*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.031*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.036*** (0.002)	0.036*** (0.002)	0.034*** (0.003)
Experiencia potencial2	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Trabajador independiente	-1.170*** (0.058)	-0.943*** (0.034)	-0.859*** (0.029)	-0.783*** (0.026)	-0.700*** (0.027)	-0.684*** (0.030)	-0.690*** (0.034)	-0.665*** (0.033)	-0.669*** (0.044)
Etnicidad	-0.068** (0.027)	-0.045** (0.021)	-0.034* (0.019)	-0.015 (0.020)	0.003 (0.020)	0.001 (0.019)	-0.000 (0.022)	-0.013 (0.022)	-0.010 (0.025)
Región: valle	0.115*** (0.027)	0.121*** (0.020)	0.123*** (0.018)	0.108*** (0.018)	0.106*** (0.019)	0.106*** (0.018)	0.107*** (0.020)	0.088*** (0.021)	0.082*** (0.022)
Región: llano	0.195*** (0.029)	0.209*** (0.022)	0.229*** (0.019)	0.235*** (0.019)	0.223*** (0.019)	0.221*** (0.019)	0.216*** (0.021)	0.223*** (0.024)	0.249*** (0.029)
Año: 2015	0.109*** (0.027)	0.102*** (0.020)	0.088*** (0.019)	0.099*** (0.018)	0.102*** (0.018)	0.104*** (0.018)	0.105*** (0.020)	0.107*** (0.021)	0.125*** (0.028)
Año: 2016	0.133*** (0.025)	0.128*** (0.020)	0.139*** (0.018)	0.132*** (0.017)	0.135*** (0.017)	0.136*** (0.017)	0.142*** (0.021)	0.151*** (0.021)	0.163*** (0.025)
Constante	0.842*** (0.103)	1.178*** (0.073)	1.407*** (0.064)	1.508*** (0.059)	1.555*** (0.059)	1.734*** (0.061)	1.997*** (0.072)	2.295*** (0.064)	2.768*** (0.087)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. ***denota significativo al 1%, ** al 5%, * al 10%

Cuadro 8
Mujeres (modelo transformado, con corrección por sesgo de autoselección) (2014-2016)

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Años de educación	0.065*** (0.004)	0.065*** (0.003)	0.068*** (0.002)	0.071*** (0.002)	0.073*** (0.002)	0.074*** (0.003)	0.072*** (0.002)	0.072*** (0.003)	0.068*** (0.003)
Casado/a	0.159*** (0.028)	0.214*** (0.023)	0.224*** (0.019)	0.260*** (0.019)	0.268*** (0.019)	0.260*** (0.019)	0.278*** (0.018)	0.291*** (0.023)	0.291*** (0.026)
Experiencia potencial	-0.004 (0.006)	-0.008** (0.004)	-0.012*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.008** (0.004)	-0.014*** (0.004)
Experiencia potencial2	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Trabajador independiente	-1.352*** (0.056)	-1.175*** (0.036)	-1.080*** (0.033)	-1.032*** (0.032)	-0.984*** (0.032)	-0.948*** (0.034)	-0.948*** (0.033)	-0.926*** (0.041)	-0.998*** (0.045)
Etnicidad	-0.165*** (0.032)	-0.165*** (0.022)	-0.129*** (0.021)	-0.130*** (0.021)	-0.115*** (0.021)	-0.110*** (0.021)	-0.108*** (0.020)	-0.135*** (0.024)	-0.135*** (0.026)
Región: valle	0.115*** (0.026)	0.108*** (0.021)	0.129*** (0.018)	0.126*** (0.018)	0.112*** (0.018)	0.111*** (0.018)	0.115*** (0.018)	0.106*** (0.021)	0.085*** (0.024)
Región: llano	0.206*** (0.028)	0.226*** (0.020)	0.257*** (0.020)	0.264*** (0.019)	0.248*** (0.019)	0.249*** (0.020)	0.258*** (0.019)	0.259*** (0.024)	0.289*** (0.026)
Año: 2015	0.193*** (0.027)	0.163*** (0.023)	0.173*** (0.019)	0.181*** (0.018)	0.187*** (0.018)	0.195*** (0.019)	0.190*** (0.019)	0.205*** (0.021)	0.220*** (0.027)
Año: 2016	0.197*** (0.028)	0.188*** (0.020)	0.185*** (0.019)	0.190*** (0.018)	0.211*** (0.017)	0.203*** (0.018)	0.212*** (0.018)	0.228*** (0.022)	0.248*** (0.024)
Constante	2.449*** (0.215)	2.771*** (0.176)	2.980*** (0.130)	3.323*** (0.137)	3.373*** (0.138)	3.545*** (0.143)	4.101*** (0.133)	4.573*** (0.184)	5.258*** (0.176)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. ***denota significativo al 1%, ** al 5%, * al 10%

Cuadro 9.
Mujeres (modelo transformado, sin corrección por sesgo de autoselección) (2017-2019)

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Años de educación	0.089*** (0.004)	0.090*** (0.003)	0.092*** (0.002)	0.094*** (0.002)	0.097*** (0.002)	0.099*** (0.002)	0.102*** (0.002)	0.104*** (0.002)	0.106*** (0.002)
Casado/a	0.033 (0.025)	0.034** (0.018)	0.043*** (0.015)	0.038*** (0.014)	0.046*** (0.015)	0.060*** (0.015)	0.054*** (0.016)	0.060*** (0.018)	0.020 (0.020)
Experiencia potencial	0.028*** (0.003)	0.026*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.024*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.028*** (0.002)	0.029*** (0.003)	0.027*** (0.003)
Experiencia potencial2	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Trabajador independiente	-0.913*** (0.040)	-0.834*** (0.030)	-0.745*** (0.027)	-0.701*** (0.025)	-0.675*** (0.024)	-0.623*** (0.025)	-0.601*** (0.026)	-0.574*** (0.029)	-0.578*** (0.039)
Etnicidad	-0.040 (0.033)	-0.027 (0.021)	-0.043** (0.018)	-0.048*** (0.019)	-0.044** (0.019)	-0.032* (0.019)	-0.017 (0.020)	-0.038* (0.020)	-0.051** (0.023)
Región: valle	0.021 (0.032)	0.044** (0.020)	0.036** (0.018)	0.025 (0.017)	0.037** (0.017)	0.021 (0.017)	0.029 (0.019)	0.025 (0.019)	-0.002 (0.022)
Región: llano	0.179*** (0.028)	0.179*** (0.020)	0.164*** (0.019)	0.165*** (0.017)	0.159*** (0.017)	0.156*** (0.017)	0.156*** (0.019)	0.150*** (0.022)	0.159*** (0.024)
Año: 2018	0.306*** (0.029)	0.253*** (0.019)	0.244*** (0.018)	0.231*** (0.017)	0.215*** (0.017)	0.207*** (0.016)	0.215*** (0.018)	0.233*** (0.020)	0.249*** (0.023)
Año: 2019	0.205*** (0.030)	0.162*** (0.020)	0.163*** (0.018)	0.147*** (0.017)	0.130*** (0.017)	0.131*** (0.017)	0.138*** (0.018)	0.169*** (0.020)	0.154*** (0.023)
Constante	0.582*** (0.110)	1.069*** (0.078)	1.309*** (0.067)	1.535*** (0.065)	1.737*** (0.063)	1.873*** (0.059)	2.036*** (0.066)	2.277*** (0.072)	2.772*** (0.084)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. ***denota significativo al 1%, ** al 5%, * al 10%

Cuadro 10.
Mujeres (modelo transformado, con corrección por sesgo de autoselección) (2017-2019)

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Años de educación	0.078*** (0.004)	0.075*** (0.003)	0.078*** (0.002)	0.080*** (0.002)	0.081*** (0.002)	0.083*** (0.002)	0.085*** (0.002)	0.085*** (0.002)	0.089*** (0.003)
Casado/a	0.239*** (0.026)	0.249*** (0.021)	0.258*** (0.018)	0.266*** (0.018)	0.266*** (0.017)	0.292*** (0.017)	0.290*** (0.018)	0.285*** (0.019)	0.260*** (0.026)
Experiencia potencial	-0.016*** (0.004)	-0.018*** (0.003)	-0.017*** (0.003)	-0.017*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.015*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.012*** (0.004)
Experiencia potencial2	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Trabajador independiente	-1.179*** (0.048)	-1.091*** (0.034)	-1.003*** (0.031)	-0.953*** (0.028)	-0.923*** (0.027)	-0.902*** (0.025)	-0.839*** (0.030)	-0.829*** (0.029)	-0.765*** (0.041)
Etnicidad	-0.145*** (0.030)	-0.149*** (0.022)	-0.154*** (0.020)	-0.153*** (0.019)	-0.148*** (0.018)	-0.138*** (0.018)	-0.142*** (0.021)	-0.139*** (0.020)	-0.139*** (0.023)
Región: valle	-0.046 (0.030)	-0.006 (0.020)	-0.008 (0.017)	-0.017 (0.017)	-0.005 (0.016)	-0.023 (0.016)	-0.007 (0.018)	-0.022 (0.017)	-0.025 (0.022)
Región: llano	0.142*** (0.028)	0.161*** (0.019)	0.139*** (0.018)	0.137*** (0.017)	0.147*** (0.016)	0.143*** (0.016)	0.146*** (0.019)	0.157*** (0.018)	0.160*** (0.026)
Año: 2018	0.372*** (0.033)	0.340*** (0.021)	0.321*** (0.018)	0.315*** (0.017)	0.304*** (0.017)	0.301*** (0.016)	0.302*** (0.018)	0.330*** (0.018)	0.362*** (0.025)
Año: 2019	0.209*** (0.030)	0.174*** (0.021)	0.161*** (0.017)	0.151*** (0.017)	0.145*** (0.016)	0.150*** (0.016)	0.158*** (0.017)	0.191*** (0.017)	0.195*** (0.024)
Constante	2.524*** (0.192)	3.318*** (0.169)	3.452*** (0.140)	3.637*** (0.131)	3.875*** (0.123)	4.118*** (0.112)	4.242*** (0.128)	4.505*** (0.133)	4.769*** (0.189)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. ***denota significativo al 1%, ** al 5%, * al 10%

Protección Social y los efectos en el Trabajo Infantil en Bolivia

Nicole Medinaceli Terán

Resumen:

El documento titulado "Protección Social y los efectos en el Trabajo Infantil en Bolivia" muestra la relación existente entre los programas de protección social implementados en Bolivia a partir del año 2006 y el Trabajo Infantil. El análisis se enfoca específicamente en las Transferencias Monetarias Condicionadas, estudiando el Bono Juancito Pinto y el Bono Juana Azurduy en el periodo 2007 a 2019. Realizando una revisión de literatura extensa y utilizando como fuente principal de datos las Encuestas de Hogares, el análisis se realiza para los niños, niñas y adolescentes entre 5 y 17 años, y se emplea la metodología Probit. Los resultados muestran que las Transferencias Monetarias Condicionadas, en especial el Bono Juancito Pinto, tienen un efecto negativo en la reducción del Trabajo Infantil.

Abstract:

The paper entitled "Social Protection and the Effects on Child Labor in Bolivia" shows the relationship between social protection programs implemented in Bolivia since 2006 and Child Labor. The analysis focuses specifically on Conditional Cash Transfers, studying the Bono Juancito Pinto and the Bono Juana Azurduy in the period 2007 to 2019. Conducting an extensive literature review and using Household Surveys as the main source of data, the analysis is conducted for children and adolescents between 5 and 17 years old, and the Probit methodology is employed. The results show that Conditional Cash Transfers, especially the Bono Juancito Pinto, have a negative effect on the reduction of Child Labor.

1. Introducción

A lo largo de las últimas décadas, la Protección Social se ha caracterizado por tener distintos rumbos y ser un instrumento de gran ayuda en el mundo, sobre todo en los países en vías de desarrollo. El objetivo de los programas implementados dentro del marco de protección social es principalmente beneficiar a los sectores vulnerables de la población, esto mediante programas enfocados sobre todo en la salud, educación, empleo y nutrición.

La corriente de programas de protección social en América Latina tuvo una fuerte entrada a partir de los años noventa, donde comenzaron implementando programas caracterizados por una transferencia en Brasil y en México. Estos programas están enfocados a la población vulnerable y buscan hacer cambios a corto y largo plazo. Estas transferencias cuentan con un componente de condicionalidad, el cual busca inculcar cambios en la población para poder reducir la pobreza o incluso la mortalidad.

Las Transferencias Monetarias Condicionadas son uno de los instrumentos más utilizados en América Latina, normalmente enfocados en educación y salud. Este enfoque permite brindar a la población objetivo un monto en efectivo, siempre y cuando estos cumplan la condición previamente establecida. En el caso de Bolivia, este tipo de programas se implementaron a partir de 2006.

El Bono Juancito Pinto es una transferencia monetaria condicionada que busca aumentar la matriculación, asistencia y permanencia escolar de los estudiantes de escuelas públicas y de convenio. Muchos estudios muestran que este programa tuvo efectos positivos y logro sus objetivos, al igual que el Bono Juana Azurduy, una transferencia monetaria condicionada implementada en 2009 que busca mejorar la salud materno-infantil, brindando un incentivo al cumplimiento de controles prenatales, atención médica del parto y controles postnatales. Dicho programa también tuvo efectos positivos en la población objetivo, reduciendo la mortalidad y desnutrición en madres y menores de 2 años.

Según el informe de la OIT realizado para este año, se estimó que alrededor de 8,2 millones de NNA entre 5 y 17 años se encuentran en una situación de Trabajo Infantil. El 33% de estos son niñas y del total de NNA trabajadores existen 48,7% en el sector agrícola, y más del 50% realiza trabajos que son peligrosos para su salud. Bolivia se encuentra entre los países con mayor número de menores que trabajan. A pesar de que, desde la primera Encuesta de Trabajo Infantil realizada en 2008 existió una reducción (3%), la tasa de trabajo infantil sigue siendo muy alta. Una de

las acciones para poder reducir el Trabajo Infantil fueron las distintas normativas implementadas de manera internacional, sin embargo, Bolivia modificó esta tendencia e implementó el Código Niño, Niña, Adolescente el año 2014, autorizando el trabajo de menores de edad (siempre y cuando no interfiera con sus estudios o los dañe).

Algunos estudios realizados en América Latina y países en desarrollo muestran una clara relación entre las transferencias monetarias condicionadas y el impacto positivo que tienen en la reducción del trabajo infantil. En muchos casos esto se da debido a que esta transferencia cubre un costo de oportunidad que enfrentan los hogares, entre dejar que los menores del hogar trabajen o empleen ese tiempo en otras actividades. Si bien en la mayoría de los estudios se cumple esta relación, muchos muestran que si los incentivos no están bien planteados, estos programas no generan una reducción del trabajo infantil.

Es en esta línea que el presente estudio busca realizar un análisis del efecto generado por los programas de protección social en el trabajo infantil en Bolivia, específicamente de algunas Transferencias Monetarias Condicionadas, como ser el Bono Juancito Pinto (BJP) y el Bono Juana Azurduy (BJA) que según la literatura, podrían afectar la condición de los niños, niñas y adolescentes frente al Trabajo Infantil (TI).

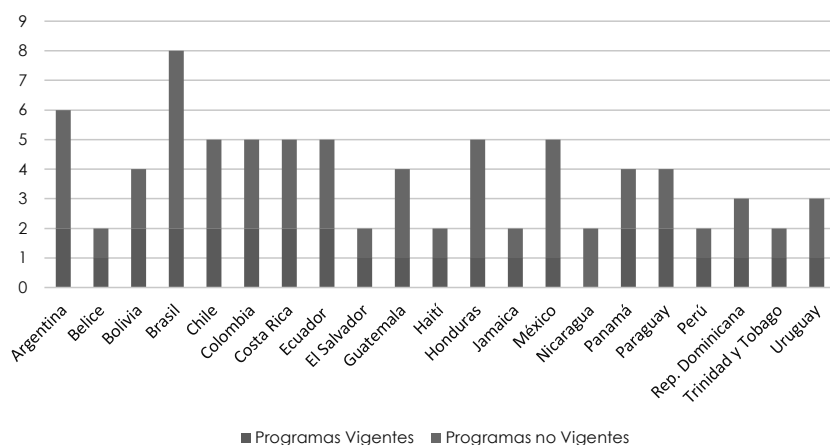
2. Aspectos generales

La corriente de Programas de Protección Social en América Latina se ha caracterizado por las transferencias condicionadas a los grupos más vulnerables de la población, de manera que se pueda ayudar a las personas en condiciones de pobreza y darles acceso a una mejor calidad de vida. La Protección Social se ha enfocado sobre todo en los ámbitos de salud y educación, brindando a través de distintos programas acceso a seguros de salud, transferencias en especie de alimentos ricos en nutrientes, incentivos a la permanencia en las escuelas y programas de empleo entre otros.

Dentro de los Programas de Protección Social existen algunos caracterizados por transferencias, pueden ser condicionadas o no condicionadas. En el caso de las transferencias condicionadas, se caracterizan por ser estrategias implementadas por el Estado como pilar fundamental de las políticas establecidas para la protección social, estas se llaman “condicionadas” debido a que para que la transferencia sea efectiva, el beneficiario/receptor debe cumplir la condición previamente establecida. Algunos de estos programas surgen con el objetivo principal de aliviar problemas

económicos que enfrentan los hogares, por lo que usualmente consisten de transferencias monetarias. Dichas transferencias buscan fortalecer las capacidades humanas de los receptores y reducir la pobreza (CEPAL). Fueron implementadas por primera vez en América Latina en el año 1995 en algunas localidades de Brasil, sin embargo fueron establecidas oficialmente y de manera nacional el año 1997 en México (Programa PROGRESA).

Figura 1. Programas de Transferencias Condicionadas en AL.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la "Base de Datos de Programas de Protección Social no contributiva en América Latina – CEPAL"

A partir del año 2006, se generaron en Bolivia distintas políticas direccionadas a beneficiar a la población más vulnerable del país. Estas políticas forman parte de diferentes programas de Protección Social, implementados para poder mitigar efectos de la pobreza y desigualdad en la población de nuestro país.

Uno de los grupos más vulnerables es el de Niños, Niñas y Adolescentes (NNA), por lo que muchos programas están destinados a beneficiarlos, buscando mejorar su salud y educación. También existen una serie de leyes que los favorecen y sobre todo, los protegen de los distintos peligros que enfrentan, como ser violencia o trabajo.

El Trabajo por parte de niños, niñas y adolescentes es una situación latente en Bolivia, donde, amparados por el nuevo Código Niño, Niña y Adolescente, se tiene la posibilidad de estudiar y trabajar al mismo tiempo. Muchos NNA dividen su tiempo entre estudio y actividades laborales remuneradas, en varias ocasiones para apoyar a sus hogares en la generación de ingresos. Es por este motivo que podríamos pensar que existe una relación entre las Transferencias Monetarias Condicionadas (TMC) y el Trabajo Infantil, donde las TMC son destinadas a hogares de bajos ingresos, y muchos de estos cuentan con menores que trabajan a manera de ayudar a sus familias.

Bolivia tiene una larga normativa enfocada en la infancia y la protección al trabajo infantil, inspirada en los convenios internacionales establecidos por OIT y otras organizaciones que buscan proteger a los menores. En los últimos años, las condiciones del trabajo que realizan los niños, niñas y adolescentes (NNA) se modificaron en algunos aspectos. Dichos cambios fueron avalados por el nuevo Código Niño, Niña y Adolescente implementado en el año 2014, el mismo abre la posibilidad a realizar actividades laborales y educativas.

A pesar de existir grandes avances en cuanto a la protección y trabajo infantil, aún no se ha logrado erradicar por completo el trabajo infantil. Las estimaciones realizadas con las encuestas especializadas (Encuesta de Trabajo Infantil – ETI) muestran que el porcentaje de niños, niñas y adolescentes que trabajan llegó a menos de 24% en 2019, habiendo reducido muy poco desde el último dato (24.5% para 2016).

Los cambios en las leyes del trabajo infantil en Bolivia, generaron un desacuerdo por parte de organizaciones internacionales como la OIT. Si bien los programas fueron destinados a mejorar la calidad de vida y bienestar de los niños, niñas y adolescentes, el cambio en las leyes hace que sea “legal” el trabajo infantil, únicamente brindando un par de facilidades y protección a los mismos.

Después de algunas evaluaciones realizadas a los Programas de Protección Social, los efectos de los bonos como el Bono Juana Azurduy o el Bono Juancito Pinto fueron positivos, es decir, cumplieron con sus metas y ayudaron a mejorar la situación de la población objetivo. Un ejemplo de esto es una evaluación de impacto realizada el año 2014, que muestra que el bono Juancito Pinto cumplió con su objetivo y aumento la asistencia y permanencia en centros educativos públicos (Aguilar, 2014).

Este es un indicio de que los programas de protección social pueden afectar de manera positiva a la vida de los NNA, siendo un instrumento para reducir la cantidad de trabajo infantil. Como se muestra en distintos estudios, el área rural es el que más trabajo infantil presencia, esto puede deberse a que existen mayores niveles de pobreza (Sandoval, 2018).

También es importante resaltar que las condiciones de cada hogar son distintas, por lo que cada factor afecta, si bien existe mayor cantidad de niños involucrados en trabajo infantil, sobre todo en agricultura, no se contempla el trabajo doméstico realizado por niñas en los hogares, por lo que estos valores cambiarían en gran medida (Gómez, 2020).

En el caso de Bolivia la situación puede ser similar, existe mayor nivel de pobreza en el área rural, sin contar los altos niveles ya conocidos de trabajo infantil, podemos pensar que la situación no es diferente a la del resto de la región. Por esto es importante cuantificar la magnitud de los efectos, para poder evaluar si van por buen camino y si el enfoque es el adecuado para cumplir con los objetivos principales.

El Trabajo Infantil es uno de los aspectos en los que aún no se ha realizado una revisión profunda y tampoco una evaluación de los programas de protección social existentes en el país para ver la influencia que estos tienen. Normalmente se analizan efectos del contexto social o económico en el TI, sin embargo no se toma en cuenta posibles efectos de programas directamente en el TI. Es por este motivo que el presente estudio plantea una idea novedosa, basándose en evaluaciones de programas realizados y también en estudios de la región.

3. Revisión de Literatura

Como se mencionó anteriormente, muchos documentos en Bolivia realizan una evaluación de los programas, sin embargo no contemplan los efectos en el trabajo infantil y se enfocan únicamente en los resultados de cada programa. Para mencionar algunos ejemplos podemos empezar con el documento realizado por Yáñez (2014) en el cual el autor realiza una evaluación ex ante del Bono Juancito Pinto. En este, a través de micro simulaciones evalúa el impacto sobre la pobreza, desigualdad en la distribución de ingresos y la asistencia escolar. Los resultados del estudio muestran que el BJP tuvo efectos positivos en los tres aspectos, sobre todo en el área rural del país.

El documento realizado por Ramos Menar (2016), a través de una evaluación de impacto utilizando la metodología Propensity Score Matching, evalúa los efectos del Bono Juana Azurduy en la pobreza. Como resultado obtiene que el Bono ayudó a reducir la pobreza por ingreso en un 2,6% y la pobreza extrema en un 3,6% en Bolivia, teniendo efectos positivos en la población objetivo.

Otra evaluación de impacto realizada por Aguilar (2014) sobre el Juancito Pinto demuestra que el bono cumple con sus objetivos establecidos por la normativa. Es en este sentido que el bono logró aumentar la tasa de matriculación y la permanencia escolar en 1%, siendo esta una mejora significativa dentro del país.

Por último, una evaluación de impacto realizada por Vidal, Martínez, Celhay y Claros (2015)¹ al Bono Juana Azurduy, plantea que este tuvo efectos positivos tanto en las madres como en los hijos. Mediante el método de Regresión Discontinua, los autores logran evidenciar resultados positivos, logrando aumentar la probabilidad del número de controles médicos en ambos casos y la probabilidad de un parto atendido por un profesional de salud. Los autores señalan que el programa cuenta con los incentivos suficientes para poder llevar a las madres a cumplir con las condiciones para la recepción del bono, obteniendo un resultado más significativo para las madres que para los niños y niñas.

En cuanto a estudios que vinculen las Transferencias Monetarias Condicionadas y el Trabajo Infantil, la mayor parte de estos se encuentran en la región, muchos enfocados en la educación de los menores al igual que el Bono Juancito Pinto. De esta manera, los menores que reciban esta transferencia como un incentivo a la matriculación y/o permanencia en las escuelas, se verán menos involucrados en actividades laborales.

Es así el caso del documento realizado por Amarante, Ferrando & Vígorito (2011) en el cual señalan que existe la posibilidad de que la transferencia monetaria realizada genere un incentivo para los niños que se encuentran en nivel primario, pero no a nivel secundario. Un estudio realizado en Uruguay muestra que la transferencia no tiene el valor suficiente como para influir en la decisión de asistencia escolar y de trabajo infantil dentro del hogar, de manera que no existe un efecto positivo en la reducción de trabajo infantil.

En el caso de Martínez & Rosero (2012), la probabilidad de que exista trabajo infantil en un hogar depende del nivel de pobreza de dicho hogar. Es por esto que

¹ El documento mencionado corresponde a una evaluación de impacto realizada al Bono Juana Azurduy por parte de UDAPE con el apoyo del BID.

las transferencias monetarias deben estar dirigidas a cubrir un costo de oportunidad de los niños y niñas al ir al colegio en lugar de ir a trabajar. En Ecuador, se comprobó para el año 2012 que los hogares que reciben una transferencia monetaria tienen menor probabilidad de tener niños o niñas que trabajen, en comparación a los hogares que no reciben esta transferencia monetaria, mostrando así que en este caso las TMC tienen un efecto positivo en la reducción del Trabajo Infantil.

Para De Hoop & Rosati (2013), las transferencias monetarias son un instrumento conocido por los políticos para poder mejorar la calidad de vida de la población, así como el bienestar de los niños. Dichas transferencias, si son bien enfocadas, pueden mostrar reducciones en la cantidad de hogares con trabajo infantil. Estos resultados pueden variar de acuerdo a la magnitud de la transferencia, el nivel de pobreza y si la persona que trabaja es niño o niña, de manera que nunca se tendrá el mismo efecto, pero puede buscarse reducir esta brecha mediante el monto de las transferencias y haciendo que este sea diferenciado para poder causar el mismo efecto.

Según Gómez (2020), la decisión de los hogares para incurrir en el trabajo infantil está influenciada por distintos factores, por ejemplo el ingreso familiar, la incertidumbre y la percepción de retornos del trabajo versus el estudio. El trabajo infantil afecta más a la población en el área rural y más a hombres que a mujeres. Por este motivo, es importante que los programas de protección social incluyan una redistribución de riquezas y que brinden los incentivos correctos a las familias para que estas se inclinen por la educación y no así por el trabajo.

Sandoval (2018) presenta un documento donde, en el caso de Guatemala, los hogares que perciben transferencias monetarias tienen un 6% menos de probabilidad de que haya presencia de trabajo infantil que los hogares que no perciben transferencias monetarias. Estos resultados varían de acuerdo al área (urbano-rural), la edad del jefe del hogar, el género y el nivel de ingresos que el hogar perciba, siendo más propensos a presenciar trabajo infantil los hogares del área rural con jefe de hogar hombre.

El estudio realizado por L. Huber (2014) busca identificar maneras en las que el Programa "JUNTOS" implementado en Perú, pueda ayudar a reducir el trabajo infantil, especialmente en sus peores formas. El equipo liderado por el autor visitó nueve localidades donde realizó encuestas y así evidenció que el trabajo infantil se da a manera de apoyo en el hogar y trabajo remunerado para terceros. La hipótesis planteada en este estudio establece que las TMC deberían ser lo suficientemente significativas como para compensar el ingreso proveniente del trabajo infantil, facilitar el acceso a educación y concientizar a las familias para dejar de ser demasiado

permisivas. Los resultados muestran que los 200 soles otorgados por el Programa no son suficientes para producir un cambio en la actitud de las familias, por lo que la transferencia no es suficiente ya que el monto percibido por el programa es menor al monto ganado por niños en un par de días.

El documento realizado por Egas (2017) analiza el Programa de Transferencia Condicionada vigente en Ecuador, “Bono de Desarrollo Humano (BDH)”, que busca mejorar la calidad y condiciones de vida de hogares vulnerables con menores de 16 años. Se emplea el Método de Regresión Discontinua y como resultado se obtiene que para el año 2014, el BDH obtiene un efecto positivo en la tasa de matriculación. Sin embargo, no se observan efectos significativos en la asistencia a clases o la reducción del Trabajo Infantil. Es posible que las familias cumplan con la matriculación únicamente para cumplir con las condiciones del BDH pero que no cumplan con la asistencia o con dejar el trabajo infantil.

El artículo escrito por Araujo (2017) señala como los países de América Latina invirtieron recursos en la implementación de programas de transferencias monetarias que están destinados a mejorar la calidad de vida de la población más pobre, enfocándose en mujeres embarazadas y hogares con niños, niñas y adolescentes en edad escolar. La hipótesis del artículo señala que, la inversión en capital humano (en este caso las transferencias monetarias) generarían que los hogares inviertan en salud y educación, lo que a largo plazo generaría que los niños tengan mejores empleos, ingresos y salud, por lo que no enfrentarían el mismo grado de pobreza y no se verían obligados a buscar otras maneras de sostener sus hogares. Analizando de igual manera el Bono de Desarrollo Humano, este no genera mejoras a largo plazo como se esperaría.

El documento realizado por Fitz y League (2019) plantea dos análisis para la situación de los infantes, en primer lugar evalúa los efectos de shocks positivos y negativos en la economía y sus resultados en el trabajo infantil y en la asistencia escolar. Como resultado obtiene que ante shocks negativos el trabajo infantil aumentara para poder aportar a los hogares, ante shocks positivos el trabajo infantil también aumentará ya que los salarios serán mayores y esto será más atractivo. En el documento se toma como ejemplo el programa “Bolsa Familia” de Brasil, que muestra que su implementación ayuda a reducir el trabajo infantil y aumenta la asistencia escolar para ciertos grupos de infantes.

Hirata expone una breve descripción sobre las Transferencias Monetarias Condicionadas (TMC) y señala que están destinadas a los hogares que cumplen con los criterios de pobreza, a cambio se esperaría que los hogares cumplan con

las condiciones que se establecen, por ejemplo la asistencia escolar. El impacto de las TMC en el Trabajo Infantil dependería de varios factores, como por ejemplo el volumen de las transferencias, la cantidad de contribuciones monetarias por parte del trabajo infantil, las condiciones que plantean las TMC, las preferencias de los padres y de los niños. Si estas transferencias no están bien planteadas y enfocadas, estas funcionarían como un incentivo al Trabajo Infantil.

Tenemos otro ejemplo con Tabatabai (2006)² que realiza una recopilación de estudios realizados en Latinoamérica, donde la autora muestra que las TMC son consideradas como una herramienta de política eficaz para mejorar los niveles de educación y salud en la población. Si bien muchas no tienen como objetivo principal la reducción del Trabajo Infantil, ofrecen cubrir, mediante incentivos, un costo de oportunidad percibido por los hogares receptores para que sus hijos empiecen o continúen con los estudios. De esta manera, percibe las TMC como una herramienta, que cuando es bien empleada, cumple más de un objetivo en los hogares.

4. Trabajo Infantil

Podríamos definir trabajo infantil como *“cualquier actividad laboral o trabajo peligroso, prohibido e insalubre que afecta al desarrollo de la niña, niño y adolescente y pone en riesgo su permanencia en el sistema educativo”*³ (INE – 2018).

Otra definición para trabajo infantil es la establecida por la OIT, que es más completa y será la empleada en esta investigación. *“El término “trabajo infantil” suele definirse como todo trabajo que priva a los niños de su niñez, su potencial y su dignidad, y que es perjudicial para su desarrollo físico y psicológico”*⁴. Bajo esta definición, la edad mínima para trabajar establecida son los 15 años, exceptuando a países en desarrollo donde la edad mínima podría establecerse en 14 años.⁵

Es así que el trabajo infantil se caracteriza por cualquier actividad laboral que afecte el desarrollo de los NNA, los prive de su niñez, dignidad, interfiera con sus actividades escolares y sea peligroso y/o perjudicial para su salud física, mental o moral. Dentro de estas definiciones también existen excepciones, como ser las actividades que no interfieran con la actividad escolar ni sean peligrosas, entrando

2 Este documento forma parte de “International Programme on the Elimination of Child Labour (IPEC)” en conjunto con “International Labour Office (ILO)”.

3 Esta definición fue publicada por el Instituto Nacional de Estadística, en base al Código Niño, Niña y Adolescente (2014) y va de la mano con definiciones internacionales.

4 Definición establecida por la Organización Internacional del Trabajo (OIT), disponible en: <https://www.ilo.org/ipec/facts/lang-es/index.htm>

5 El convenio nro. 138 de la OIT establece que la edad mínima para trabajar estará en función a los años de educación obligatorios de cada país.

en esta categoría el trabajo realizado en actividades del hogar que sean fuera de horario escolar o en vacaciones y puedan ser remunerados con “dinero de bolsillo”

Según Basu y Van (1998), existen dos condiciones o axiomas que podrían explicar la existencia del Trabajo Infantil, estos son el axioma de lujo y el axioma de sustitución. El primer axioma explica que los hogares se verán obligados a enviar a trabajar a los NNA existentes en el hogar solo si los ingresos del mismo llegan a disminuir hasta un nivel muy bajo. El segundo axioma plantea que, cuando los hogares perciben el trabajo infantil y el de adultos como sustitutos, los hogares permitirán que los NNA cumplan con sus actividades escolares mientras que perciban los ingresos suficientes. En cambio, cuando los ingresos son bajos o disminuyen abruptamente debido a shocks económicos, los hogares recurrirán al trabajo infantil.

Siguiendo la lógica de ambos axiomas y de la revisión bibliográfica, los hogares pueden incurrir en el trabajo infantil debido a disminuciones en los ingresos a la que se enfrentan los hogares o los hogares que viven en situaciones de pobreza y pobreza extrema, por lo que las oscilaciones en los ingresos de los hogares podrían dar indicios de la situación del trabajo infantil.

También es importante mencionar el “Teorema del niño malo” (Rotten Kid Theorem) de Becker, donde en su documento (1974) explica que todos los miembros del hogar incrementarían sus actividades laborales con el objetivo de aumentar los ingresos del hogar y de esta manera, mejorar su bienestar. Siguiendo esta lógica, los NNA del hogar se darán cuenta que, al participar en actividades que generen ingresos, mejorarán su bienestar, por este motivo les interesa decidir sobre su participación en las actividades laborales. Siendo este teorema otra posible explicación de la existencia del trabajo infantil.

5. Transferencias Monetarias Condicionadas (TMC)

Para poder abordar el concepto de las TMC es necesario explicar algunas ideas precedentes a este concepto. Por este motivo, empezaremos con una breve explicación sobre la Protección Social.

Según la definición de la CEPAL, la protección social consiste en acciones o políticas tomadas por parte de los gobiernos, que tienen como objetivo principal reducir la vulnerabilidad y el en la sociedad, y también reducir la pobreza y pobreza extrema en la población. Dentro de la protección social existen diferentes tipos de acciones (FAO, 2015) las cuales se detallan a continuación:

- Asistencia social, que consiste en transferencias condicionadas o incondicionadas, en efectivo o en especie.
- Seguridad social, que consiste en programas de afiliación para la población, destinadas a proteger el bienestar o los ingresos.
- Protección laboral, que consiste en subsidios por desempleo y programas de trabajo para jóvenes, ya sean para capacitarlos o brindarles un lugar en el mercado laboral.
- Como se mencionó anteriormente, estos programas buscan reducir las brechas en ingresos, riesgo y protección en la sociedad, teniendo como grupos principales a los infantes, las mujeres y las personas de tercera edad. La mayoría de los programas están enfocados en el mercado laboral, salud, nutrición, pensiones y educación.

Es en esta misma línea, que podemos definir las Transferencias Monetarias Condicionadas como programas de asistencia social que buscan brindar una transferencia en efectivo a hogares pobres o determinado grupo de personas que cumplan con las condiciones establecidas por el Estado. De esta manera, podrían entenderse como un incentivo para los hogares a cumplir con ciertos comportamientos y acostumbrarse a los mismos, de manera que aumente su beneficio.

Como ejemplos de estas condiciones, se encuentran la condicionalidad de asistencia a centros educativos, donde los hogares recibirán la transferencia si y solo si los niños cumplen con la asistencia escolar. Otro ejemplo es la condicionalidad de participación o cumplimiento con programas de salud, donde los hogares deben cumplir con programas de vacunación o asistencia a controles médicos para poder recibir la transferencia.

Según el documento de Tabatabai (2006), las TMC tienen dos objetivos a cumplir, los cuales son:

La reducción de la pobreza actual, para esto buscan aumentar los niveles de ingreso y salud de los hogares en situación de pobreza, teniendo como resultado una mejora en bienestar.

La reducción de la pobreza futura mediante desarrollo, de esta manera buscan mejorar la asistencia escolar y de salud para poder tener mejores resultados a futuro.

Para Medinaceli y Mokrani (2010), las TMC surgen como como un instrumento de política social y de redistribución de ingresos. Fueron vistas por primera vez en los años noventa y aplicados en los países en vías de desarrollo, utilizando como estrategia la dotación de subsidios a la población en situación de pobreza. La característica de condicionalidad de este tipo de transferencias genera que la política pública pueda buscar reducir la pobreza y promover oportunidades.

Los conceptos más importantes para poder concluir esta definición los presentan los autores Fiszbein y Schady (2009), que señalan dos argumentos vitales para la existencia de las TMC. Primero, señalan que la población en situación de pobreza tiene bajos niveles de acceso a servicios públicos, lo que demuestra que el gasto en infraestructura no llega a esta población, por lo que las TMC son calificadas como un instrumento de redistribución si están bien implementados (orientados de manera correcta a los grupos).

En segundo lugar, es un instrumento de ayuda a la población pobre que se ve afectada por shocks en los ingresos o que enfrentan restricciones al realizar inversiones productivas. En este sentido, las TMC ayudarían a suavizar los efectos de dichos shocks o eliminar restricciones en cuanto a las inversiones, de manera que el bienestar de las familias aumentaría al tener un ingreso “regular” con un monto fijo.

Por último, es importante mencionar que las TMC pueden generar un efecto ingreso y un efecto sustitución. El efecto ingreso por parte de las TMC se da cuando la curva de demanda por el bien o servicio al que está destinado la misma se desplaza hacia arriba (aumenta). El efecto sustitución se da gracias a la característica de condicionalidad de la transferencia, al remunerar el cumplimiento de un hogar se reduce el costo de oportunidad de realizar otra actividad y sustituirla para cumplir la condición de la TMC.

Es importante destacar que las TMC cumplen un rol vital en mejorar la calidad de vida de la población y brindar mayores oportunidades, sin embargo, la población destino espera un retorno positivo al cumplir las condiciones, por lo que es importante que desde el inicio del programa se planteen incentivos de manera correcta, logrando sentar bases para el futuro (Medinaceli y Mokrani, 2010).

Finalmente, es importante tener en cuenta ciertos aspectos para garantizar el funcionamiento de las TMC teniendo en cuenta que buscan promover oportunidades y reducir la pobreza a largo plazo. Es necesario garantizar la inversión realizada por gestores públicos como prioritaria, para poder contar con el financiamiento adecuada, también es importante seleccionar de manera correcta

la población objetivo para poder ver resultados efectivos a largo plazo, esto puede realizarse utilizando distintas metodologías (que incluyen índices de pobreza) mediante las cuales se puede identificar a estos hogares de manera correcta. Por último, como ya se destacó antes, es importante que a momento de elegir el monto de la TMC se verifique que este mismo sea lo suficientemente alto como para poder cubrir el costo de oportunidad que enfrentan los hogares al cumplir las condiciones establecidas por el programa.

6. Programas de Protección Social en Bolivia

En Bolivia, la protección social se compone por programas enfocados en los sectores más vulnerables y grupos de la población particulares, por ejemplo niños y personas de la tercera edad. Al igual que en el resto de América Latina, Bolivia ha experimentado una inclusiones de estos programas a partir de los años noventa. Este periodo se caracterizó por la inclusión de transferencias condicionadas, de manera que además de otorgar subsidios por parte del Estado, se vincula el desarrollo de capacidades, obteniendo así un enfoque de protección social mixto, ya que actúa de manera asistencialista y promoviendo el desarrollo de capacidades. Es en este momento donde las TMC toman importancia en el país como parte de la protección social y con una nueva idea de incluir a mayor parte de la población vulnerable⁶.

El año 2007, a través del Decreto Supremo N° 29272, el Estado establece la política de Protección Social y Desarrollo Integral Comunitario (PPS-DIC), que forma parte del Plan Nacional de Desarrollo. Los principales objetivos son⁷:

Ayudar en la erradicación las causas estructurales de la pobreza, exclusión, vulnerabilidad y riesgos de personas, familias y comunidades.

Colaborar en la restitución y fortalecimiento de los derechos y capacidades de la población.

Fortalecer el modelo comunitario urbano y rural.

A partir de octubre del 2006, el Estado implementa el “Bono Juancito Pinto” como parte de la “Estrategia de generación de oportunidades y activos sociales”, se caracteriza por ser un pago anual en efectivo de Bs. 200, destinado a Niños, Niñas

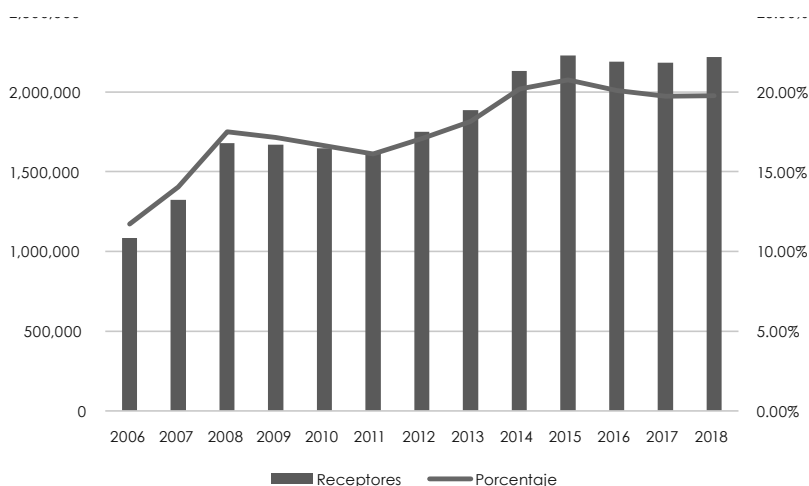
6 En el presente documento, nos enfocaremos en las Transferencias Monetarias Condicionadas implementadas en Bolivia, sin embargo, se tomarán en cuenta únicamente el Bono Juancito Pinto y el Bono Juana Azurduy debido a que el mecanismo de funcionamiento de cada uno es útil para el análisis, dejando afuera la Renta Dignidad.

7 Vidal, Martínez, Celhay y Claros (2015), evaluación de impacto realizada al Bono Juana Azurduy por parte de UDAPE con el apoyo del BID.

y Adolescentes menores de 21 años en etapa escolar, cuya condición establece que para recibirlo cumplir con la matriculación, asistencia y culminación del año escolar. El programa BJP inició cubriendo únicamente desde el 1° hasta el 5° grado de primaria, en 2007 se amplió a 6° de primaria, en 2008 a 2° de secundaria, en 2012 a 3° de secundaria, en 2013 a 4° de secundaria y desde 2014 la cobertura se amplió a 6° de secundaria. La población objetivo son estudiantes del Subsistema Fiscal de Educación Regular, sean del nivel primario o secundario, además de los estudiantes del Subsistema Fiscal de Educación Alternativa y Especial. Después de estar registrado/a en los Subsistemas de educación correspondientes, y de tener registros de calificaciones y/o asistencia hasta el bimestre o mes anterior al cobro, el estudiante debe presentar un documento de identidad y estar acompañado de sus padres o profesores para el cobro, de acuerdo a disposiciones específicas de cada unidad educativa.

En la figuras 2 podemos observar el alcance que tuvo el Bono Juancito Pinto. Como se evidencia en la figura 2, la cobertura fue creciente, lo cual se debe naturalmente a la ampliación de la población objetivo, aspecto que es claramente notorio a partir del año 2014. Sin embargo, el porcentaje de cobertura se oscila entre el 19% y 20% desde el mismo año, mostrando que el programa no ha tenido un mayor alcance.

Figura 2: Cobertura del BJP entre 2006 y 2018



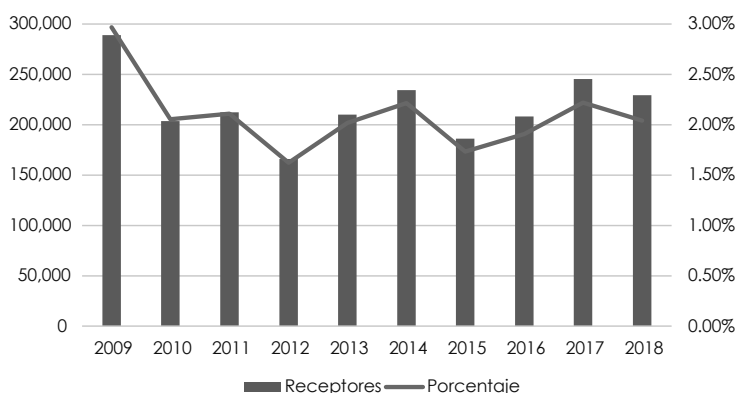
Fuente: Elaboración propia en base a datos de CEPAL

En abril del año 2009, también como parte de la “Estrategia de generación de oportunidades y activos sociales”, se implementa el Bono Madre Niño-Niña o Bono Juana Azurduy. Esta consiste en un pago en efectivo como incentivo para el uso de servicios de salud materna e infantil. En el caso de las embarazadas, el incentivo cubre hasta un máximo de cuatro controles prenatales, el parto asistido por personal de salud y un control post natal. En el caso de los niños menores a 2 años se otorga un pago por la asistencia a cada control de crecimiento y desarrollo bimensual hasta que el niño o la niña cumpla los 2 años de edad.

El objetivo principal del BJA es disminuir los niveles de mortalidad materna e infantil, así como reducir la desnutrición crónica. Consiste en un pago de Bs. 50 por cada control prenatal (máximo cuatro controles), un pago de Bs. 120 por parto asistido y un pago de Bs. 125 por cada control postnatal hasta los 2 años de edad, llegando a un total de Bs. 1820 en 33 meses. Los beneficiarios no deben contar con un seguro de salud y el niño/a debe ser menor al año de edad. Realizados los controles de salud respectivos, recibirán un carnet prenatal y/o vacunas para tener habilitado el pago correspondiente en entidades financieras autorizadas.

La figura 3 nos muestra el alcance de cobertura del BJA entre los años 2009 y 2018, donde claramente se puede notar un gran impacto el año de implementación y posteriormente una reducción de cobertura, oscilando entre los mismos porcentajes desde el año 2010 hasta el 2018.

Figura 3: Cobertura del BJA entre 2009 y 2018



Fuente: Elaboración propia en base a datos de CEPAL

7. Trabajo Infantil en Bolivia

El Código Niño, Niña y Adolescente (Ley 548) establece que, una persona es niño o niña desde que nace hasta los 12 años y adolescente desde los 12 hasta los 18 años. La Ley 1139 establece que “el Estado en todos sus niveles, garantizará el ejercicio o desempeño laboral por cuenta propia o ajena de las y los adolescentes de 14 a 18 años, con los mismos derechos que gozan las y los trabajadores adultos”. Esta ley también establece que en los programas de prevención y protección social de NNA prevalecerán mecanismos dirigidos a promover la complementación de la escolarización obligatoria, la capacitación, la sensibilización, inspección integral en situación laboral o de trabajo y otros mecanismos de protección.

También es necesario mencionar que, de acuerdo a la Constitución Política del Estado, “las actividades que realicen las niñas, niños y adolescentes en el marco familiar y social estarán orientadas a su formación integral como ciudadanas y ciudadanos y tendrán una función formativa. Sus derechos, garantías y mecanismos institucionales de protección serán objeto de regulación especial”.

La aprobación del CNNA en 2014 representa un gran cambio en la legislación boliviana del trabajo infantil, ya que, además de mostrar una comprensión hacia el trabajo infantil, realiza ciertas excepciones que habilitaban el empleo de niños/as desde los diez años. Esta disposición contradice por completo la ratificación nacional del convenio 138 de la OIT, que dispone como edad mínima los 14 años, y fue declarada inconstitucional. Es así que en diciembre de 2018, se aprobó la Ley 1139 que incluye las garantías del Estado en el ejercicio laboral de trabajadores adolescentes entre 14 y 18 años de edad, restableciendo la edad mínima hasta los 14 años.

Para poder realizar una caracterización y cuantificación del trabajo infantil, se utilizarán en cuenta las Encuestas especializadas en torno al trabajo infantil desarrolladas por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Las encuestas fueron realizadas en los años 2008, 2016 y 2019, las últimas dos se realizaron en forma conjunta con las Encuestas de Hogares correspondientes a esos años. Todas las encuestas brindan la posibilidad de hacer una desagregación por área (urbano o rural). Únicamente las últimas dos permiten la desagregación a nivel departamental (excepto para Beni y Pando, que son tomados de forma conjunta). Estas últimas dos encuestas también brindan la posibilidad de hacer una desagregación para las ciudades capitales de La Paz, Cochabamba y Santa Cruz.

Para el análisis del trabajo infantil se toma en cuenta a la población de entre

5 y 17 años que: 1) declararon trabajar la anterior semana o, 2) dedicaron alguna hora en esa semana para una actividad relacionada con actividades agropecuarias, negocios, entre otras o, 3) no pudieron trabajar la anterior semana a la encuesta por vacaciones, enfermedades u otros motivos externos⁸. De acuerdo a la normativa y a la información recolectada en la encuesta, se realizará una división en tres grupos etarios:

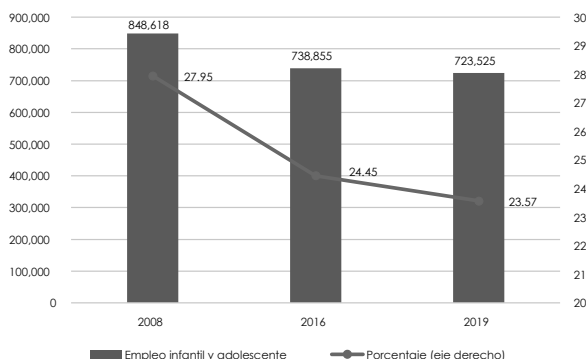
Grupo 1: de 5 a 9 años.

Grupo 2: de 10 a 13 años.

Grupo 3: de 14 a 17 años.

Observando la figura 4, desde 2008 el trabajo infantil disminuyó y mantuvo esta tendencia hasta el año 2019. A pesar de esto, no se observa una disminución significativa y, de acuerdo a información del Banco Mundial, Bolivia representa uno de los porcentajes más altos de América Latina y el Caribe en esta materia.

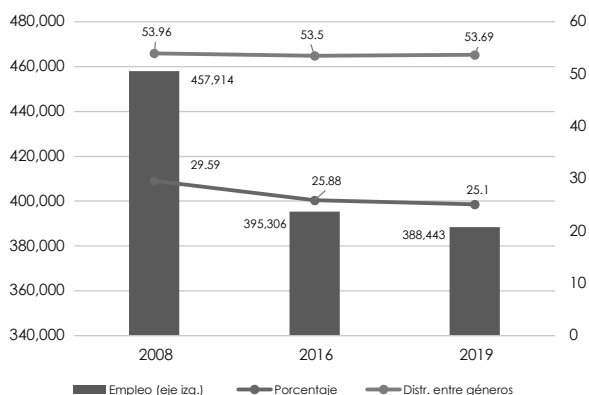
Figura 4: Trabajo Infantil y Adolescente entre 2008 y 2019



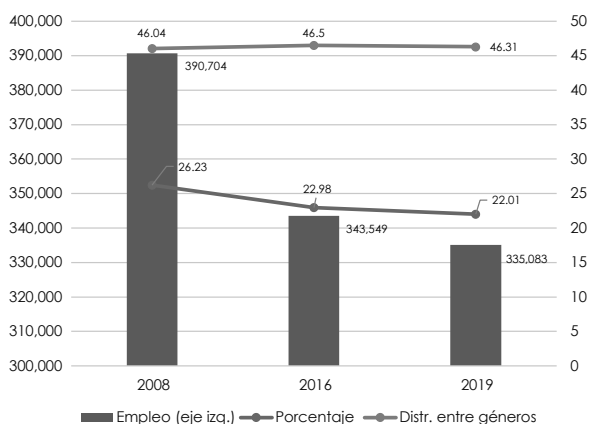
Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Trabajo Infantil 2008, 2016 y 2019

Realizando una división por género, en las figuras 5 y 6 podemos observar la situación para hombres y mujeres. En ambos casos, existió una reducción de aproximadamente 4 puntos porcentuales entre el 2008 y el 2016, y se mantuvo para el año 2019. En el caso de los hombres, aún existe una mayor cantidad de trabajo infantil en este género.

⁸ Se toma en cuenta este grupo etario debido a que las encuestas de trabajo infantil analizan el mismo.

Figura 5: Trabajo Infantil y Adolescente en hombres

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Trabajo Infantil 2008, 2016 y 2019

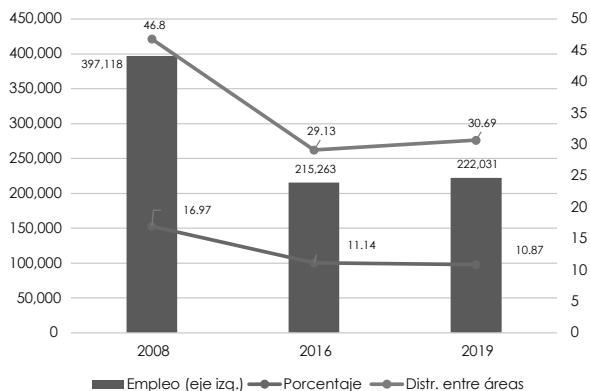
Figura 6: Trabajo Infantil y Adolescente en mujeres

Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Trabajo Infantil 2008, 2016 y 2019

Por último, analizando la diferencia del trabajo infantil por área, podemos observar en las figuras 7 y 8 que existe una elevada concentración en áreas rurales. A diferencia de lo que sucede en áreas urbanas, en áreas rurales se observa un aumento entre 2008 y 2019. En el caso del área urbana, se observa una disminución entre 2008 y 2016, de manera que podríamos entender esto como una tendencia hacia

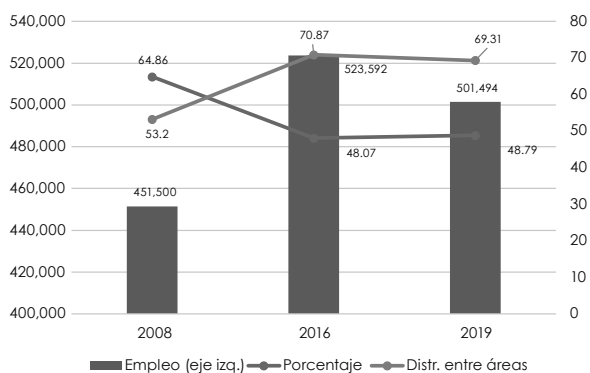
una concentración cada vez mayor del trabajo infantil en áreas rurales, pasando de una distribución proporcionalmente igual en 2008 a una representación de casi el 70% en áreas rurales para 2019.

Figura 7: Trabajo Infantil y Adolescente en el área urbana



Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Trabajo Infantil 2008, 2016 y 2019

Figura 8: Trabajo Infantil y Adolescente en el área rural

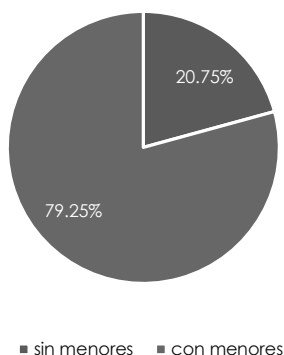


Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Trabajo Infantil 2008, 2016 y 2019

8. Fuente y descripción de datos

La fuente de datos principal para realizar la investigación es la Encuesta de Hogares, desde el año 2007 hasta el año 2019. La base de datos con la que trabajamos en este documento cuenta con datos de las Encuestas de Hogares desde 2005 hasta 2019. Si bien el análisis se plantea a partir del año 2007, es importante destacar que se toman en cuenta los años 2005 y 2006 para poder tener un panorama anterior y así enriquecer el análisis. Se cuenta con una base de datos inicial de 410.208 hogares, de la cual se tomará en cuenta únicamente 325.078 (que representa aproximadamente el 79%) debido a que estos son los hogares que cuentan con al menos un menor hasta 17 años. La figura 9 ilustra esta explicación.

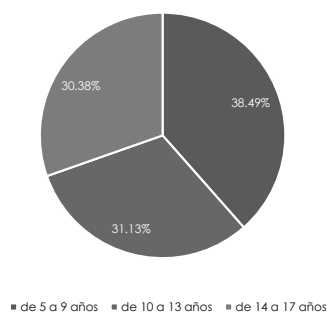
Figura 9: Distribución de los hogares con y sin menores de 17 años



Fuente: Elaboración propia en base a Encuestas de Hogares 2005 – 2019

A partir de estos datos, como se mencionó anteriormente, se tomará en cuenta únicamente a los hogares que cuenten con al menos un menor de 17 años. La figura 10 ilustra la distribución por rangos de edad de los menores en los hogares, como se explicó en el anterior capítulo, se dividen en tres grupos etarios: 1) de 5 a 9 años, 2) de 10 a 13 años, y 3) de 14 a 17 años. El primer grupo cuenta con mayor cantidad de niños, llegando a 38%, mientras que los grupos 2 y 3 tienen 30% y 31% respectivamente, llegando a tener una distribución relativamente equitativa.

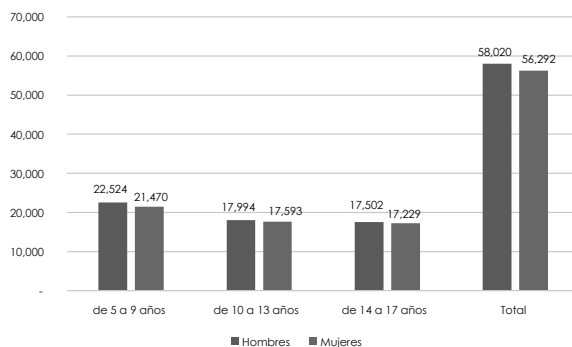
Figura 10: Distribución de menores de 17 años por género



Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2005 – 2019

En cuanto a la distribución por género, la figura 11 nos muestra que existe una distribución similar, existiendo ligeramente más hombres que mujeres. Si analizamos por grupos etarios, esta distribución se mantiene similar, existiendo en los tres grupos una mayor cantidad de hombres que mujeres.

Figura 11: Distribución por género

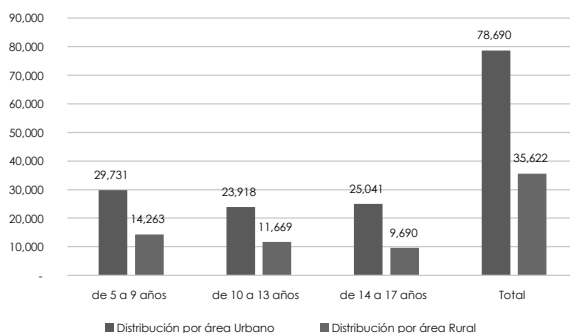


Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2005 – 2019

Finalmente, la figura 12 nos muestra la distribución existente por área de residencia, también de acuerdo a los grupos etarios analizados. En este caso podemos notar que existe una gran diferencia entre el área urbana y el área rural, existiendo un poco más del doble de niños y niñas en el área urbana que en el área rural. Esta distribución es similar para los grupos 1 y 2, sin embargo en el grupo 3

podemos notar que más del 70% de niños y niñas pertenecientes a ese grupo se encuentran en el área urbana.

Figura 12: Distribución por área



Fuente: Elaboración propia en base a las Encuestas de Hogares 2005 – 2019

9. Metodología

Hernández y Aguilar (2015) plantean en su documento una evaluación de los programas de TMC en la probabilidad de ser pobre para los países de México y Chile. En este utilizan la metodología Probit, mediante la cual pueden definir el efecto de las TMC en la probabilidad de pobreza de los hogares, utilizando como fuente de datos las Encuestas de Hogares de dichos países. Es por este motivo que, siguiendo el trabajo planeado, el presente documento realizara el análisis mediante la metodología Probit.

9.1. Modelo Probit

Un modelo Probit es útil cuando se cuenta con una variable dependiente es binaria, ya que permite analizar su comportamiento mediante una función de distribución acumulativa normal, media cero y varianza igual a uno (Hernández y Aguilar, 2015). Como plantea Wooldridge (2009), el principal interés en un modelo de respuesta binaria es la probabilidad de respuesta.

$$P_i(y = 1) = \alpha + \beta X_i$$

En este caso, P representa la probabilidad de ocurrencia, y representa la variable dependiente, y por último X representa un conjunto de variables explicativas. Se

supone que el valor que adoptará la variable dependiente (sea 0 o 1) dependerá de un índice y^* , que representa una variable latente. Este índice está determinado por las variables explicativas, mientras mayor sea el índice, mayor será la probabilidad. Si y es mayor que y^* , el valor de y es 1.

Finalmente y con todo lo mencionado, podemos llegar a la siguiente ecuación:

$$P_i = P(y = 1|X) = P(y_i^* \leq y_i) = P(Z_i \leq \alpha + \beta X_i) = F(\alpha + \beta X_i)$$

Donde Z es una variable normal, con media 0 y varianza igual a 1, y F es la función de distribución normal acumulada.

En este tipo de modelos binarios es importante destacar que las variables explicativas tienen una gran influencia en la probabilidad, estos no dependen únicamente del valor de los coeficientes, sino también del valor que adopta cada variable explicativa. Es por esto que para poder definir de mejor manera este efecto, es necesario calcular los efectos marginales, que representan un cambio en la variable dependiente cuando existe un cambio unitario en una de las variables explicativas, manteniendo lo demás constante.

Identificación de variables

La variable dependiente es si el menor trabaja o trabajo la anterior semana en un trabajo remunerado. Esta variable adopta el valor de 1 cuando si trabaja o trabajó la anterior semana en un trabajo remunerado, y 0 en el caso contrario.

Las variables independientes o explicativas del modelo son:

Recepción de TMC

Grupos de Edad

Género

Área de residencia

Ingresos del hogar

Si los padres trabajan o no

Si existen menores de 5 años o mayores de 60 años en el hogar

De esta manera, podemos concluir que la ecuación final para el presente documento puede escribirse como:

$$P(tinf) = \alpha + \beta_1bjp + \beta_2bjr + \beta_3female + \beta_4rural + \beta_5grupo_edad + \beta_6loghhytotal + \beta_7ocup1 + \beta_8ocup2 + \beta_9otros + \varepsilon$$

En el Cuadro 1 se pueden ver la descripción de cada variable empleada en el modelo.

Cuadro 1
Descripción de Variables utilizadas en el modelo

Variable	Descripción
tinf	Niño, niña o adolescente entre 5 y 17 años que trabaja o trabajó la anterior semana en un trabajo remunerado.
bjp	Recepción del Bono Juancito Pinto
bja	Recepción del Bono Juana Azurduy
female	Género
rural	Área de residencia
grupo_edad	Grupos de edad (1, 2 o 3)
loghhytotal	Logaritmo del ingreso total del hogar, sin tomar en cuenta a menores de 17 y transferencias del Estado ⁹ .
ocup1	El padre trabaja
ocup2	La madre trabaja
otros	En el hogar hay miembros menores de 4 y mayores de 60 años

Fuente: Elaboración propia

10 Resultados y análisis

Para empezar, se aplicó el modelo probit de manera general a los datos, pudiendo así establecer una relación inicial entre la probabilidad de trabajo infantil y las variables explicativas. Los resultados iniciales pueden ser apreciados en el siguiente cuadro:

Cuadro 2
Resultados generales

General						
tinf	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
bjp	0,1364841	0,0124072	11	0.000	.1121664	.1608018
bja	0,0235226	0,015415	1,53	0,127	-.0066903	.0537354

⁹ Se toma en cuenta el logaritmo del ingreso para disminuir la varianza.

female	-0,1535005	0,0104346	-14,71	0,000	-.1739519	-.1330491
rural	1,029125	0,011745	87,62	0,000	1,006105	1,052145
_lgrupo_eda_2	0,8210985	0,0142574	57,59	0,000	.7931544	.8490425
_lgrupo_eda_3	1,352944	0,0144207	93,82	0,000	1,32468	1,381208
loghhtotal	-0,166398	0,0044825	-37,12	0,000	-.1751836	-.1576124
ocup1	-0,0047079	0,0128112	-0,37	0,713	-.0298174	.0204016
ocup2	0,6636751	0,0120823	54,93	0,000	.6399943	.6873559
otros	0,109314	0,0108932	10,04	0,000	.0879637	.1306644
_cons	-1,332559	0,0411112	-32,41	0,000	-1,413135	-1,251982

Fuente: Elaboración propia en base a resultados

Los resultados preliminares nos muestran que las variables “recepción del Bono Juana Azurduy” y “Ocupación del padre” no son significativas en el modelo general. Si analizamos el efecto de la recepción del Bono Juancito Pinto, podemos notar que el coeficiente es positivo, lo que nos muestra una relación positiva entre este y la probabilidad de trabajo infantil, concluyendo que la recepción del BJP aumenta la probabilidad de trabajo infantil. Los resultados se muestran en función al grupo 1 (de 5 a 9 años de edad), por lo que los resultados para los grupos 2 y 3 muestran cuanto más incrementaría la probabilidad presentada inicialmente en el caso de cada grupo.

También podemos notar que existe una relación positiva entre la probabilidad de trabajo infantil y el área de residencia, la ocupación de la madre y la presencia de menores de 5 años y mayores de 60 en el hogar, demostrando que estos factores aumentan la probabilidad de trabajo infantil. En cambio, el género y el ingreso del hogar reducen esta probabilidad. También podemos notar que los grupos de edades 2 y 3 tienen mayor probabilidad de incurrir en trabajo infantil.

Para poder cuantificar los efectos, el Cuadro 3 nos muestra los resultados de los efectos marginales del modelo. El efecto de la recepción del BJP en la probabilidad de trabajo infantil es de 2%, lo cual muestra que es realmente bajo. Esta es la misma situación del género. El área de residencia tiene un efecto positivo del 22%, mostrando que esta es una de las principales razones por las que esta probabilidad podría aumentar. En cuanto a los ingresos, estos tienen una relación negativa, sin embargo el porcentaje en el que afeta a la probabilidad es de 2% únicamente. También es importante mencionar que el grupo 2 (de 10 a 13 años) tiene 17% más de

probabilidad de incurrir en trabajo infantil, siendo el grupo 3 (de 14 a 17 años) llegan a tener mayor probabilidad en un 31%.

Cuadro 3
Efectos Marginales

Efectos Marginales							
variable	dy/dx	Std. Err.	z	P>z	[95%	C.I.]	X
bjp*	.022275	.00195	11.45	0.000	.018463	.026088	.728054
bja*	.0040416	.00268	1.51	0.131	-.001206	.009289	.144755
female*	-.0260644	.00177	-14.76	0.000	-.029525	-.022604	.491929
rural*	.2233295	.00296	75.38	0.000	.217523	.229136	.31057
_lgrup~2*	.170037	.00329	51.73	0.000	.163594	.176479	.312642
_lgrup~3*	.3161094	.00377	83.94	0.000	.308728	.323491	.300405
loghhy~l	-.0282806	.00076	-37.10	0.000	-.029774	-.026787	870351
ocup1*	-.0008015	.00218	-0.37	0.714	-.005083	.00348	.768367
ocup2*	.1024136	.00168	60.93	0.000	.099119	.105708	.626351
otros*	.0186408	.00186	10.00	0.000	.014988	.022294	.479052

Fuente: Elaboración propia en base a resultados

Este análisis se realizó de igual manera para evaluar el impacto en el género y el área de residencia, la siguiente tabla resume estos resultados.

Cuadro 4
Resumen de resultados

Bono Juancito Pinto		
	Coef.	Ef. Marg.
Hombre	.1150817	.0202282
Mujer	.1582951	.0235613
Área Urbana	.1214872	.0116604
Área Rural	.1711181	.0595037
Grupo 2		
	Coef.	Ef. Marg.
Hombre	.8833177	.1961036
Mujer	.75575	.1433761
Área Urbana	.7829504	.1029391
Área Rural	.8874144	.3262439
Grupo 3		
	Coef.	Ef. Marg.
Hombre	1,480064	.3695192
Mujer	1,217522	.26052
Área Urbana	1,369722	.2161762
Área Rural	1,324683	.4861927

Fuente: Elaboración propia en base a resultados

Como se evidencia en la tabla 4, se realizó una diferenciación por área de residencia y por género. Acá podemos ver que el bono Juancito Pinto incrementa la probabilidad de la existencia de Trabajo Infantil para ambos géneros y para ambas áreas de residencia, sin embargo el efecto es muy pequeño, por lo que no podría afectar de gran manera a la probabilidad. En hombres y mujeres llega al 2%, mientras que en el área urbana llega al 1%, siendo el área rural el más afectado con 5%.

Enfocándonos en el grupo etario 2, muestra que estos tienden a tener mayor probabilidad de incurrir en trabajo infantil, para ser más específicos, los hombres tienen un 19% mayor de probabilidad, las mujeres llegarían a 14% más. Mientras que en el área existe un 10% mayor de probabilidad de incurrir en trabajo infantil Por

último, el área rural es el más afectada con cerca 33% de mayor probabilidad. Para el grupo 3 las probabilidades se incrementan en gran cantidad, para hombres con un valor de 36%, mujeres con un 26%, en el área urbana en 22% y en el área rural en 49%.

Por último, el Cuadro 5 resume los cambios anuales en los resultados, a partir del 2005 hasta el 2019, en este se hace un análisis similar al general. Únicamente se mostrarán los efectos marginales para poder tener el valor del efecto específico.

Cuadro 5
Resumen de resultados por año

	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012
bjp			0,0661867	0,0289006	.0265388	.0736347	
female	-0,0371055	-0,0281304	-0,0654947	-0,043721	-.053501	-.0371755	-.0183351
rural	0,1797541	0,2339033	0,3595594	0,3444204	.2162074	.2924163	.1403467
grupo 2	0,2075244	0,2268482	0,2382929	0,2626579	.2231196	.2236816	.1239126
grupo 3	0,3502089	0,3832436	0,4096877	0,4429161	.3698252	.4039474	.2690065
loghhytotal	-0,0469374	-0,0365725	-0,0320443	-0,0526823	-.0317998	-.0390609	-.0254276
ocup2	0,142947	0,1124941	0,1101917	0,1658186	.1320067	.1728058	.0735664
otros		0,0391721					.0118324
	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
bjp		.0303242		.0638837	.0151024		.0392607
female		-.0319765	-.0225318	-.037161	-.0117001	-.0106088	-.0139298
rural	.173397	.3085817	.2200363	.2584707	.1654863	.0973174	.227211
grupo 2	.1414719	.1837006	.1221714	.2216904	.1045644	.1053107	.1719529
grupo 3	.2585895	.3415473	.2471091	.375096	.2277955	.2300686	.3283087
loghhytotal	-.0235835	-.0191223	-.0094322	-.0306639	-.0131253	-.0109021	-.0225009
ocup2	.0968052	.1164989	.0689907	.1206854	.0493497	.0349323	.0995898
otros			.0100748	.0361983		.0084088	.020458

Fuente: Elaboración propia en base a resultados

11. Conclusiones

- Después de haber analizado los resultados, tanto de manera general como de manera anual, podemos llegar a las siguientes conclusiones:
- Las transferencias monetarias condicionadas en Bolivia no generan un efecto positivo en la reducción de la probabilidad de Trabajo Infantil.
- El Bono Juancito Pinto es el que tiene mayor significancia, sin embargo, el efecto que presenta sobre la probabilidad de trabajo infantil es extremadamente bajo, llegando aproximadamente a un 2%.
- Tomando en cuenta las especificaciones en este modelo, podemos notar que si analizamos el trabajo infantil remunerado, existe una mayor cantidad de hombres que mujeres que trabajan, sin embargo, esta situación puede ser diferente si analizamos el trabajo no remunerado realizado por parte de mujeres, que normalmente hacen trabajos del hogar.
- Podemos concluir que el ingreso ayuda en la reducción del trabajo infantil, sin embargo, la situación es similar a la del BJP, y solo tiene un efecto de aproximadamente 2%.
- Si analizamos la división por área de residencia, el efecto del BJP en el área rural es más alto (5%) que en el área urbana (1%).
- En cuanto a los grupos etarios, podemos notar claramente que mientras más edad tengan los niños y niñas, existe una probabilidad mucho más alta de incurrir en trabajo infantil, llegando a tener más del 30% de probabilidad para el tercer grupo etario.
- Como se señala en la tabla 4 del anterior capítulo, el grupo etario 3 es el que tiene mayor probabilidad de incurrir en trabajo infantil, esto es más acentuado en el área rural, donde la probabilidad asciende hasta 48%.
- Otro aspecto a destacar es que el hecho de que la madre tenga una ocupación remunerada, incrementa en 10% la probabilidad de trabajo infantil, lo que puede llevarnos a pensar que esta relación se da de esta manera debido a que los niños, niñas y adolescentes colaboran a las madres en su empleo.
- Finalmente, el hecho de tener niños o niñas menores de 4 años o adultos mayores de 60 años incrementa la probabilidad de trabajo infantil, sin embargo es en 1%, llegando a ser no significativo en la mayoría de los años.
- Enfocándonos más en el motivo por el cual se rechaza la hipótesis, según la literatura, podría deberse al enfoque de ambos programas. Tanto el BJP como el BJA están enfocados en salud y educación, por lo que puede ser un motivo por el cual el efecto no es el esperado por este documento.

- También es importante resaltar que el monto del bono es anual, lo que puede ser que no sea un incentivo lo suficientemente alto como para desincentivar el trabajo infantil, los niños, niñas y adolescentes pueden ver la manera de estudiar y trabajar al mismo tiempo.
- Al contrario, este puede funcionar como un incentivo perverso, que incentiva al trabajo infantil, de manera que podría cumplirse el teorema “Rotten Kid”, donde los niños, niñas y adolescentes se enfocan en aumentar su bienestar y deciden trabajar.
- Si bien se notó que el efecto no fue de gran magnitud, existe la posibilidad de que, debido al código de trabajo infantil vigente en el país sea una salida para que los niños puedan cumplir con sus obligaciones escolares (para recibir el BJP) y también trabajar.
- La idea de incluir una transferencia monetaria condicionada enfocada específicamente en la reducción del trabajo infantil, mientras se planteen los incentivos correctos, pueden colaborar de gran manera, al igual que el caso de Brasil.
- Bolivia se suma a los países latinoamericanos que no percibieron efectos positivos en la reducción de trabajo infantil ante la inclusión de programas de protección social, como son las transferencias condicionadas.
- Por último, es importante resaltar que esta evaluación no desacredita los efectos positivos de los bonos Juancito Pinto y Juana Azurduy en las poblaciones objetivo de cada uno de los programas, al contrario, busca atribuir un logro más a estos.
- Para un análisis futuro, sería de gran importancia poder contar con mayor cantidad de datos específicamente de trabajo infantil, esto facilitaría el análisis y podría dar indicios de otro tipo de efectos.

Referencias

1. Aguilar, H. (2014). *"Evaluación de Impacto del Bono Juancito Pinto en Bolivia"*. Revista de Análisis, Julio – Diciembre 2014, Vol. N°21, pp. 37-66.
2. Amarante, V., Ferrando, M. & Vigorito, A. (2011). *"Asistencia escolar, trabajo infantil y transferencias monetarias. Una evaluación de impacto del PANES"*. PEP AusAid Policy Impact Evaluation Research Initiative.
3. Araujo, M. (2017). *"Transferencias monetarias y desarrollo infantil, ¿persiste el impacto a través del tiempo?"*. Banco Interamericano de Desarrollo.
4. Basu, K., Hoang, P. (2009). *"The economics of child labor"*.
5. Cameron, C., Trivedi, P. (2005). *"Microeconometrics Methods and Applications"*.
6. CEPAL. Base de datos de programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe.
7. CEPAL. *"Protección/Seguridad Social"*.
8. De Hoop, J. & Rosati, F. (2013). *"Cash Transfers and Child Labour"*. IZA Discussion Paper No. 7496.
9. Egas, M. (2017). *"Transferencias condicionadas, educación y trabajo infantil. Evidencia empírica para Ecuador"*.
10. Estado Plurinacional de Bolivia. (2018). LEY 1139.
11. FAO. (2015). *"¿Qué es la protección social?"*
12. Fitz, D., League, R. (2019). *"School, Shocks, and Safety Nets: Can Conditional Cash Transfers Protect Human Capital Investments During Rainfall Shocks?"*
13. Fontana, L., Grugel, J. (2016). *"¿Un nuevo rumbo para el trabajo infantil en Bolivia?"*.
14. Galiani, S., McEwan, P. (2013). *"The heterogeneous impact of conditional cash transfers"*.

15. Gómez, C. (2020). *"El rol de la protección social para reducir el trabajo infantil"*. UNICEF.
16. Hernández, M., Aguilar, G. (2015). *"Programas de transferencias monetarias condicionadas en México y Chile"*.
17. Hirata, G. (2008). *"Transferencias Monetarias y Trabajo Infantil: Una Relación Intrigante"*. Centro Internacional de Pobreza, Número 71.
18. Howard, N. (2018). *"Sobre la nueva ley de trabajo infantil de Bolivia"*.
19. Huber, L. (2014). *"Trabajo Infantil y programas de transferencias monetarias condicionadas: opciones para el Programa Juntos"*. Lima: DESCO.
20. Instituto Nacional de Estadística. (2018). *"El Trabajo Infantil de las Niñas, Niños y Adolescentes se reduce"*.
21. Martín-Carrillo, S. (2018). *"Las claves del éxito de la política social boliviana"*.
22. Martínez Dobronsky, J. & Rosero Moncayo, J. (2012). *"Impacto del Bono de Desarrollo Humano en el Trabajo Infantil"*.
23. Medinaceli, M. & Mokrani, L. (2010). *"Impacto de los bonos financiados con la renta petrolera"*. Revista UMBRALES 20.
24. Organización Internacional del Trabajo. (2021). *"América Latina y el Caribe se alejan de la meta de eliminar el trabajo infantil a causa de la pandemia"*.
25. Organización Internacional del Trabajo. *"¿Qué se entiende por trabajo infantil?"*.
26. Pettinger, T. (2017). *"Rotten Kid Theorem"*.
27. Poblete, M. (2018). *"La política social en Bolivia"*.
28. Sandoval, L. (2018). *"Transferencias Monetarias Condicionadas y Trabajo Infantil en Guatemala"*.
29. Sauma, P. (2007). *"Trabajo Infantil y los programas de transferencias en efectivo condicionadas en América Latina"*.

30. Simon Fan, C. (2011). *"The luxury axiom, the wealth paradox, and child labor"*.
31. Tabatai, H. (2006). *"Eliminating Child Labor: The promise of conditional cash transfers"*.
32. SITEAL. (2018). LEY 548: Código Niña, Niño y Adolescente.
33. Skoufias, E., Parker, S. (2001). *"Conditional Cash Transfers and Their Impact on Child Work and Schooling: Evidence from the PROGRESA program in Mexico"*.
34. Soares, R., Kruger, D., Berthelon, M. (2012). *"Household Choices of Child Labor and Schooling. A Simple Model with Application to Brazil"*.
35. Vidal, C., Martínez, S., Celhay, P., Claros, S. (2015). *"Evaluación de Impacto del Programa de Salud Materno Infantil "Bono Juana Azurduy""*.
36. Wooldridge, J. (2009). *"Introducción a la econometría"*.
37. Yañez, E. (2012). *"El Impacto del Bono Juancito Pinto. Un análisis a partir de microsimulaciones"*.

Desajuste educativo en el Mercado Laboral Boliviano

Varinia Stephany Tarqui

Resumen:

En este artículo, se aborda la existencia del desajuste educativo en el mercado laboral boliviano. Los resultados calculados mediante el método estadístico en base a la Encuesta Continua de Empleo (ECE) indican que se alcanzó alrededor del 31 % de desajuste educativo para el primer trimestre de 2016 y 2019. Utilizando especificaciones de elección discreta, se estiman los posibles factores determinantes de este fenómeno sobre la probabilidad que el trabajador se encuentre correctamente educado, sub-educado o sobre-educado para el puesto laboral en que se desempeña. Se encuentra evidencia que la mayoría de los trabajadores se encuentran sub-educados, son mujeres, pertenecen a una etnia y trabajan en el sector terciario de la economía.

Abstract:

The paper entitled "Social Protection and the Effects on Child Labor in Bolivia" shows the relationship between social protection programs implemented in Bolivia since 2006 and Child Labor. The analysis focuses specifically on Conditional Cash Transfers, studying the Bono Juancito Pinto and the Bono Juana Azurduy in the period 2007 to 2019. Conducting an extensive literature review and using Household Surveys as the main source of data, the analysis is conducted for children and adolescents between 5 and 17 years old, and the Probit methodology is employed. The results show that Conditional Cash Transfers, especially the Bono Juancito Pinto, have a negative effect on the reduction of Child Labor.

1. Introducción

En los últimos años, Bolivia ha experimentado una continua expansión de la educación superior de sus habitantes; aumentando las tasas de educación universitaria y de escolaridad en general. Según datos de la CEUB¹, hubo un incremento del número de graduados universitarios alrededor de un 3 % desde 2015 a 2019, lo que implica un aumento de la oferta de mano de obra cualificada.

Diversos estudios han demostrado que un aumento del nivel educativo podría tener un impacto económico y social positivo en la productividad y competitividad de un país. Sin embargo, este impacto podría verse amenazado si la economía no tiene la capacidad de generar nuevos puestos de trabajo para aprovechar el capital humano cualificado, es decir si la oferta y demanda laboral cualificada no coinciden, entonces se genera el fenómeno conocido como desajuste educativo.

En ese sentido, para el caso de Bolivia, si bien mejoró el nivel de instrucción de la población; sus capacidades adquiridas y habilidades desarrolladas podrían ser desaprovechadas por la sociedad, al no garantizar un empleo de calidad acorde al grado de instrucción del trabajador. El desajuste educativo puede tener diversas consecuencias micro y macroeconómicas, siendo uno de los principales el uso ineficiente de recursos.

Como resultado lo anterior lleva a pensar que a mayores niveles de instrucción, también sube la tasa de desempleo. Rojas (2021) realizó un estudio sobre el desempleo juvenil en Bolivia, donde menciona que para la gestión 2019, los jóvenes con un grado de instrucción superior presentaron la mayor tasa de desempleo, situándose en alrededor del 17 %, y este indicador tuvo un mayor crecimiento entre 2014 y 2019 en comparación con los jóvenes que poseen menor grado de instrucción.

Por ello, para indagar se proponen las siguientes preguntas de investigación: ¿Existe algún desajuste educativo en el mercado laboral boliviano? y ¿qué factores determinan la probabilidad de la existencia del desajuste educativo?.

Para este propósito se utilizó la Encuesta Continua de Empleo para el área urbana de Bolivia, midiendo el desajuste educativo mediante un método estadístico y estimando los posibles factores determinantes a través de una especificación de elección discreta.

El documento de investigación comprende seis secciones. En la segunda sección, se define el desajuste educativo y se estudian sus diferentes métodos de

medición. La tercera sección, comprende la revisión de literatura existente sobre el desajuste educativo (sobre-educación y sub-educación) y la evidencia empírica. En la cuarta sección se describe la metodología utilizada, incluyendo la fuente de datos y los modelos de elección discreta. Los resultados de los modelos aplicados al mercado laboral boliviano son presentados en la quinta sección y finalmente, en la sexta sección se discuten las conclusiones de esta investigación.

2. Definición y Medición del Desajuste Educativo

El presente estudio se concentra en el análisis de uno de los factores que causa la desigualdad en el mercado laboral: el desajuste educativo. Éste fenómeno ha sido estudiado por diversas disciplinas; la economía del trabajo (Rumberger, 1981), la sociología de la educación (Golladay, 1976), entre otras.

2.1. Definición

La literatura económica define al desajuste educativo como la diferencia entre los niveles educativos de los trabajadores y los requerimientos educativos exigidos en sus respectivas ocupaciones o trabajos (Farné et al., 2017).

La anterior definición, está relacionada con tres términos que fueron utilizados para medir el desajuste educativo por los pioneros Freeman (1976), y Duncan y Hoffman (1981). En primer lugar, se encuentra la sobre-educación² donde un trabajador se considera sobreeducado cuando su nivel de escolaridad es superior al requerido por su puesto laboral (Hartog y Oosterbeek, 1988). Lo contrario, sucede con la subeducación donde un trabajador se considera subeducado cuando su nivel de escolaridad es inferior al requerido por su puesto laboral. Por último, el término ajuste educativo hace referencia a la coincidencia entre el nivel de escolaridad que posee el trabajador y el requerido para su puesto laboral.

Este fenómeno puede traer consigo efectos a nivel macroeconómico como microeconómico. En el primer caso, Blanco (1997) sostiene que si el desajuste educativo es permanente, entonces habría la posibilidad de que reduzca la eficiencia social de la inversión educativa. En relación al segundo caso, algunos autores aseveran que el desajuste puede repercutir en la productividad y el perfil de movilidad laboral de los trabajadores ((Verdugo y Verdugo, 1989); (Sicherman y Galor, 1990)).

2.2. Métodos de medición

Es necesario mencionar la existencia de dos aproximaciones metodológicas para la medición del desajuste educativo; un enfoque objetivo y otro subjetivo. A continuación, se describe cada uno.

Enfoque objetivo: Establece la medición del desajuste educativo en variables objetivas, como el nivel de educación alcanzado por un trabajador. Este enfoque considera dos métodos de medición:

- **Método normativo:** En un principio, supone una relación de correspondencia entre el nivel educativo y la ocupación. Esto es resultado de un examen realizado por expertos en temas laborales que establecen el nivel de educación requerida para un cierto grupo ocupacional. Entonces, se puede tomar en cuenta la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO) como también la Clasificación Internacional Uniforme de Educación (CINE) como referencia. En base a este criterio, si los trabajadores de un grupo ocupacional en específico poseen el nivel de educación asignado, se trata de una situación de ajuste educativo. Por otro lado, aquellos trabajadores que tienen un nivel más bajo (alto) de educación son considerados subeducados (sobreeducados). Entre las desventajas que presenta este método, se encuentran las pocas actualizaciones, además de no tomar en cuenta la diversidad de puestos laborales en cada categoría ocupacional y las diferentes situaciones de cada país.
- **Método estadístico:** Supone que el requerimiento educativo para cada ocupación puede ser inferido a partir de la distribución del nivel educativo de los trabajadores para cada categoría ocupacional. En ese sentido, se considera que un trabajador está sobreeducado (subeducado) cuando su nivel completo de escolaridad tiene más (menos) de una desviación estándar respecto a la media de años de educación del grupo de referencia (Verdugo y Verdugo, 1989). Por otro lado, otros autores (Kiker et al. , 1997) utilizan como referencia la moda. Una de las principales ventajas de este método es el requerimiento de poca información (proporcionada por los trabajadores encuestados) como lo señala Halaby (1994). A pesar de ello también tiene dos desventajas: el primer problema puede estar en su valor de referencia, ya que puede sesgar la proporción del desajuste en los datos. En segundo lugar, la desviación estándar no es elegida bajo un sustento conceptual como lo identifican Flisi, Goglio, Meroni, Rodrigues, y Vera-Toscano (2017).

En relación a sus ventajas operacionales, el método estadístico resulta menos costoso y más sencillo respecto al método normativo.

Enfoque subjetivo: Se fundamenta en la información que brinda cada trabajador. Este enfoque también identifica dos métodos de medición:

- Autoevaluación directa: Consiste en preguntar directamente al trabajador si considera que su nivel educativo coincide con lo que requiere su puesto laboral. Verhaest y Omeij (2006) utilizaron preguntas como ¿Usted considera que su nivel educativo es: demasiado alto, demasiado bajo o apropiado para su trabajo?
- Autoevaluación indirecta: Consiste en preguntar la opinión que tiene el trabajador sobre el nivel educativo que requiere su actual puesto laboral. Verhaest y Omeij (2006) también utilizaron este método con la siguiente pregunta: para conseguir su trabajo, ¿qué nivel educativo se requiere?

Estos métodos también presentan desventajas en su uso, ya que sólo se toma en cuenta la percepción del entrevistado sin tener en cuenta las características del puesto laboral, lo que puede generar errores de clasificación como lo menciona Chevalier (2003).

3. Revisión de literatura

3.1. Enfoques teóricos

3.1.1. Teoría del Capital Humano

Uno de los principales enfoques que explica la discrepancia entre el grado de instrucción y las disposiciones del puesto laboral, es la Teoría del Capital Humano (TCH), si bien el término “capital humano” fue acuñado por Schultz en 1960, la teoría fue desarrollada por Becker (1964). Esta teoría sugiere como hipótesis; que el mercado posee una asignación de recursos eficiente, y que podría lograr que el trabajador más educado obtuviera el puesto de trabajo más cualificado y, por tanto, mejor retribuido. De esa manera, surge la relación entre la inversión en capital humano, aumento de productividad y empleos bien remunerados. En otras palabras, la TCH afirma que la educación se convierte en el factor más importante porque explica el éxito de un individuo en el mercado laboral.

Sin embargo, la realidad demuestra que, en ocasiones, podría producirse un desajuste entre la oferta y demanda laboral, pero este comportamiento sería temporal debido a la información imperfecta entre las cualificaciones de los trabajadores y las necesidades de las empresas durante el proceso de búsqueda de empleo. En ese sentido, si la población activa presenta un mayor porcentaje de individuos con estudios superiores, esto beneficiaría al empresario ya que contrataría trabajadores más cualificados a un menor salario, pero al trabajador esto le implica una mayor competencia en el acceso a ciertos puestos laborales, lo que conlleva que revise la inversión en su educación.

La validez de la TCH es desafiada por distintas hipótesis que intentan explicar las causas y efectos de los fenómenos de la sobreeducación y subeducación. Entre ellas se encuentran: el modelo de competencia laboral (Thurow, 1975); movilidad laboral o career mobility (Sicherman y Galor, 1990); asignación (Sattinger, 1993) y emparejamiento o job matching (Jovanovic (1979); Pissarides (2000)).

3.1.2. Modelo de competencia laboral

También denominado modelo de la competencia por puestos de trabajo (MCPT), fue desarrollado por Thurow (1975) y sugiere al tipo de empleo como factor determinante de la productividad y el salario del individuo. En ese contexto, el nivel educativo es utilizado como instrumento por los empleadores, con el objetivo de localizar a los individuos que les suponga un menor coste de adiestramiento.

Además, Thurow argumenta que los trabajadores se encuentran en una competencia permanente por los puestos de trabajo en el mercado laboral, y señala que éste se encuentra constituido por dos colas. Por una parte, la posición relativa de un aspirante en la cola laboral depende de su grado de instrucción alcanzado y por otra, los trabajos son clasificados de acuerdo a la capacitación que éste requiera. Como consecuencia, los trabajadores tienen mayores incentivos para invertir en su educación porque los desplazaría hacia adelante en la cola de los puestos laborales de mejor calidad, pero serán pocos los que sean asignados ya que son escasos, y los demás trabajadores que tengan un alto grado de instrucción serán asignados a puestos laborales que exijan un menor grado de instrucción, generando un desajuste, por lo tanto, las empresas son responsables por la falta de coincidencia.

3.1.3. Teoría de la Movilidad Laboral

Sicherman y Galor (1990) proponen la teoría de la movilidad laboral (TML)

donde se considera que el desajuste educativo responde al objetivo de maximizar los ingresos de los individuos a lo largo de su trayectoria laboral, y que no se debe necesariamente a la ausencia de información perfecta del mercado laboral. En general, esta teoría se basa en la hipótesis de que existe transferencia de los conocimientos adquiridos en los diferentes empleos del individuo.

Cabe destacar que la TML también contempla la movilidad laboral interna (promoción dentro la empresa sujeta a la decisión del empleador) y externa (el trabajador cambia de empresa por decisión propia con el objetivo de maximizar sus ganancias), en tal sentido, este enfoque responsabiliza a los individuos del desajuste. Además, considera que existe un efecto positivo entre la antigüedad en el puesto laboral y movilidad, lo que lleva a inferir que estos factores se transfieren a otros empleos posteriores. Por consiguiente, un trabajador sobreeducado podría tener una mayor probabilidad de promocionar en la empresa donde trabaja o encontrar un mejor empleo en otra, pero este fenómeno es considerado transitorio ya que el trabajador por la movilidad podría dejar la sobreeducación.

3.1.4. Modelos de asignación

Otro enfoque que explica el desajuste educativo es la teoría de la asignación cuyo principal exponente es Sattinger (1993), postula que la asignación de los puestos laborales es influida tanto por las características de los trabajadores (nivel de educación adquirido) como de las características propias del empleo (nivel de educación requerido). Lo que da como resultado, la localización de un trabajador de un determinado sector laboral se base de acuerdo a las opciones que maximicen su utilidad y no se distribuyan al azar, esto contradice a la TCH y MCPT. Esta teoría argumenta que la sobreeducación es una consecuencia del desajuste entre la demanda y oferta laboral, y éste problema puede ser resuelto mediante el ajuste de individuos o empresas.

Por su lado, McGuinness (2006) sostiene que en este tipo de modelos, puede resultar coherente la presencia de sobreeducación porque tanto los salarios como las características individuales no están relacionados totalmente con la productividad como hace referencia la TCH. Asimismo, tampoco están relacionados totalmente las características del empleo con las tasas salariales, como lo menciona el MCPT.

3.1.5. Teoría del emparejamiento

Una extensión de la TCH es la teoría del emparejamiento (Pissarides, 2000), también conocida como “job mat- ching” (búsqueda y coincidencia). Considera

que el desajuste educativo se deriva de la existencia de información imperfecta en el mercado laboral, además de que este fenómeno puede ser temporal. Este enfoque, a diferencia de la TCH, toma en cuenta a las empresas en el proceso de búsqueda, siendo de ese modo, responsables del desajuste también. Así, los trabajadores emprenden la búsqueda de un empleo de calidad que sea adecuado a sus cualificaciones, lo que genera altos costos en términos de tiempo, y en condiciones de incertidumbre, esto puede explicar el desempleo. Por otro lado, los empleadores también buscan información sobre las características personales y profesionales de los aspirantes al puesto laboral - generalmente - mediante el currículum (hoja de vida) pero este indicador no es del todo fiable, lo que puede producir desajustes que causen la existencia de movilidad laboral.

Bajo esta teoría, la movilidad laboral puede resultar beneficiosa porque posibilita que se corrija el desajuste en las primeras etapas de la carrera profesional del individuo. En relación con eso, Jovanovic (1979) sostiene que cuando el ajuste (coincidencia entre el nivel de escolaridad que posee el trabajador y el requerido para su puesto laboral) sea mejor, entonces habrá una menor movilidad laboral lo que lleva a mejorar la productividad de los trabajadores. De esa manera, este autor concluye que un indicador de calidad del ajuste educativo es la existencia de largos periodos de permanencia en el puesto laboral por parte de los trabajadores.

3.2. Estudios previos

El estudio del desajuste educativo se remonta por primera vez en la década de los setenta. Freeman (1976) fue el pionero en estudiar este tema e introducir el término de sobre-educación en la literatura económica (*Overeducation*, en inglés), a través de su obra fundamental *The Overeducated American*, donde analiza el descenso de las tasas de retorno de los individuos que poseen más educación en Estados Unidos. Además, sostiene que este fenómeno puede entenderse como un desajuste entre la oferta y demanda de educación. Por su parte, Duncan y Hoffman (1981) también se constituye en uno de los pioneros en indagar sobre este fenómeno, encontrando alrededor del 40 % de sobre-educación en Estados Unidos.

La mayoría de la literatura existente sobre el desajuste educativo está orientada a dos perspectivas de análisis como hace referencia el estudio de Farné et al. (2017). Por una parte, la primera perspectiva hace referencia a la existencia de trabajos que se enfocan en la estimación del desajuste y sus causas diferenciando por grupos poblacionales o coyunturas económicas en particular. Por otra parte, la segunda perspectiva hace referencia a los trabajos que estiman los efectos que

este fenómeno puede originar en el trabajador (salario, movilidad laboral, bienestar, etc.) o en las variables económicas (asignación de recursos, productividad laboral, entre otras).

Iniciando por la primera perspectiva, entre las causas o posibles factores determinantes del desajuste educativo se puede mencionar a las características personales de los trabajadores (género, edad, experiencia laboral, composición familiar, entre otros) como también relativas a su puesto laboral (tipo de contrato o jornada). Varios autores utilizaron estas variables en sus estimaciones.

Un tema frecuente en la estimación del desajuste educativo es el género. Frank (1978) sostiene que, si los hombres son los principales generadores de ingresos de un hogar, las mujeres podrían tener menos posibilidades de ingresar al mercado laboral, entonces, según este autor es posible encontrar mayor desajuste en las mujeres que los hombres. En cierto sentido, McGuinness y Sloane (2011) respaldan esta hipótesis, ya que menciona la presencia de sobre-educación en las mujeres, a causa de la aceptación de trabajos menos exigentes para destinar tiempo a la convivencia familiar. A partir de esas contribuciones, otros estudios (Leuven y Oosterbeek, 2011); (Castillo, 2007); (Quinn y Rubb, 2006)) coinciden que los trabajadores jóvenes, mujeres, inmigrantes y las personas que no estén casadas tienen más probabilidades de ser sobreeducados. De esa manera, es razonable incluir otras variables que estén relacionadas con su entorno familiar, como estado civil y/o el número de hijos. Bajo esta lógica, Quintini (2011) estimó modelos con la presencia de interacciones entre género y estado civil, sus resultados arrojaron que el género no es un factor importante en la sobreeducación, pero la tenencia de hijos pequeños aumenta la probabilidad de que el trabajador sea subeducado.

Sin embargo, hay otros estudios como Hartog (2000) y J. J. Mora (2008) (estudio para Colombia) que consideran el hecho de ser mujer como un factor determinante para que aumente la probabilidad de estar subeducado. Por otro lado, el hecho de utilizar el método estadístico (media más desviación estándar) para la medición del desajuste educativo como lo hizo Battu, Belfield, y Sloane (2000) y otros estudios empíricos, permite llegar a la conclusión que podría arrojar cifras más bajas de sobreeducación entre las mujeres.

En términos de edad y experiencia laboral, se podría tomar en cuenta la teoría de la movilidad laboral propuesta por Sicherman y Galor (1990), ya que asume que los trabajadores estarán dispuestos a trabajar temporalmente en algún puesto laboral -para el que se encuentran sobreeducados- si es que adquieren habilidades y conocimientos que puedan ser utilizados posteriormente en otro puesto laboral

de mayor nivel. La evidencia empírica ha probado que los trabajadores jóvenes y con menos experiencia tienen una mayor probabilidad de estar sobreeducados, y siguiendo esta teoría, el desajuste reduciría a través del tiempo. De esa manera, para el caso español Blázquez y Alba-Ramírez (2004) llegaron a la conclusión que la sobre-educación es temporal.

Otros de los factores determinantes del desajuste educativo que han sido tratados a lo largo de la literatura, son el origen geográfico y lugar de residencia del individuo, debido a la heterogeneidad que presentan los sistemas educativos de cada país. Diversos estudios empíricos concuerdan que los trabajadores de origen extranjero tienen más probabilidades de estar sobre-educados, lo cual indica una discriminación laboral o falta de capital humano directamente transferible (Martin, 2014).

Siguiendo la segunda perspectiva de análisis, el desajuste educativo tiene diferentes consecuencias. Por un lado, puede afectar al bienestar del trabajador. En el estudio de Ortiz (2010) se concluye que los trabajadores que se encuentran sobre-educados podrían experimentar insatisfacción laboral en sus puestos laborales, y este hecho podría reducir su productividad, y por ende, afectar a la producción agregada de la empresa. Autores como Flisi et al. (2017) también concuerdan con ello, a pesar que asocian al desajuste educativo con la falta de habilidades del individuo en su estimación a nivel individual para 17 países europeos.

McGowan y Andrews (2015) mencionan otras dos implicaciones. Para empezar, el hecho que un trabajador esté sobre-educado podría traer efectos positivos a la empresa a corto plazo, ya que se evita incurrir en costos de capacitación para que el trabajador se desarrolle satisfactoriamente en su puesto laboral. Empero, si el trabajador está sub-educado necesariamente la empresa deberá incurrir en estos costos que permitan al trabajador obtener las capacidades y conocimientos necesarios para desenvolverse óptimamente en su puesto laboral. También concluyen que este fenómeno trae consigo una asignación ineficiente de los recursos, lo que podría restringir el aumento de la productividad de la empresa. Desde ese punto de vista, para el caso de los países en desarrollo, los individuos que presentan más inconvenientes por ser vulnerables a poseer un mayor desajuste educativo son los trabajadores por cuenta propia y familiares (Farné et al. , 2017).

A nivel latinoamericano, existen diversos estudios que analizaron este fenómeno para cada país desde diferentes métodos de estimación. En el caso argentino, Waisgrais (2005) señala que a medida que aumenta (reduce) el nivel educativo de los individuos, se incrementan (disminuyen) las probabilidades de estar sobre-

educados en el mercado laboral. Para Colombia, J. Mora (2005) estimó mediante un modelo probit y logit multinomial el desajuste educativo y concluye que se trata de un fenómeno permanente en el mercado laboral de la ciudad de Cali. En cambio, Castillo (2007), a través del método estadístico y un modelo logit, sus resultados señalan que para los trabajadores que poseen altos niveles educativos, la sobre-educación es un fenómeno temporal, caso contrario, para los trabajadores que tienen bajo nivel educativo, se trata de un fenómeno permanente. Un método diferente, fue utilizado por Ramirez (2019), que aborda la incidencia de la sobre-educación en el mercado laboral chileno, indicando la existencia de un 37 % de trabajadores con estudios superiores que son considerados sobre-educados, además encuentra evidencia que perciben un menor sueldo a través de la evaluación de impacto.

Un estudio con características similares al realizado en el presente documento, fue publicado por Valenzuela Sanchez, Alonso Bajo, y Moreno (2018), que examina el nivel y los efectos del desajuste educativo en el mercado laboral mexicano a través de una encuesta de hogares, mediante el método estadístico y sus posibles factores determinantes mediante un modelo logit multinomial. Además, estima la ecuación salarial de Duncan y Hoffman (1981) para obtener los retornos a la educación requerida. Los resultados reflejan que la educación excedente o subutilizada se recompensa a una tasa baja en comparación con la educación requerida.

En Bolivia, no se encontró un estudio específico sobre el análisis del desajuste educativo. No obstante, Handel, Valerio, y Sanchez Puerta (2016) realizaron un estudio para 12 países -entre ellos Bolivia- para el periodo 2012- 2013 utilizando la Encuesta de las Habilidades hacia el empleo y la productividad (STEP, por sus siglas en inglés) para personas en edad de trabajar (de 15 a 64 años) que principalmente residen en el área urbana. Estos autores encontraron que 42 % de los individuos graduados de la educación terciaria tienen trabajos que requieren menor o igual a educación secundaria, entonces se trataría de un caso de sobre-educación. De igual manera, sucede con los trabajadores que tienen educación secundaria, representando más de la mitad de la población analizada.

Toda la revisión de literatura y evidencia empírica relacionada al desajuste educativo muestra la importancia de su estudio, dado que representa un costo real para la sociedad en general.

4. Estrategia Metodológica

4.1. Fuente de datos

Con el interés de estudiar el comportamiento del mercado laboral boliviano, se utilizó la Encuesta Continua de Empleo (ECE)³, realizada por el Instituto Nacional de Estadística. Esta encuesta tiene el objetivo de mostrar indicadores de empleo con una periodicidad mensual y trimestral. Además, la ECE cuenta con una muestra de panel de hogares a nivel departamental (áreas metropolitanas de los departamentos del eje central y del resto de las capitales departamentales), mientras que cuenta con una encuesta de corte transversal en el área rural.

El presente documento utilizó información del primer trimestre para 2016 y 2019, con el objetivo de observar el cambio que podría existir en el comportamiento dinámico del desajuste educativo en el mercado laboral boliviano. Además, se limitó la muestra a personas ocupadas en edad de trabajar (14 a 65 años de edad) que hubieran finalizado sus estudios (en cada nivel de escolaridad) y residan en el área urbana, esto para evitar algún sesgo producido por la inconsistencia de ciertos grupos.

Para la estimación del desajuste educativo, se puede hacer uso del enfoque objetivo y sus método estadístico ya mencionado anteriormente. Para ello, el *cuadro 1* presenta la información sobre la escolaridad requerida por grupo ocupacional.

Cuadro 1
Escolaridad requerida por grupo ocupacional

Grupo Ocupacional	Método estadístico	
	Media	Desv. Est.
Directivos de la Administración Pública	14.31	4.16
Profesionales científicos e intelectuales	16.93	1.08
Técnicos de Nivel Medio	14.30	2.97
Empleados de oficina	14.01	2.87
Trabajadores de los servicios y vendedores	9.85	4.72
Trabajadores agrícolas, pecuarios, forestales y pesqueros	7.44	4.68
Trabajadores de la construcción, industria manufacturera y otros oficios	9.56	4.22
Operadores de instalaciones, maquinarias y ensambladores	9.92	4.03
Trabajadores no calificados	8.58	4.32

Fuente: Elaboración propia, 2021

En el *cuadro 1* se observa, el método estadístico con las medidas de tendencia central de interés para medir el desajuste educativo por grupo ocupacional a un nivel de dos dígitos⁴ mediante el siguiente esquema:

$$E_{ij} \begin{cases} < (\bar{x}_j - \sigma_j) & \text{sub - educado} \\ > (\bar{x}_j - \sigma_j) \text{ y } < (\bar{x}_j + \sigma_j) & \text{correctamente educado} \\ > (\bar{x}_j + \sigma_j) & \text{sobre - educado} \end{cases} \quad (1)$$

donde E_{ij} representa los años de educación del trabajador i y del grupo ocupacional j ; \bar{x}_j son los años promedio de educación del grupo ocupacional j ; y finalmente, σ_j es la desviación estándar del grupo ocupacional j (medido en años de educación).

4.2. Modelo para estimar los determinantes del desajuste educativo

Los factores que determinan el desajuste educativo en los trabajadores pueden ser estimados mediante un modelo de elección discreta que tome en cuenta como variable dependiente al desajuste educativo que fue estimado a través del método estadístico.

En ese sentido, podría ser utilizado para modelizar la relación existente entre una variable dicotómica dependiente observada y las variables independientes, asumiendo la existencia de una variable latente continua subyacente (Escobar Mercado et al., 2021). Formalmente, la relación entre la variable latente y las variables independientes es la siguiente:

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i = x_i \beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

donde y_i es la variable dicotómica dependiente que tiene el valor de 1 cuando la persona tiene algún tipo de desajuste educativo, y 0 en caso contrario, β_0 es la constante, β son los coeficientes (aporte marginal) de cada variable x (características personales y laborales del trabajador), y ε_i es el error aleatorio. Ahora, la relación entre la variable dependiente de interés (dicotómica) con la variable latente viene a ser:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } x_i \beta + \varepsilon_i > 0 \\ 0 & \text{si } x_i \beta + \varepsilon_i \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

Para obtener la probabilidad de ocurrencia de la variable dependiente dicotómica se debe tener en cuenta la distribución del error ε de la variable latente (Escobar Mercado et al. , 2021). En este caso, ε se distribuye de manera logística⁵. Por lo tanto, se hará uso de un modelo logit, que tiene como probabilidad de que la variable dicotómica tome el valor de 1 a:

$$\Pr(y_i|x_i) = \frac{e^{x_i\beta}}{1 + e^{x_i\beta}} \quad (4)$$

Por otro lado, para obtener los posibles determinantes del desajuste educativo para cada tipo (sobre-educación o sub-educación) que presentan los trabajadores, se puede hacer uso de un modelo logit multinomial⁶, ya que este tipo de modelo puede tomar más de dos valores que no pueden ser ordenados. Entonces, la relación existente entre la variable dependiente y las variables independientes puede ser representado como:

$$\Pr(y_i = j) = \beta_0 + \beta_1 \text{género} + \beta_2 \text{género} + \beta_3 \text{experiencia}_i^2 + \beta_4 x_i + \varepsilon_i; \quad j = 1, 2, 3 \quad (5)$$

donde x_i es el vector de variables de control que incluyen otras características personales y laborales de los trabajadores. Ahora, para estimar la probabilidad de ocurrencia de la variable dependiente se tiene la siguiente ecuación:

$$\Pr(y_i = j) = \frac{e_j^\beta x_i}{\sum_{k=1}^3 e_k^\beta x_i} \quad (6)$$

donde:

$$j = \begin{cases} 1 & \text{sub - educado (U)} \\ 2 & \text{correctamente educado (R)} \\ 3 & \text{sobre - educado (O)} \end{cases} \quad (7)$$

Con la aplicación de este modelo, se realiza una comparación de los tres estados de la variable dependiente que representa al desajuste educativo.

5. Discusión de resultados

En esta sección, se presentan los resultados de la estimación del desajuste educativo utilizando el método estadístico. Además, se estimaron modelos de elección discreta binaria y multinomial para determinar los posibles factores que inciden en el desajuste educativo.

5.1. Medición del desajuste educativo

Se utiliza el método estadístico para la medición del desajuste educativo y su comparación entre el primer trimestre de 2016 y 2019. En el cuadro 2 se observan los resultados, en general, para el primer periodo se encontró un 31.9 % de desajuste educativo en los trabajadores bolivianos, pero este dato redujo un 0.2 % para el segundo periodo. Por tipo de desajuste, el porcentaje de los trabajadores sub-educados alcanzó un 14.1 % en el primer periodo y redujo mínimamente para el segundo periodo. Sucede lo contrario, para los trabajadores sobre-educados, el porcentaje alcanzó un 17.8 % en el primer periodo y aumentó ligeramente en el segundo periodo de análisis.

Sin embargo, los resultados anteriores varían si se analiza por separado cada grupo ocupacional. El mayor porcentaje de trabajadores sobre-educados se encuentra en los empleados de oficina para ambos periodos analizados y en el caso de los trabajadores sub-educados, para el primer periodo fueron los que se desempeñan como operadores de instalaciones, maquinarias y ensambladores, y para el segundo periodo fueron los trabajadores de servicios y vendedores. Por otro lado, el grupo ocupacional que presenta mayor ajuste educativo (educación adecuada a la requerida por su puesto laboral) en el primer periodo son los directivos de la administración pública y los profesionales científicos e intelectuales para el segundo periodo.

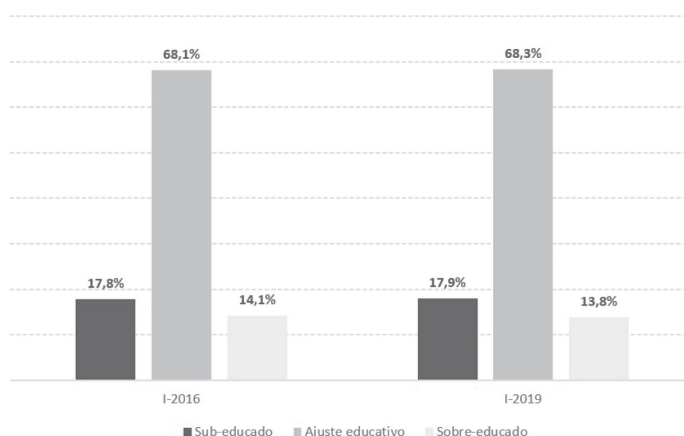
Cuadro 2
Desajuste educativo según método estadístico (en porcentaje)

Grupo Ocupacional	Sub-educado		Bien asignado		Sobre-educado	
	I-2016	I-2019	I-2016	I-2019	I-2016	I-2019
Directivos de la Administración Pública	12.3	10.7	87.7	89.3		
Profesionales científicos e intelectuales	11.5	6.9	76.4	93.1	12.1	
Técnicos de Nivel Medio	10.8	8.5	87.5	86.6	1.6	4.9
Empleados de oficina	10.7	11.5	62.1	60.5	27.3	28.0
Trabajadores de los servicios y vendedores	17.6	21.7	66.7	60.9	15.8	17.4
Trabajadores agrícolas, pecuarios, forestales y pesqueros	14.4	19.9	61.0	61.5	24.6	18.5
Trabajadores de la construcción, industria manufacturera y otros oficios	22.6	20.5	61.9	61.9	15.5	17.7
Operadores de instalaciones, maquinarias y ensambladores	23.0	21.2	64.0	66.8	13.0	12.0
Trabajadores no calificados	19.4	17.9	68.1	68.3	14.1	13.8
Total de desajuste	17.8	17.9	68.1	68.3	14.1	13.8
Población	502,161	608,813	1,923,475	2,320,045	369,959	469,665

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Se aclara que, debido al uso del método estadístico para la medición del desajuste educativo, se presentó un hecho curioso para los dos primeros grupos ocupacionales. Los directivos de la administración pública para ambos periodos y los profesionales científicos e intelectuales para el segundo periodo, no son considerados sobre-educados ya que el promedio de sus años de escolaridad no sobrepasa el límite superior (media más desviación estándar) impuesto por el método estadístico.

En el *cuadro 3* se analiza el desajuste educativo por diferentes filtros. Por género, este fenómeno afecta en mayor cuantía a las mujeres respecto a los hombres, pero existe un mayor porcentaje de hombres sobre-educados en ambos periodos analizados, y caso contrario, existen más mujeres que no tienen los suficientes años de escolaridad que requieren sus puestos laborales. Por grupos de edad, los trabajadores que tienen entre 46 y 65 años presentan mayor desajuste en ambos trimestres, donde la sub-educación presenta una mayor incidencia especialmente en el segundo periodo. Por otro lado, la sobre-educación es pronunciada en los trabajadores que tienen entre 26 y 45 años.

Figura 1. Tipo de Desajuste Educativo (En porcentaje)

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Además, se observa el desajuste educativo de los trabajadores según su nivel de escolaridad alcanzado. Los trabajadores con postgrado presentan un mayor porcentaje de sobre-educación en el mercado laboral tal como lo señalaba Handel et al. (2016) en un estudio similar para Bolivia para el periodo 2012-2013 sólo que utilizó otro tipo de encuesta como base de datos. Este efecto podría deberse a la falta de oportunidades laborales en sectores que necesitan trabajadores con una alta formación educativa como lo señala Rubb y Quinn (2003). Los trabajadores sin nivel de instrucción son considerados netamente sub-educados debido a la medición por el método estadístico, ya que la mayoría de estos individuos no poseen una educación formal o al menos tienen menos años de educación que el límite inferior (media menos desviación estándar). Así también, no existe niveles de sobre-educación en los trabajadores con un nivel de educación primario ya que la mayoría de estos trabajadores pueden pertenecer al grupo ocupacional de los trabajadores no calificados.

Cuadro 3
Tipo de desajuste educativo (en porcentaje)

Grupo Ocupacional		Sub-educado		Bien asignado		Sobre-educado	
		I-2016	I-2019	I-2016	I-2019	I-2016	I-2019
Género	Mujer	19.8	21.0	67.8	66.2	12.4	12.7
	Hombre	16.3	15.4	68.4	69.9	15.2	14.7
Grupos de edad (años)	14-25	7.7	4.8	78.6	83.0	13.7	12.2
	26-45	17.0	15.0	67.3	67.8	15.7	17.1
	26-65	26.3	33.8	62.5	62.5	11.2	8.9
Nivel de instrucción	Sin Instrucción	100	100	0.0	0.0	0.0	0.0
	Primaria	66.4	79.0	33.6	21.0	0.0	0.0
	Secundaria	3.1	2.5	95.2	97.5	1.7	0.0
	Técnica	5.1	3.7	46.8	45.8	48.1	50.5
	Universitaria	2.4	1.8	63.7	65.4	33.9	32.8
	Postgrado	0.0	0.0	10.4	19.5	89.6	80.5

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

5.2. Determinantes del desajuste educativo

Se estimaron modelos de elección discreta -binario y multinomial- que tomaron en cuenta como variable dependiente al desajuste educativo (calculado mediante el método estadístico) con el objetivo de estimar los posibles factores relacionados al mismo, independientes al nivel de escolaridad. De esa manera, la primera especificación es una regresión logística binaria de la probabilidad de que el trabajador se encuentre en desajuste educativo o cuente con la educación requerida. La segunda especificación se trata de una regresión logística multinomial de la probabilidad de que el trabajador se encuentre sobre-educado o sub-educado respecto a tener la educación requerida por su puesto laboral, el cual se constituye como categoría de referencia en esta estimación. A continuación, se muestran los resultados de ambas estimaciones.

5.2.1. Modelo logit binario

El *cuadro 4* contempla los resultados de la regresión logística binaria estimada, utilizada con el propósito de identificar los posibles factores que determinan el fenómeno del desajuste educativo en los trabajadores bolivianos independiente al nivel de escolaridad o instrucción, con variable dependiente dicotómica (1: tiene desajuste educativo; 0: tiene ajuste educativo). En esta primera estimación se optó por utilizar como variables independientes a las características personales (género, etnicidad y edad) y laborales (experiencia, experiencia al cuadrado y la rama de actividad económica) del trabajador.

Antes de dar a conocer los resultados de la estimación, se debe verificar la robustez del modelo. Para ambos trimestres analizados, la prueba estadística de significación del modelo basado en chi 2 con un nivel de confianza del 95 %, el modelo estimado es significativo, es decir, la relación entre los coeficientes y la probabilidad de tener des- ajuste educativo es estadísticamente significativa. Por otro lado, el porcentaje de casos correctamente clasificados dentro de los modelos propuestos alcanzaron alrededor de 71 % y 73 %, para ambos trimestres respectivamente.

Cuando se utiliza un modelo logit binario, no se pueden interpretar directamente los coeficientes, por lo cual, se estiman sus efectos marginales. De esa manera, para las variables discretas se utilizó su derivada y para las variables continuas su elasticidad.

Cuadro 4
Estimación modelo logit sobre la probabilidad de tener desajuste educativo

Variables		Característica evaluada	I-2016			I-2019			Característica base
			Efecto	Error	P(z)	Efecto	Error	P(z)	
Características personales	Género Etnicidad Edad	Mujer	-0.002	0.006	0.732	0.028	0.006	0.000	Hombre No 14-25
		Si	0.041	0.006	0.000	0.043	0.006	0.000	
		26-45	0.076	0.012	0.000	0.164	0.011	0.000	
		46-65	-0.135	0.014	0.000	-0.069	0.013	0.000	
Características laborales	Experiencia Rama	Continua	-0.296	0.000	0.000	-0.860	0.000	0.000	Continua
		Al cuadrado	0.568	0.000	0.000	0.889	0.000	0.000	Primaria
		Secundaria	0.021	0.013	0.103	0.041	0.013	0.002	
		Terciaria	-0.014	0.012	0.259	0.001	0.012	0.934	
N LR chi2 Prob>chi2 Pseudo R2 Casos correctamente clasificados					19871		20071		
					1604.87				2849.27
					0.00000				0.0000
					0.0642				0.1838
						71.05%		73.76%	

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

En temas de género, para el segundo periodo si el trabajador es mujer aumenta su probabilidad de tener algún tipo de desajuste educativo respecto a su puesto laboral. El hecho de que pertenezca a una etnia también aumenta esa probabilidad en ambos trimestres. Un tema controversial es la edad, en este caso, si los trabajadores tienen entre 26 y 45 años -en comparación de tener entre 14 y 25 años- tienen mayor probabilidad de tener algún tipo de desajuste, sucede lo contrario con los trabajadores que tienen entre 46 y 65 años. Según las características laborales, a mayor experiencia disminuyen las probabilidades que el trabajador tenga desajuste educativo. Finalmente, si el trabajador se encuentra empleado en el sector terciario de la economía tiene mayor probabilidad de tener

algún tipo de desajuste en el segundo periodo de análisis.

Asimismo, para una exploración visual los efectos marginales pueden ser interpretados mediante gráficos, que se muestran en las Figuras 2 y 3 (anexos).

Además, se realizaron otras estimaciones de varias regresiones logísticas binarias por grupo de edad y trimestre. Los resultados se observan en el cuadro 5, se utilizó la misma variable dependiente dicotómica y se agregó el estado civil del trabajador como una de las variables independientes.

Cuadro 5
Estimación modelo logit sobre la probabilidad de tener desajuste educativo por grupo de edad

Variables		Característica evaluada	I-2016									I-2019									Característica base
			Grupos de edad									Grupos de edad									
			14-25			26-45			46-65			14-25			26-45			46-65			
			Efecto	Error	P(z)	Efecto	Error	P(z)	Efecto	Error	P(z)	Efecto	Error	P(z)	Efecto	Error	P(z)	Efecto	Error	P(z)	
Características personales	Género Etnicidad Estado civil	Mujer Sí Casada/o	-0.021 0.004 -0.013	0.013 0.012 0.015	0.11 0.73 0.38	-0.016 0.044 -0.003	0.009 0.009 0.011	0.09 0.00 0.81	0.013 0.057 -0.029	0.014 0.014 0.025	0.37 0.00 0.26	-0.012 -0.008 -0.001	0.012 0.011 0.015	0.31 0.44 0.92	0.008 0.036 -0.026	0.009 0.009 0.011	0.42 0.00 0.02	0.083 0.086 0.003	0.013 0.013 0.021	0.00 0.00 0.88	Hombre No Soltera/o
Características laborales	Experiencia Rama	Continua Al cuadrado Secundaria Terciaria	-0.870 0.517 -0.101 -0.081	0.088 0.039 0.028 0.027	0.00 0.00 0.00 0.00	-2.329 1.483 -0.004 -0.044	0.139 0.069 0.020 0.018	0.00 0.00 0.83 0.01	-7.253 4.319 0.162 0.084	0.836 0.404 0.023 0.021	0.00 0.00 0.00 0.00	-0.622 0.367 -0.013 -0.004	0.089 0.041 0.024 0.023	0.00 0.00 0.58 0.87	-3.323 1.941 -0.005 -0.046	0.149 0.073 0.021 0.020	0.00 0.00 0.79 0.02	-5.921 3.907 0.149 0.059	0.823 0.395 0.025 0.022	0.00 0.00 0.00 0.00	Continua Primaria
N LRchi2(7) Prob=chi2 Pseudo R2 Casos correctamente clasificados					3977 226.54 0.0000 0.0558 80.64%			9811 895.08 0.0000 0.0719 70.62%			4421 540.32 0.0000 0.0971 76.79%			4414 86.48 0.0000 0.0213 83.26%			9531 1173.43 0.0000 0.0971 72.16%			4545 1069.52 0.0000 0.1721 71.53%	

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Cada regresión estimada presenta una buena robustez, así se puede observar que la relación entre los coeficientes y la probabilidad de tener desajuste educativo es estadísticamente significativa mediante la prueba χ^2 al 95 % de nivel de confianza. Además, las regresiones tienen más del 70 % de casos correctamente clasificados.

Analizando por grupos de edad, si un trabajador tiene entre 14 y 25 años, en general, reduce su probabilidad de tener algún tipo de desajuste educativo si tiene experiencia y si trabaja en la rama terciaria de la economía. En caso que el trabajador tenga entre 26 y 45 años, durante el primer periodo de análisis reduce su probabilidad de padecer desajuste educativo si es mujer y trabaja en el sector terciario. En el segundo periodo, tiene similar comportamiento solo que estar casado y tener mayor experiencia también reduce su probabilidad. Lo contrario sucede con los trabajadores que tienen entre 46 y 65 años, si se consideran parte de una etnia y trabajan en el sector secundario o terciario aumentan sus probabilidades de padecer este fenómeno en el primer periodo y en algunos casos, aumentan ligeramente las probabilidades para el segundo periodo considerando si se trata de una mujer.

5.2.2. Modelo logit multinomial

Una vez hecha la regresión logística binaria para encontrar qué factores determinan el desajuste educativo en general, en el cuadro 6 se muestran los resultados de la estimación de la regresión logística multinomial, con el objetivo de encontrar los posibles factores determinantes del desajuste educativo por tipo. Se contrasta la probabilidad de que un trabajador pueda ser sobre-educado o sub-educado respecto a tener la educación requerida que exige su puesto laboral (categoría de referencia). Para cada trimestre, se estimaron dos regresiones, incluyendo a las características personales (género, etnicidad, parentesco) y laborales (experiencia, experiencia al cuadrado, tamaño de la empresa y la rama de actividad económica) del trabajador.

Cuadro 6
Regresión Logística Multinomial

Variables		Característica evaluada	I-2016						I-2019						Característica base
			Sub-educado			Sobre-educado			Sub-educado			Sobre-educado			
			Coef.	rr	Sig.	Coef.	rr	Sig.	Coef.	rr	Sig.	Coef.	rr	Sig.	
Características personales	Género Etnicidad Estado civil	Mujer Sí Casada/o	0.15 0.40 0.09	1.16 1.49 1.09	-0.09 0.001 -0.17	0.91 1.00 0.84	0.23 0.50 0.34	1.26 1.64 1.41	0.06 0.03 0.22	1.06 1.03 0.80	Hombre No Sí
Características laborales	Experiencia	Continua Al cuadrado	0.08 -0.00	1.09 0.99	-0.009 -0.00	0.99 0.99	0.10 -0.00	1.10 0.99	0.007 -0.00	1.01 0.99	Continua Al cuadrado
	Rama	Pequeña	-0.21	0.81	.	-0.32	0.73	...	-0.37	0.69	..	-0.40	0.67
		Mediana	-0.50	0.60	...	-0.06	0.94	...	-0.96	0.38	...	-0.37	0.69	...	Microempresa
		Grande	-0.47	0.62	...	0.14	1.15	...	-0.91	0.40	...	-0.13	0.87
		Secundaria	0.69	1.99	...	-0.73	0.48	...	0.37	1.45	...	-0.01	0.99
	Terciaria	0.22	1.25	..	-0.56	0.57	...	0.08	1.08	...	-0.08	0.92	...	Primaria	
N LRchi2(7) Prob=chi2 Pseudo R2 Casos correctamente clasificados								19359 -14446.969 -3975.08 0.0000 0.1209						19593 -13679.279 6161.73 0.0000 0.1838	

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Antes de realizar la interpretación de los resultados, se deben tomar en cuenta algunos aspectos de la robustez de los modelos estimados. Respecto al ajuste global, pueden ser considerados modelos aceptables ya que el valor del estadístico chi 2 es significativo lo que indica que al menos uno de los coeficientes de la regresión no es igual a cero. Además, se cumple el supuesto de independencia de alternativas irrelevantes (IIA)7, ver anexos para mayores detalles.

Una vez verificados los aspectos estadísticos de los modelos, se procede a interpretar los resultados para cada variable independiente permaneciendo constantes las demás. En primer lugar, las características personales de cada trabajador pueden influir en su probabilidad de tener algún tipo de desajuste educativo. Así, en temas de género los niveles de sub-educación son más pronunciados entre las mujeres que entre los hombres en ambos trimestres, para el caso de la sobre-educación no puede ser interpretado ya que sus coeficientes no son estadísticamente significativos. Esta conclusión, concuerda con la hipótesis planteada por J. J. Mora (2008) para el caso colombiano, donde menciona que las mujeres tienen mayores probabilidades de encontrarse sub-educadas en el mercado laboral. El caso de la etnicidad, indica que si el trabajador pertenece a una etnia tiene mayor probabilidad de estar sub-educado respecto a los que no pertenecen a una etnia, este comportamiento es similar para ambos trimestres. Al igual que en el caso de género, los coeficientes de la regresión de sobre-educación no pueden ser interpretado debido a su nula significatividad estadística.

En segundo lugar, entre las características laborales de interés se encuentra la experiencia. Los resultados indican que si el trabajador aumenta su experiencia laboral se esperaría que se encuentre sub-educado respecto a tener la educación correcta para su puesto laboral. Este resultado puede ser inverso a lo encontrado con el modelo binario pero cabe recalcar que para la primera regresión se trató al desajuste educativo en general y no por cada tipo. El tamaño de empresa también puede ser un factor determinante del desajuste educativo, los resultados arrojan que en empresas pequeñas, se reduce la probabilidad de que el trabajador esté sobre-educado y en una empresa mediana disminuye en menor cuantía para el I-2019. Lo que podría implicar que las empresas de mayor tamaño o recursos asignan mejor a sus trabajadores según su nivel educativo, representando una mayor eficiencia (J. J. Mora, 2008). Finalmente, la probabilidad de que los trabajadores del sector terciario estén sobre-educados respecto a los que se emplearon en el sector primario es mayor que para los trabajadores que se emplearon en el sector secundario durante I-2016.

En general, para interpretar la regresión logística multinomial estimada en términos de razones de riesgo relativo⁸ (rrr), se pueden observar los gráficos en las figuras 6 y 7 (anexos) donde se aprecia de manera visual a cada una de las categorías de la variable dependiente (desajuste educativo) que son representadas por la primera letra de su etiqueta, mientras que la categoría de referencia (educación requerida) ocupa el valor de 1 para realizar la comparación. Su distancia⁹ refleja el impacto de cada variable independiente (género, experiencia, entre otros) sobre la probabilidad de tipo de desajuste educativo. De esa forma, para el I-2016, existe mayor probabilidad de que los trabajadores que son mujeres, pertenecen a una etnia y al sector secundario de las actividades económicas estén sub-educados, mientras que el I-2019 tiene similares odds-ratio sólo que agrega que el trabajador es jefe de hogar.

6. Comentarios finales

Este documento se centra en identificar la existencia de un desajuste educativo en el mercado laboral boliviano para el primer trimestre de 2016 y 2019. Con ese propósito, a partir de la revisión del enfoque objetivo que ha sido utilizado normalmente por varios autores para la medición del desajuste educativo, se optó por utilizar el método estadístico porque resulta ser apropiado, pues presenta la ventaja de la disponibilidad de datos de la información educativa y laboral de los trabajadores a través de la Encuesta Continua de Empleo realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE)¹⁰. Se enfatiza que este método, por tratarse de un cálculo obtenido mediante estadísticos de tendencia central -la media y desviación estándar-, puede presentar posibles errores de medición. Asimismo, a la falta de criterios de clasificación ocupacional y educacional que sean oficiales y confiables para el caso boliviano, no puede aplicarse el método normativo por el momento, pero puede realizarse ese ejercicio para futuras investigaciones.

Por otro lado, para determinar los posibles factores que causan el desajuste educativo en los trabajadores bolivianos se estimaron modelos de elección discreta, tanto binaria como multinomial, teniendo como variable dependiente al desajuste educativo en general y por tipo, y como variables independientes a diferentes características personales y laborales del trabajador independientes al nivel de escolaridad.

En general, se encontró la existencia de alrededor del 31 % de desajuste educativo en los trabajadores bolivianos del área urbana para ambos trimestres analizados, teniendo la sub-educación mayor incidencia en el desajuste respecto a la sobre-educación. Asimismo, los trabajadores que tienen entre 26 y 45 años tienen

mayor probabilidad de estar sobre-educados pero en general, los trabajadores que tienen entre 46 y 65 años son más propensos a padecer mayores niveles de desajuste. Independientemente del nivel de escolaridad, se infiere que lo más probable es que los trabajadores sub-educados sean mujeres, pertenezcan a una etnia y trabajen en el sector terciario de la economía.

Los resultados expuestos en el presente documento sugieren que para una correcta inserción laboral de los trabajadores es sustancial la calidad educativa, ya que el desajuste educativo impide que se aproveche todo el potencial de la fuerza de trabajo, siendo una de las consecuencias la limitación a la productividad. En conclusión, es necesario generar políticas educativas equitativas para fomentar a una correcta educación formal como también políticas de generación de empleos de calidad que absorba el capital humano altamente calificado. Este fenómeno puede traer consigo diversas consecuencias en lo microeconómico como lo macroeconómico, por lo que es necesario ampliar y profundizar el estudio de esta temática en el caso boliviano.

Referencias

1. Battu, H., Belfield, C. R., y Sloane, P. J. (2000). How well can we measure graduate over- education and its effects?
2. National Institute Economic Review, 171, 82 - 93.
3. Becker, G. (1964). Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education, first edition.
4. National Bureau of Economic Research, New York.
5. Blanco, J. M. (1997). Comentarios acerca del desajuste educativo en España. *Papers de Economía Española*, 72, 275-291.
6. Blázquez, M., y Alba-Ramírez, A. (2004). Types of Job Match, Overeducation and Labour Mobility in Spain. *Labor: Human Capital*.
7. Capsada Munsech, Q. (2017). Overeducation: Concept, theories, and empirical evidence. *Sociology Compass*.
8. Castillo, M. (2007). Desajuste educativo por regiones en Colombia: ¿competencia por salarios o por puestos de trabajo? *Cuadernos de Economía*, 26, 107-145.
9. Chevalier, A. (2003). Measuring over-education. *Economica*, 70, 509-531.
10. Duncan, G. J., y Hoffman, S. D. (1981). The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 1(1), 75-86.
11. Escobar Mercado, M., Fernández Macías, E., y Bernardi, F. (2021). Análisis de datos con Stata: 3.^a edición revisada. CIS- Centro de Investigaciones Sociológicas.
12. Farné, S., Ramos, A. N., y Rios, P. A. (2017). Mercado laboral y educación: desajuste educativo en Colombia. *Boletín del Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social*, Universidad Externado de Colombia, 16.
13. Flisi, S., Goglio, V., Meroni, E. C., Rodrigues, M., y Vera-Toscano, E. (2017). Measuring Occupational Mismatch: Overeducation and Overskill in Europe—Evidence from PIAAC. *Social Indicators Research*, 131, 1211-1249.

14. Frank, R. H. (1978). Why women earn less: The theory and estimation of differential overqualification. *The American Economic Review*, 68, 360-373.
15. Freeman, R. (1976). *The overeducated american*. New York Academic Press.
16. Golladay, M. (1976). *The condition of education*. Washington, D.C.: US Goverment Printing OWice. Halaby, C. N. (1994). Overeducation and skill mismatch. *Sociology Of Education*, 67, 47-59.
17. Handel, M., Valerio, A., y Sanchez Puerta, M. (2016). Accounting for mismatch in low- and middle-income countries: Measurement, magnitudes, and explanations. *Directions in Development–Human Development*. Washington, DC.
18. Hartog, J. (2000). Over-education and earnings: Where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, 19, 131-147.
19. Hartog, J., y Oosterbeek, H. (1988). Education, allocation and earnings in the Netherlands: Overschooling? *Economics of Education Review*, 7(2), 185-194.
20. Jovanovic, B. (1979). Firm-specific capital and turnover. *Journal of Political Economy*, 87, 1246 - 1260.
21. Kiker, B. F., Santos, M. C., y de Oliveira, M. M. (1997). Overeducation and undereducation: Evidence for Portugal. *Economics of Education Review*, 16, 111-125.
22. Leuven, E., y Oosterbeek, H. (2011). Overeducation and mismatch in the labor market. *Handbook of the Economics of Education*, 4, 283-326.
23. Martin, M. R. (2014). Desajustes en las medidas de desajuste educativo: ¿importa la definición de infra- y sobrecuali- ficación? VII Informe sobre exclusión y desarrollo social en España 2014. Fundación FOESSA(4,3).
24. McGowan, M., y Andrews, D. (2015). Labor Market Mismatch and Labor Productivity: Evidence from PIAAC Data.. McGuinness, S. (2006). Overeducation in the labour market. Wiley-Blackwell: *Journal of Economic Surveys*.

26. McGuinness, S., y Sloane, P. J. (2011). Labour market mismatch among uk graduates: An analysis using reflex data.
27. IZA Institute of Labor Economics Discussion Paper Series.
28. Mora, J. (2005). Sobre-educación en Cali (Colombia) ¿Desequilibrio Temporal o Permanente?: Algunas Ideas, 2000-2003. Documentos Laborales y Ocupacionales, SENA(2).
29. Mora, J. J. (2008). Sobre-Educación en el Mercado Laboral Colombiano. Revista de Economía Institucional, 10, 293 - 309.
30. Ortiz, L. (2010). Not the right job, but a secure one: Over-education and temporary employment in France, Italy and Spain. Work, Employment and Society, 24(1), 47-64.
31. Pissarides, C. A. (2000). Equilibrium Unemployment Theory, 2nd Edition (Vol. 1) (n.o 0262161877). The MIT Press.
32. Quinn, M. A., y Rubb, S. D. (2006). Mexico's labor market: The importance of education-occupation matching on wages and productivity in developing countries. Economics of Education Review, 25, 147-156.
33. Quintini, G. (2011). Right for the job: Over-qualified or Under-Skilled? A new measure of skills mismatch: Theory and evidence from the survey of adult skills (PIAAC). OECD Social, Employment and migration working papers(120). Ramirez, D. J. C. (2019). Sobreeducación en el mercado laboral chileno. Revista de análisis económico, 34(1), 51-83.
34. Rojas, B. (2021). "Busco y no encuentro". El desempleo juvenil en Bolivia. CEDLA, Boletín de seguimiento a políticas públicas, 38.
35. Rubb, S. D., y Quinn, M. A. (2003). Educational mismatches in Mexico: The importance of labor market assignments.
36. International Advances in Economic Research, 9, 169.
37. Rumberger, R. W. (1981). The rising incidence of overeducation in the U.S. Labor market. Economics of Education Review, 1, 293-314.

38. Sattinger, M. (1993). Assignment models of the distribution of earnings. *Journal of Economic Literature*, 31, 831-880. Sicherman, N., y Galor, O. (1990). A theory of career mobility. *Journal of Political Economy*, 98, 169 - 192.
39. Thurow, L. (1975). *Generating inequality*. Basic Books.
40. Valenzuela Sanchez, N. A., Alonso Bajo, R., y Moreno, J. O. (2018). Desajuste educativo en el mercado laboral de México y su efecto en los salarios. *Revista de economia*, 35, 65 - 92
41. Verdugo, R. R., y Verdugo, N. T. (1989). The impact of surplus schooling on earnings: Some additional findings.
42. *Journal of Human Resources*, 24, 629-643.
43. Verhaest, D., y Omeij, E. (2006). The impact of overeducation and its measurement. *Social Indicators Research*, 77, 419-448.
44. Waisgrais, S. (2005). Determinantes de la sobre-educación de los jóvenes en el mercado laboral argentino.

7. Anexos

7.1. Modelo logit binario

7.1.1. Estimaciones de regresiones

Cuadro 7
Estimación del modelo logit para el desajuste educativo, I-2016

edaj2	Coef.	Std.	Err.	z	P>z	95 %
sexo						
Mujer	-.011515	.0335838	-0.34	0.732	-.0773381	.054308
rama_ae						
Secundaria	.1036006	.0641755	1.61	0.106	-.022181	.2293822
Terciaria	-.0687575	-0.603355	-1.14	0.254	-.1870129	.0494979
ethnic1						
Sí	.2057407	.0328577	6.26	0.000	.1413408	.2701406
edad_g2						
26-45	.3850618	.0635358	6.06	0.000	.2605339	.5095897
46-65	.8415785	.0924223	-9.11	0.000	-1.022723	-.6604342
exp	-.0240845	.0052733	-4.57	0.000	-.03442	-.0137489
expsq	.0016635	.0001007	16.52	0.000	.0014661	.0018609
_cons	-1.386155	.0722868	-19.18	0.000	-1.527835	-1.244475
Log likelihood						-11705.75
Number of obs		19871	LR chi2 (8)			1604.87
Pseudo R		0.0642	Prob>chi2			0.0000

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Cuadro 8
Estimación del modelo logit para el desajuste educativo, I-2019

edad2	Coef.	Std.	Err.	z	P>z	95 %
sexo						
Mujer	.1494229	.0337598	4.43	0.000	.0832549	.2155909
rama_ae						
Secundaria	.2137168	.0720574	2.97	0.003	.0724868	.3549468
Terciaria	.0056124	.0680842	0.08	0.934	-.1278303	.1390551
ethnic1						
Sí	.2298885	.0333008	6.90	0.000	.1646201	.2951568
edad_g2						
26-45	.9189894	.0673904	13.65	0.000	.7870654	1.050913
46-65	-.5176087	.0979527	-5.28	0.000	-.7095925	-.3256248
exp	-0.747834	-.005724	-13.06	0.000	-.860023	-0.635645
expsq	.0028825	.0001137	25.35	0.000	.0026596	.0031053
_cons	-1.634537	.0782969	-20.88	0.000	-1.787996	-1.481078
Log likelihood						-11241.183
Number of obs		20071	LR chi2 (8)			2849.27
Pseudo R		0.1125	Prob>chi2			0.0000

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

7.1.2. Efectos marginales

Cuadro 9
Efectos marginales promedio, I-2016

Model VCE: OIM				Number of obs = 19871		
Delta- method	dy/dx	Std. Err.	z	P>{ z }	[95 % Conf. Interval]	
sexo						
Mujer	-.0023106	-.0067362	-0.34	0.732	-.0155134	.0108922
rama_ae						
Secundaria	.0212928	.1030685	1.63	0.103	-.0043209	.0469065
Terciaria	-.0137498	.0121781	-1.13	0.259	-.0376185	.0101189
ethnic1						
Sí	.0412567	.0065652	6.28	0.000	.0283891	.0541243
edad_g2						
26-45	.0763297	.0123886	6.16	0.000	.0520485	.100611
46-65	-.134697	.0144208	-9.34	0.000	-.1629613	-.1064327

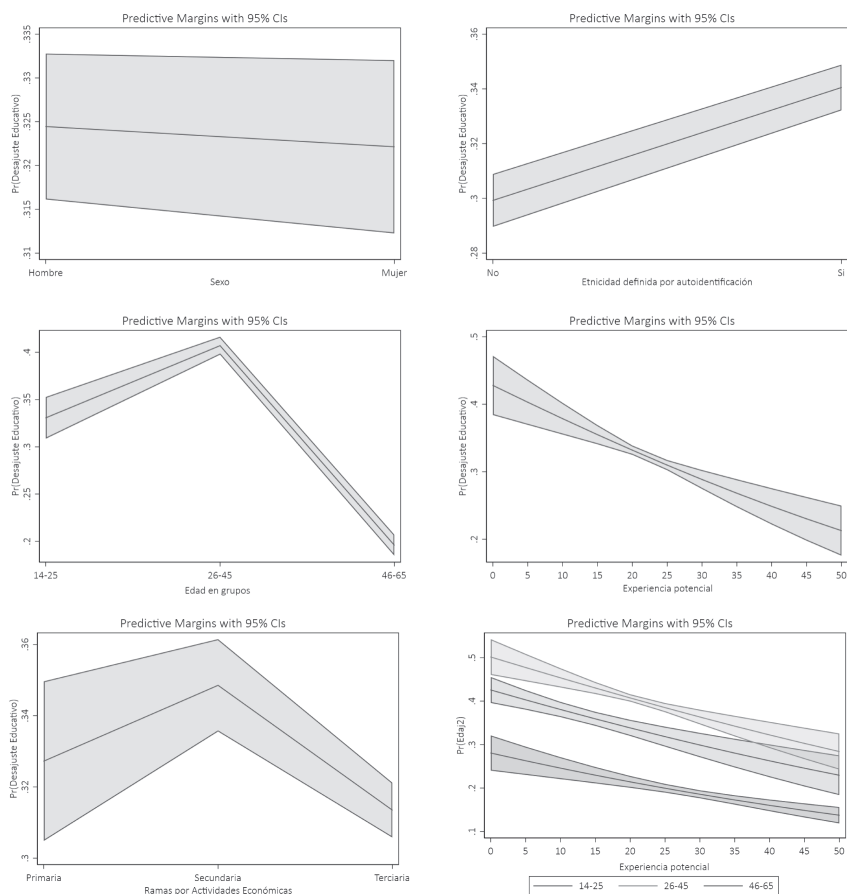
Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Cuadro 10
Efectos marginales promedio, I-2019

Model VCE: OIM				Number of obs = 200071		
Delta- method	dy/dx	Std. Err.	z	P>{ z }	[95 % Conf. Interval]	
sexo						
Mujer	.0282565	.0063987	4.42	0.000	.0157152	.0407978
rama_ae						
Secundaria	.0409454	.0135092	3.03	0.002	.014468	.0674229
Terciaria	.0010393	.0125974	0.08	0.934	-.0236512	.0257298
ethnic1						
Sí	.0434586	.0062963	6.90	0.000	.031118	.0557991
edad_g2						
26-45	.1649355	.011344	14.54	0.000	.1427016	.1871694
46-65	-.0699167	.0129953	-5.38	0.000	-.0953871	-.0444462

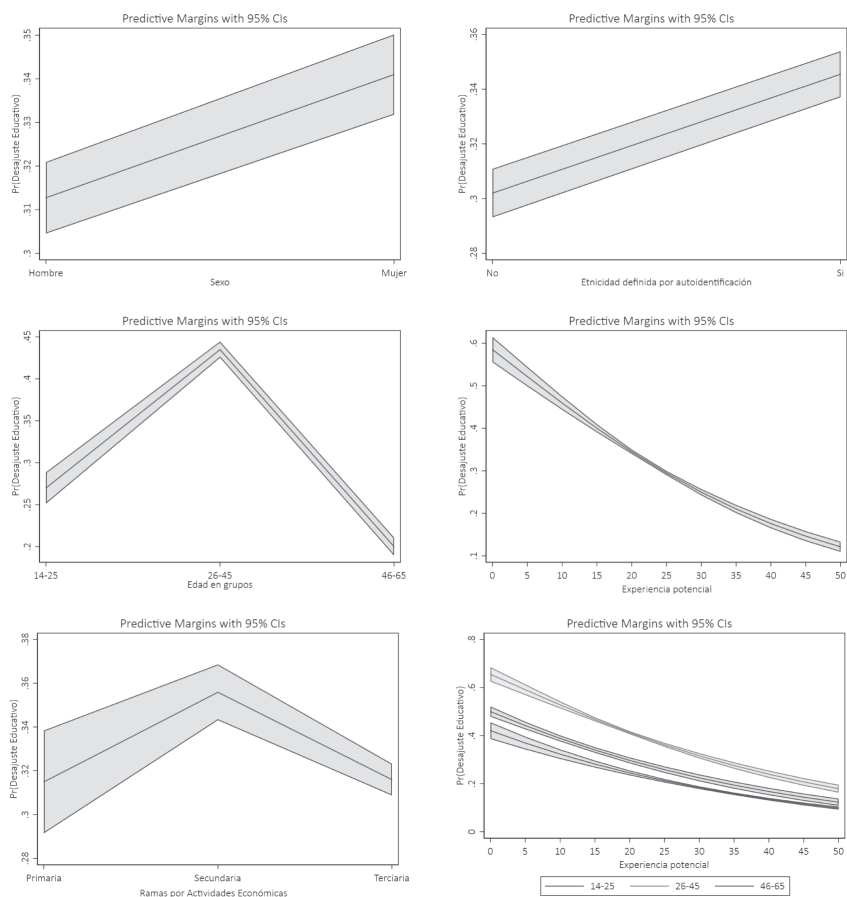
Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Figura 2.Efectos marginales por variable independiente, I- 2016



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

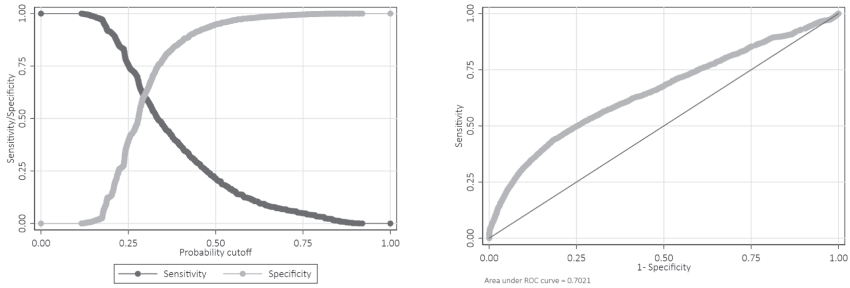
Figura 3. Efectos marginales por variable independiente, I-2019



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

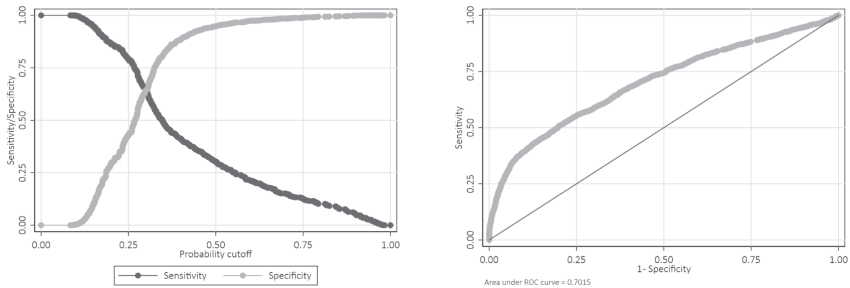
7.1.3. Post-estimación

Figura 4. Especificidad y sensibilidad para I-2016



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Figura 5. Especificidad y sensibilidad para I-2019



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

7.2. Modelo logit multinomial

7.2.1. Supuesto de independencia de alternativas irrelevantes (IIA)

Cuadro 11
Test de Hausman: categoría excluida (sub-educación)

Categoría excluida: sub-educación (full sample)				
	Coeficientes		(b-B)	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$
	(b)	(B)	Difference	S.E.
	M2	M1		
1. sexo	-.1043517	-.0891989	-.0151527	-.0049897
1. etchnic1	-.0071609	.0018005	-.0089614	.0006055
2. jefe	-.1625286	-.1740043	.0114757	.0047649
exp	-.0038223	-.0087521	.0049288	.0013123
expsq	-.0007405	-.0006149	-.0001256	.0000346
tam_emp				
2	-.3135949	-.3206699	.007075	.0046357
3	-.0512814	-.0594992	.0082178	.0043121
4	.1427568	.139786	.0029708	.004749
rama_ae				
2	-.7633149	-.728614	-.0347008	.0092114
3	-.5903955	-.5646597	-.0257358	.008165
_cons	-.5431532	-.5444518	.0012986	.0034175
$\chi^2(10) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$				12.49
Pro>chi2				0.02534

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Cuadro 12
Test de Hausman: categoría excluida (educación requerida)

Categoría excluida: sub-educación (full sample)				
	Coeficientes		(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	(b)	(B)	Difference	S.E.
	M2	M1		
1. sexo	.1683045	-.0891989	-.0791056	.0612501
1. etchnic1	-.3337551	.0018005	-.3355556	.0521596
2. jefe	-.3653809	-.1740043	-.1913766	.0636484
exp	-.1139625	-.0087521	-.1052105	.0074635
expsq	-.0000259	-.0006149	.000589	.0001371
tam_emp				
2	-.173947	-.3206699	.1467229	.1193475
3	.4237933	-.0594992	.4832926	.11116691
4	.7420103	.139786	.6022243	.1058472
rama_ae				
2	-1.035499	-.728614	-.3068854	.0948304
3	-.5089336	-.5646597	.0557261	.0904441
_cons	3.218483	-.5444518	3.762935	.1365618
$\chi^2(10)=[(b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)]$				4953.83
Pro>chi2				0.0000

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Cuadro 13
Test de Hausman: categoría excluida (sobre-educación)

Categoría excluida: sub-educación (full sample)			
	Coeficientes		$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$
	(b)	(B)	Difference
	M2	M1	S.E.
1. sexo	.1494563	.1319399	.0175164
1. etchnic1	.4049708	.3916066	.0133642
2. jefe	.0915333	.0969024	-.0053691
exp	.0884183	.090134	-.0017157
expsq	-0.002758	-.0003085	.0000327
tam_emp			
2	-.2104461	-.1940811	-.016365
3	-.5067573	-.490761	-.0159963
4	-.4673253	-.4391033	-.028222
rama_ae			
2	.6896893	.6993787	-.0096894
3	.2252667	.2357924	-.0105256
_cons	-3.91579	-3.932036	.0162452
$\chi^2(10) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$			19.66
Pro> χ^2			0.0326

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Cuadro 14
RRR: regresión logística multinomial para el I-2016

edaj	RRR	Std.	Err.	z	P>z	[95 % Coef. Inteval]
Sub-educado						
sexo						
Mujer	1.161203	.0596833	2.91	0.004	1.049925	1.284275
ethnic1						
Sí	1.499259	.0669588	9.07	0.000	1.373602	1.636411
jefe						
No	1.095853	.0569031	1.76	0.078	.9898127	1.213254
exp	1.092445	.0066209	14.56	0.000	1.079545	1.105499
expsq	.9997243	.0001046	-2.64	0.008	.9995193	.9999293
tam_emp						
Pequeña empresa	.8102227	.0806691	-2.11	0.035	.6665846	.9848126
Mediana empresa	.602446	.0585735	-5.21	0.000	.4979194	.7289155
Gran empresa	-.6266762	.0598302	-4.89	0.000	.519729	.7556303
rama_ae						
Secundaria	1.993096	.1657447	8.29	0.000	1.693335	2.345923
Terciaria	1.252657	.0983192	2.87	0.004	1.074045	1.460971
_cons	.0199248	.0023382	-33.37	0.000	.0158308	.0250775
Educación requerida (Base outcome)						
Sobre-educado						
sexo						
Mujer	.9146636	.0472878	-1.73	0.084	.8265222	1.012205
ethnic1						
Sí	1.001802	.0440923	0.04	0.967	.9190054	1.092058
jefe						
No	.8402933	.0446875	.3.27	0.001	.7571175	.9326066
exp	.9912861	.0060853	-1.43	0.154	.9794307	1.003285
expsq	.9993853	.0001496	-4.11	0.000	.9990922	.9996785
tam_emp						
Pequeña empresa	.7256628	.0687067	-3.39	0.001	.6027566	.8736303
Mediana empresa	.9422363	.0763678	-.073	0.463	.8038413	1.104458
Gran empresa	1.150028	.0871057	1.85	0.065	.9913714	1.334075
rama_ae						

Secundaria	.4825774	.0400211	-8.79	0.000	.4101806	.5677522
Terciaria	.5685536	.0426176	-7.53	0.000	.4908707	.6585302
_cons	.5801597	.055309	-5.71	0.000	-.4812814	.6993524
Number of obs						19359
LR chi2(20)						3975.08
Prob>chi2						0.0000
Pseudo R2						0.1209

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

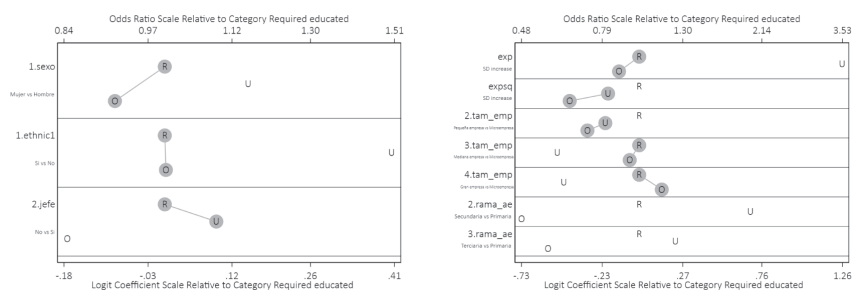
Cuadro 15
RRR: regresión logística multinomial para el I-2019

edaj	RRR	Std.	Err.	z	P>z	[95 % Coef. Interval]
Sub-educado						
sexo						
Mujer	1.1261837	.0681691	4.30	0.000	1.135059	1.402776
ethnic1						
Sí	1.64632	.0780709	10.51	0.000	1.5002	1806672
jefe						
No	1.412916	.0781653	6.25	0.000	1.267729	1.574732
exp	1.105489	.0075274	14.73	0.000	1.090833	1.120341
expsq	.999963	.0001159	-0.32	0.750	.9997358	1.00019
tam_emp						
Pequeña empresa	.6881869	.0925463	-2.78	0.005	.5287351	.8957428
Mediana empresa	.3810806	.0386185	-9.52	0.000	.3124327	.4648119
Gran empresa	.4006158	.0385283	-9.51	0.000	.3317919	.4848119
rama_ae						
Secundaria	1.450731	.1373894	3.93	0.000	1.204967	1.746621
Terciaria	1.086559	.0966838	0.93	0.351	.9126667	1.293585
_cons	.0114814	.0015211	.3372	0.000	.0088558	.0148856
Educación requerida (Base outcome)						
Sobre-educado						
sexo						
Mujer	1.060277	.0514065	1.21	0.227	.9641616	1.165975
ethnic1						
Sí	1.03372	.0441279	0.78	0.437	.95075	1.12393
jefe						

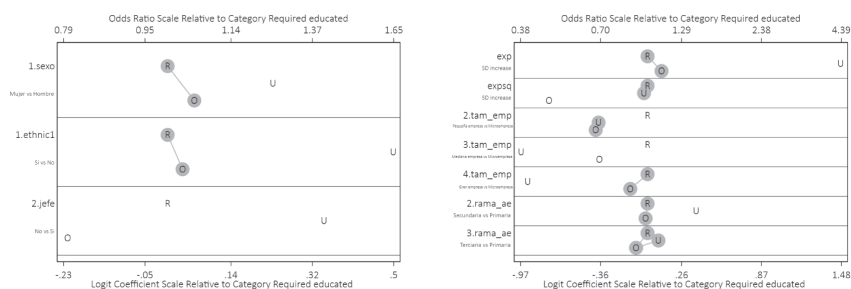
No	.801943	.040994	-4.32	0.000	.7254902	.8864525
exp	1.007297	.0062701	1.17	0.243	.9950829	1.019662
expsq	.9989695	.0001605	-6.42	0.000	.998655	.9992841
tam_emp						
Pequeña empresa	.6730564	.0762134	-3.50	0.000	.5390956	.8403052
Mediana empresa	.6918208	.0526055	-4.85	0.000	.5960311	.8030051
Gran empresa	.8762975	.0624365	-1.85	0.064	.7620846	1.007627
rama_ae						
Secundaria	.9852394	.0918082	-.016	0.873	.8207743	1.18266
Terciaria	.9153578	.0805318	-1.01	0.315	.7703773	1.087623
_cons	.3306476	.033815	-10.82	0.000	.2705913	.4040329
Number of obs						19593
LR chi2(20)						6161.73
Prob>chi2						0.0000
Pseudo R2						0.1838

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Figura 6. RRR: odds-ratio para I-2016



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

Figura 7. RRR: odds-ratio para I-2019

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE

7.2.3. Post-estimación

Cuadro 16
Test LR para las variables independientes

	I-2016			I-2019		
	chi2	df	P>chi2	chi2	df	P>chi2
1. sexo	12.850	2	0.002	19.072	2	0.000
1. ethnic1	-84.996	2	0.000	112.502	2	0.000
2. jefe	15.488	2	0.000	64.699	2	0.000
exp	239.064	2	0.000	240.410	2	0.000
expsq	22.719	2	0.000	44.805	2	0.000
2. tam_emp	15.295	2	0.000	19.492	2	0.000
3. tam_emp	29.695	2	0.000	123.131	2	0.000
4. tam_emp	32.144	2	0.000	105.461	2	0.000
2. rama_ae	170.360	2	0.000	16.147	2	0.000
3. rama_ae	68.370	2	0.000	2.098	2	0.350

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE




Cuadro 17
Test Wald para las variables independientes

	I-2016			I-2019		
	chi2	df	P>chi2	chi2	df	P>chi2
1. sexo	12.849	2	0.002	19.077	2	0.000
1. etchnic1	83.395	2	0.000	110.664	2	0.000
2. jefe	15.455	2	0.000	64.400	2	0.000
exp	220.003	2	0.000	217.029	2	0.000
expsq	22.125	2	0.000	41.193	2	0.000
2. tam_emp	14.632	2	0.001	18.399	2	0.000
3. tam_emp	27.201	2	0.000	107.971	2	0.000
4. tam_emp	29.912	2	0.000	91.621	2	0.000
2. rama_ae	169.868	2	0.000	15.803	2	0.000
3. rama_ae	72.539	2	0.000	2.110	2	0.348

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Continua de Empleo, INE



Fundación Aru
www.aru.org.bo

 2-2779067  (+591) - 64193445  fundacion@aru.org.bo

Avenida Julio Patiño Nro. 1366, Edificio López Azero, Piso 4, Oficina 402, Zona de Calacoto
La Paz - Bolivia