

EVIDENCIA SOBRE DISCRIMINACIÓN SALARIAL POR GÉNERO EN BOLIVIA

EVIDENCE ON GENDER WAGE DISCRIMINATION IN BOLIVIA

Julio Álvaro Salazar Aramayo, Dillis Iraizos Quintanilla, Marcos Alfredo Alfonso Pereira Delgadillo

Programa de doctorado en Economía y Administración de empresas

Universidad Privada Boliviana

jasalazara@hotmail.com

(Recibido el 25 de abril 2024, aceptado para publicación el 23 de enero 2025)

RESUMEN

El presente trabajo de investigación utiliza el modelo logit de regresión y la descomposición de Oaxaca- Blinder con objeto de servir como evidencia de la existencia de discriminación salarial hacia las mujeres en Bolivia. Las bases de datos que se utilizan son las Encuestas de Hogares de las gestiones 2011 a 2021, realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE), analizados en un periodo de prepandemia (2011 a 2019) y un periodo de pandemia (2020-2021). Se ha detectado en promedio del periodo de prepandemia (2011-2019) que, el solo hecho de pertenecer al género femenino reduce en 4.71% la probabilidad de encontrar un empleo de buena calidad, existe en este periodo una evolución descendente en la probabilidad de conseguir un empleo de mala calidad por la condición de ser mujer de 8.27 % en 2011 hasta 4.82% en la gestión 2019 y; el promedio del periodo de pandemia (2020-2021) muestra que el hecho de ser mujer aumenta en 3.50% la probabilidad de encontrar un buen empleo, siendo este cambio de comportamiento el efecto de la pandemia sobre la probabilidad de encontrar un empleo de buena calidad en la condición de ser mujer. En cuanto a los ingresos, se establece para el periodo de prepandemia, que la condición de ser mujer disminuye en 6.92% la probabilidad de ganar por lo menos dos salarios mínimos nacionales, sin embargo, para el periodo de pandemia, la condición de ser mujer aumenta en 7.10% la probabilidad de ganar por lo menos dos salarios mínimos nacionales, mostrando el “efecto de la pandemia” sobre el comportamiento de los ingresos con relación a la condición de ser mujer. El análisis de la brecha salarial por Oaxaca- Blinder muestra, que sí existe discriminación salarial propiamente dicha contra la mujer en el periodo de prepandemia, representada por la brecha no explicada de 67.49% sobre la brecha total, la cual sube a representar el 88.20% de la brecha salarial total para el periodo de pandemia como efecto de la misma.

Palabras Clave: Discriminación por Género, Modelo Logit, Metodología Oaxaca- Blinder, Pandemia, Brecha Salarial.

ABSTRACT

This research work uses the logit regression model and the Oaxaca-Blinder decomposition in order to serve as evidence of the existence of wage discrimination towards women in Bolivia. The databases used are the Household Surveys from 2011 to 2021, carried out by the National Institute of Statistics (INE), analyzed in a pre-pandemic period (2011 to 2019) and a pandemic period (2020-2021). It has been detected on average in the pre-pandemic period (2011-2019) that the mere fact of belonging to the female gender reduces the probability of finding a good quality job by 4.71%. In this period, there is a downward trend in the probability of getting a poor-quality job due to being a woman from 8.27% in 2011 to 4.82% in 2019 and; The average for the pandemic period (2020-2021) shows that being a woman increases the probability of finding a good job by 3.50%. This change in behavior is the effect of the pandemic on the probability of finding a good quality job in the condition of being a woman. Regarding income, it is established for the pre-pandemic period that being a woman decreases the probability of earning at least two national minimum wages by 6.92%. However, for the pandemic period, being a woman increases the probability of earning at least two national minimum wages by 7.10%, showing the “effect of the pandemic” on the behavior of income in relation to being a woman. The analysis of the wage gap by Oaxaca-Blinder shows that there is wage discrimination against women in the pre-pandemic period, represented by the unexplained gap of 67.49% of the total gap, which rises to represent 88.20% of the total wage gap for the pandemic period as an effect of the pandemic.

Keywords: Gender Discrimination, Logit Model, Oaxaca-Blinder Methodology, Pandemic, Wage Gap.

1. INTRODUCCIÓN

La presente investigación realizó el análisis del árbol de problemas y de soluciones de “Gender Wage Gap”¹ y toma como base el artículo de Salazar [1], desarrollado sobre el cálculo del Índice Multidimensional de la calidad del empleo en Bolivia (IMCE), que se construye con el objeto de medir el nivel de la calidad del empleo a partir de tres dimensiones como son: ingresos laborales, estabilidad laboral y condiciones de empleo con sus respectivas subdimensiones y según

¹ El árbol de problemas y el árbol de soluciones son herramientas visuales utilizadas para análisis de problemas como la reducción de la brecha salarial de género (“Gender Wage Gap”), para comprender las causas fundamentales y plantear soluciones.

este artículo publicado se determina que más del 50 % de la población ocupada en Bolivia cuenta con empleos de mala calidad.

Además de determinar este nivel de calidad de empleo que se tiene en el país con base en el índice propuesto, en Salazar et. al. [2], se han determinado los principales factores que tienen influencia sobre este índice de calidad del empleo y sus dimensiones mediante un modelo logit de regresión.

Con base en los dos artículos mencionados; y tomando en cuenta que el factor de género, según Salazar et. al [2], es determinante para obtener un empleo de buena calidad, ya que la sola condición de “ser mujer” baja en 4.71 % la probabilidad de obtener un empleo de buena calidad, o dicho de otra forma la condición de “ser mujer” disminuye en 4.71% la probabilidad de obtener un empleo de “buena calidad”, distinguiendo como buena calidad de empleo aquellos que superan los límites de privación en las dimensiones consideradas en Salazar [1], para el cálculo del índice multidimensional de calidad del empleo (IMCE), las cuales son: ingresos, estabilidad laboral y condiciones de empleo con sus respectivas subdimensiones, así por ejemplo; para la dimensión de Ingresos, el límite de privación es que el empleo permita contar con un ingreso mayor a dos salarios mínimos nacionales; en el presente trabajo de investigación se pretende, realizar un análisis sobre la posible discriminación hacia las mujeres a nivel salarial dentro de los diferentes puestos de trabajo con el objeto de corroborar mediante un análisis estadístico la existencia o no de dicha discriminación en el país de Bolivia y de ahí, en las diferentes empresas que trabajan dentro del mismo.

Según el diccionario de la lengua española [3], en comportamiento social, la discriminación es el trato desigual hacia una persona o colectividad por motivos de raza, etnia, género, sexo, orientación sexual, origen nacional, religión, aspecto físico, edad, condición física o mental, etc. Una persona no tiene que ser dañada para ser discriminada, simplemente tiene que ser tratada “peor” que otras por razones arbitrarias, como lo menciona Lippert- Rasmussen [4].

Considerando estos conceptos, y como producto de la discriminación de género hacia la mujer, se tiene la “brecha salarial por género” o brecha salarial entre hombres y mujeres que es la diferencia existente entre los salarios percibidos por los trabajadores de ambos sexos, calculada sobre la base de la diferencia entre las medias de los ingresos brutos por hora de los trabajadores de ambos sexos.

En el artículo de Salas Zuñiga [5], se indica que “de acuerdo a la Unión Europea, la brecha salarial por género hace referencia a la diferencia promedio entre el salario bruto por horas de hombres y mujeres. Por su parte la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE), define la brecha salarial por género como la diferencia entre la remuneración media masculina y femenina dividido entre la remuneración media masculina”.

Se consideran según Garbay Flores y Barrera Sardan [6], en la literatura especializada sobre la brecha salarial de género, dos fenómenos ampliamente reconocidos que restringen, de diversas maneras, las oportunidades laborales de las mujeres en ambos extremos de la distribución de ingresos. Estos efectos, vinculados directamente a la condición de género, son conocidos como “suelos pegajosos” y “techos de cristal”.

Los “suelos pegajosos” según Guy [7], se refieren a un escenario donde las mujeres se encuentran en trabajos de menor nivel, atascadas y con barreras en lograr una movilidad laboral.

En el otro extremo se encuentran los “techos de cristal” y se refieren, según Garbay Flores y Barrera Sardan [6], a la presencia de barreras no observables que limitan el progreso laboral de las mujeres que cuentan con altas dotaciones (educación, experiencia, etc.) en la parte más alta de la distribución de ingresos laborales.

De ahí surge la siguiente interrogante explicativa que será preciso esclarecer y comprobar:

¿Es posible evidenciar si existe discriminación en el salario que se cancela a las mujeres en comparación del salario que se cancela a los varones por el mismo trabajo realizado dentro de los diferentes puestos de trabajo en Bolivia?

La respuesta a esta pregunta tiene importancia para obtener evidencia de la existencia de discriminación en los ingresos que reciben las mujeres en Bolivia solo por el hecho de pertenecer a este género, que sugiere luego la expectativa de realizar cambios fundamentales en el tipo de administración que se tiene implementada en cada sector con objeto de cambiar el título de cultura machista y discriminadora en contra de las mujeres de Bolivia.

Con relación a los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS), el presente trabajo de investigación tendrá un efecto directo sobre los ODS's 5.- Igualdad de género y 8.- Trabajo decente y crecimiento económico e, indirectamente en los ODS's 1.- No pobreza y 10.- Reducir las desigualdades, por lo cual tiene importancia promover su realización, publicación y seguimiento con otros artículos posteriores.

La investigación se realiza tomando en cuenta el análisis de once gestiones de la Encuesta de Hogares en el Estado Plurinacional de Bolivia, de 2011 a 2021, divididas en un periodo de prepandemia (2011-2019) y un periodo de pandemia

(2020-2021) con objeto de mostrar el comportamiento en el tiempo de la brecha salarial por género, y extraer las conclusiones respectivas.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

2.1.- Artículos científicos sobre discriminación salarial de género

Se realizó la revisión de los artículos referidos a la discriminación salarial de la mujer, encontrándose varios artículos de diversos países sobre el tema, que de alguna manera tienen una respuesta a la interrogante de investigación planteada, considerando para ello metodologías propias y llegando a conclusiones diversas, basadas éstas en evidencias que las sostienen. A continuación, la tabla 1 contiene el resumen de esta literatura revisada, la cual se expone en orden cronológico de publicación:

TABLA 1 - RESÚMEN DE BIBLIOGRAFÍA CONSULTADA

Título	Autor	Año	Base de datos	Conclusiones	Evidencia sobre discriminación
"Salarios femeninos en el Uruguay ¿existe un techo de cristal?"	Marisa Bucheli ¹ . Graciela Sanroman ² .	2004	Encuesta Continua de Hogares (ECH) relevada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) de Uruguay en el año 2002.	La brecha salarial observada entre hombres y mujeres se mantiene estable. Estas brechas fueron mayores para los percentiles superiores que para los tramos inferiores, sugiriendo la existencia de un "techo de cristal" para las mujeres en el Uruguay.	Se utilizan regresiones cuantílicas y se estima la diferencia entre un salario hipotético que existiría sin discriminación y el salario efectivo.
"Discriminación salarial por género “Efecto techo de cristal”. Caso: Siete áreas metropolitanas de Colombia.	Nelson Manolo Chávez ² Héctor Ríos ³	2014	Siete áreas metropolitanas de Colombia en el periodo 1984-2010.	Se cumple el “Efecto Techo de Cristal”, ya que sí existe una barrera invisible que impide que la mujer acceda a cargos directivos explicado por variables subjetivas para el empleador, pues estos están dispuestos a que ellas ejerzan cargos bajos y medios.	Estimación de un modelo “Probit” que permitió determinar el nivel de discriminación laboral hacia las mujeres mediante el cálculo de las probabilidades.
"La desigualdad salarial de género medida por regresión cuantílica: el impacto del capital humano, cultural y social".	Alan Araújo Freitas	2015	Datos del Instituto del Milenio de México (2008).	Mantenidos los atributos intervinientes constantes, las mujeres ganaron en el año 2008 55% del salario de los hombres. Podemos afirmar que la diferencia salarial de género no puede ser atribuida a la escolaridad. El capital social se evidenció más relevante para las mujeres, teniendo en cuenta que aquellas que participaron de asociaciones, colegios profesionales y sindicatos, ganaron más del doble que aquellas que no participaron.	Métodos estadísticos basados en regresiones cuantílicas, regresiones por mínimos cuadrados, ecuaciones basadas en la ecuación de Jacob Mincer, análisis contrafactual.
"La desigualdad salarial entre hombres y: una cuestión pendiente"	Mónica Melle Hernández ¹	2017	Revisión de normas y controles a su cumplimiento a nivel internacional.	De hecho, a nivel internacional la diferencia de sueldos entre mujeres y hombres se mantiene en todos los niveles de formación, incluso se ensancha entre las personas con más formación.	Bases de datos de informes mujeres, estadísticas, normas y controles.

"Discriminación salarial por género: Análisis de las empresas en el sector privado en el eje central de Bolivia".	Mónica Yaneth Cadena Vaca	2020	Encuesta de Hogares 2018 del Instituto Nacional de Estadística (INE).	Se comprueba la existencia de discriminación salarial por género a nivel global del eje central del país, por departamento (Santa Cruz, La Paz y Cochabamba), y por tamaño de empresa del sector privado del área urbana. Es en el departamento de La Paz y en las pequeñas empresas del eje central del país donde existe un mayor grado de discriminación salarial por género.	Se realiza un análisis de las regresiones y de la brecha salarial tanto a nivel general, por departamento y por tamaño de las empresas.
"La brecha salarial de género. Una revisión de literatura".	Lindon Vela Meléndez ¹ Kathy Amalia Gonzales Cruz ² Lucinda Esperanza Castillo Seminario ³	2021	Publicaciones en bases de datos como Scopus desde el año 1993, pero desde el año 2002 ha tenido mayor interés por los investigadores.	En la explicación del fenómeno coexisten visiones clásicas ortodoxas que se respaldan en la teoría de las preferencias y el individualismo y, una visión heterodoxa denominada del aprovisionamiento social.	Modelos teóricos como el "suelo pegajoso" y el "techo de cristal. Convergencia de varios autores en la valoración estadística: Oaxaca (1973), Blinder (1973) y Reimers (1983), Neumark, la descomposición de Jhun. Una técnica de amplio uso en la descomposición estadística es la regresión cuantílica.
"Discriminación y desigualdad salarial. Exploración de brechas por género en Ecuador".	Paola Sánchez Cañar. Patricia Uriguen Aguirre. Flor Vega Jaramillo.	2021	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos del Ecuador (2019). Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo.	Es conveniente concluir que el fenómeno no tiene una estructura definida para comprender la situación en Ecuador. Las acciones implementadas por grupos y organizaciones que respaldan los derechos de las mujeres han logrado que desde el 2007 al 2019 la discriminación salarial se reduzca alrededor de 46%.	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (2019).
"Brecha de ingresos salariales por género en Bolivia. Un análisis de su evolución en el periodo de 1993 a 2018"	Manuel Urquidí** Horacio Valencia*** Guillaume Durand****	2021	Se utilizan datos de la Encuesta Integrada de Hogares 1993, posteriormente para 1999, 2006, 2013 y 2018 se utilizan las Encuestas de Hogares.	Blinder-Oaxaca muestra una reducción de 32% de la brecha de ingresos en 1993 a 7% el 2018 y la Descomposición Ñopo muestra una reducción en la brecha de 43% a 7% en el mismo período.	Uno paramétrico, la Descomposición Blinder-Oaxaca y otro no paramétrico, la Descomposición Ñopo.

"¿Mujeres en suelos pegajosos? Un análisis de la evolución de las distribuciones de ingresos laborales en Bolivia en el periodo 2011-2019".	Sergio Garbay Flores. Raquel Barrera Sardán.	2022	Encuestas de hogares realizadas por el Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE) desde el año 2011 hasta el 2019.	Se evidencia una brecha superior en los quintiles más bajos de la distribución, revelando la presencia de "suelos pegajosos". Esta brecha se reduce a medida que se transita a la parte media y la parte alta de la distribución, donde se observan retribuciones mucho más similares entre hombres y mujeres, lo cual descarta la presencia de "techos de cristal".	Resultados de regresión cuantílica, es una prueba matemática estadística de la existencia de discriminación salarial hacia las mujeres.
"Factores determinantes de la calidad del empleo en Bolivia".	Julio Alvaro Salazar Aramayo. Marcos Alfredo Alfonso Pereira Delgadillo. Dillis Iraizos Quintanilla	2023	Encuestas de hogares realizadas por el Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE) desde el año 2011 hasta el 2021.	Se establece en promedio, que si el individuo tiene un contrato de trabajo como personal de planta disminuye en 40.94 % la probabilidad de contar con un empleo de mala calidad para el periodo pre pandemia (2011-2019), mientras que para el periodo de pandemia (2020-2021) no se cuenta en las encuestas de Hogares de estos años con una variable que se asocie a los contratos de trabajo; por otro lado no aportar a las AFPs aumenta en 20.93 % la probabilidad de tener un empleo de mala calidad para el periodo 2011-2019, y en 22.11% para el periodo 2020-2021 , la condición de ser mujer aumenta en 4.71% la probabilidad de contar con un empleo de mala calidad para el periodo 2011-2019, y, disminuye en 3.50 % la probabilidad de contar con un empleo de mala calidad para el periodo 2020-2021.	Efectos marginales de la variable género sobre la calidad del empleo del modelo logit de selección binaria, modelo presentado por Heras Portillo [8].

Fuente: Elaboración propia en base a bibliografía.

Estos artículos fueron revisados en forma detallada con el objeto de conocer las bases teóricas que consultaron, las metodologías utilizadas en cada caso, las bases de datos que sirvieron al propósito, las conclusiones a las cuales se arribaron, y principalmente las evidencias que sostuvieron las mismas.

En el trabajo de Bucheli y Sanroman [9], se utilizaron regresiones cuantílicas para realizar el análisis, utilizando datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) relevada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) de Uruguay en el año 2002. Este artículo muestra que la brecha salarial observada entre hombres y mujeres se mantiene estable en el periodo analizado. Estas brechas fueron mayores para los percentiles superiores que para los tramos inferiores, sugiriendo la existencia de un "techo de cristal" para las mujeres en el Uruguay. Todo ello evidenciado mediante regresiones cuantílicas y comparaciones de salarios con y sin discriminación.

También, en el trabajo de Chavez y Rios [10], se realizó la estimación de un modelo "Probit" que permitió determinar el nivel de discriminación laboral hacia las mujeres mediante el cálculo de las probabilidades, realizando el estudio en siete áreas metropolitanas de Colombia en el periodo 1984-2010, concluyendo que se cumple el "Efecto Techo de Cristal", ya que sí existe una barrera invisible que impide que la mujer acceda a cargos directivos explicada por variables subjetivas para el empleador, pues estos están dispuestos a que ellas ejerzan cargos bajos y medios. En este caso se evidencia la conclusión arribada por medio de un modelo "Probit".

El artículo de Araújo Freitas [11], que utilizó como metodología las regresiones cuantílicas, regresiones por mínimos cuadrados, ecuaciones basadas en la ecuación de Mincer y análisis contrafactual, tomó la base de datos del Instituto del Milenio de México (2008), arribando a la conclusión que, manteniendo los atributos intervinientes constantes, las mujeres ganaron en el año 2008, 55% del salario de los hombres. Podemos afirmar que la diferencia salarial de género no puede ser atribuida a la escolaridad, siendo el capital social que se evidenció como más relevante para las mujeres, teniendo en cuenta que aquellas que participaron de asociaciones, colegios profesionales y sindicatos, ganaron más del

doble que aquellas que no participaron. La evidencia que respalda las conclusiones arribadas son los métodos estadísticos mencionados.

En el trabajo de Melle Hernández [12], se emplearon bases de datos de informes, estadísticas, normas y controles, hizo la revisión de normas y los controles a su cumplimiento a nivel internacional, para concluir que, de hecho, a nivel internacional la diferencia de sueldos entre mujeres y hombres se mantiene en todos los niveles de formación, incluso se ensancha entre las personas con más formación. La evidencia en este trabajo son los datos de informes, estadísticas, normas y controles.

Cadena Vaca [13], realizó un análisis de las regresiones y de la brecha salarial tanto a nivel general, por departamento y por tamaño de las empresas utilizando para ello la encuesta de hogares 2018 del Instituto Nacional de Estadística (INE) de Bolivia, y comprueba la existencia de discriminación salarial por género a nivel global del eje central del país, por departamento (Santa Cruz, La Paz y Cochabamba), y por tamaño de empresa del sector privado del área urbana. La comprobación la realizó por medio de regresiones estadísticas.

El trabajo de Vela Meléndez et.al. [14], con el análisis bibliométrico en la primera etapa y una revisión analítica de la literatura más relevante sobre el fenómeno en la segunda etapa. Según la base de datos de Scopus el tema es tratado desde el año 1993, pero desde el año 2002 ha existido mayor interés por los investigadores, las publicaciones fundamentalmente se realizan como artículos originales, capítulos de libros y revisiones, llegándose a la conclusión que, en la explicación del fenómeno coexisten visiones clásicas ortodoxas que se respaldan en la teoría de las preferencias y el individualismo y, una visión heterodoxa denominada del aprovisionamiento social. Las evidencias sobre la existencia de la discriminación se encuentran en el presente trabajo en modelos teóricos como el “suelo pegajoso” y el “techo de cristal” y la convergencia de varios autores en la valoración estadística.

De igual forma el artículo de Sánchez Cañar et. al. [15], realiza una investigación aplicada, documental y descriptiva de los datos sobre discriminación del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos del Ecuador (2019), así como datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo, extrayendo como conclusión que el fenómeno no tiene una estructura definida para comprender la situación en Ecuador, y que las acciones implementadas por grupos y organizaciones que respaldan los derechos de las mujeres han logrado que desde el 2007 al 2019 la discriminación salarial se reduzca alrededor de 46%. Se evidencian los resultados del trabajo en los datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos del Ecuador (2019).

Por su parte el trabajo de Urquidí et. al. [16], utiliza la Descomposición Blinder y Oaxaca y la Descomposición de Ñopo aplicados a datos de la Encuesta Integrada de Hogares de 1993, y, posteriormente para 1999, 2006, 2013 y 2018 a datos de las Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística (INE) de Bolivia, en el cual, como conclusiones, Blinder-Oaxaca muestran una reducción de 32% de la brecha de ingresos en 1993 a 7% el 2018 y la Descomposición Ñopo muestra una reducción en la brecha de 43% a 7% en el mismo período. Como evidencia de la existencia de la discriminación salarial de género en este artículo se tiene una paramétrica: la Descomposición Blinder-Oaxaca, y, otra no paramétrica: la Descomposición Ñopo.

El trabajo de Garbay Flores y Barrera Sardán [6], basándose 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), metodología aplicada a encuestas de hogares realizadas por el Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE) desde el año 2011 hasta el 2019, evidencia una brecha superior en los quintiles más bajos de la distribución, revelando la presencia de “suelos pegajosos”. Esta brecha se reduce a medida que se transita a la parte media y la parte alta de la distribución, donde se observan retribuciones mucho más similares entre hombres y mujeres, lo cual descarta la presencia de “techos de cristal”. La evidencia sobre la brecha salarial de género se encuentra en los resultados de la regresión cuantílica, la cual representa una prueba matemática estadística de la existencia de discriminación salarial hacia las mujeres.

En el trabajo de Salazar et. al. [2], se utiliza el modelo logit de selección binaria, así como el cálculo de los efectos marginales de las variables independientes seleccionadas sobre la variable de “mala calidad del empleo”, aplicado a los datos de las Encuestas de Hogares del Instituto Nacional de Estadística (INE) de Bolivia de las gestiones 2011 a 2021, divididos en un periodo de prepandemia (2011-2019) y un periodo de pandemia (2020-2021), llegando a establecer en promedio, que si el individuo tiene un contrato de trabajo como personal de planta disminuye en 40.94 % la probabilidad de contar con un empleo de mala calidad para el periodo prepandemia (2011-2019), mientras que para el periodo de pandemia (2020-2021) no se cuenta en las encuestas de Hogares de estos años con una variable que se asocie a los contratos de trabajo; por otro lado no aportar a las AFPs² aumenta en 20.93 % la probabilidad de tener un empleo de mala calidad para el periodo 2011-2019, y en 22.11% para el periodo 2020-2021, la condición de ser mujer aumenta en 4.71% la probabilidad de contar con un empleo de mala calidad para el periodo 2011-2019, y disminuye en 3.50 % la

² Hacer notar que las AFPs dejaron de operar en Bolivia en 2023 y actualmente el ente estatal denominado Gestora se hace cargo del fondo de pensiones para jubilación.

probabilidad de contar con un empleo de mala calidad para el periodo 2020-2021. Como evidencia de la existencia de la discriminación de género en este artículo se tienen los efectos marginales de la variable género sobre la calidad del empleo del modelo logit de selección binaria.

Habiendo analizado todos los trabajos, y, principalmente los que mejor se alinean con los objetivos de la presente investigación, se ha visto por conveniente primero: utilizar las Encuestas de Hogares como base de datos para la presente investigación, a lo largo del periodo 2011 a 2021, tomando en cuenta que esta base de datos se encuentra disponible en forma anual y es la que se adapta de forma adecuada al análisis que se plantea. Segundo: el modelo logit utilizado en el trabajo de Salazar et.al. [2], fue seleccionado como el modelo de regresión que se utilizará para el tratamiento de los datos disponibles y la obtención de conclusiones importantes, ello debido a que con el mismo modelo con el que se pudo descubrir que existe discriminación de la mujer en la calidad del empleo, se podrá profundizar el análisis de la variable “sexo”, referida en adelante como “género”, con relación a la dimensión de ingresos. Tercero: se utilizó complementariamente la metodología de Oaxaca- Blinder para realizar el análisis de la brecha salarial por género y su descomposición a lo largo del periodo considerado, en la búsqueda de una respuesta a la pregunta de investigación planteada.

2.2. Discriminación salarial hacia las mujeres

“La discriminación salarial acontece cuando un individuo con similares características a otro, y que solo difiere en sexo, religión u otras características, recibe menor salario por razones inexplicables distintas al desempeño en su trabajo”, como menciona Mónica Vaca en su artículo [13].

El impacto de esas diferencias salariales sobre las mujeres, según Melle Hernández [12], es que obtienen menos ingresos a lo largo de sus vidas, lo que conduce a pensiones más bajas y a un mayor riesgo de pobreza en la tercera edad.

El derecho fundamental a la igualdad de remuneración por género es reconocido, como menciona Garbay Flores y Barrera Sardan [6], desde 1919 por la Organización Internacional del Trabajo y es uno de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS) adoptados en 2015.

El Convenio 100 de la OIT de 1951, relativo a la igualdad de remuneración entre la mano de obra masculina y la mano de obra femenina por un trabajo de igual valor, recoge por primera vez en un texto normativo, como cita Melle Hernández [12], la igualdad salarial entre mujeres y hombres, e introduce el concepto de trabajo de igual valor.

En los EE.UU. desde la Ley “Equal Pay” de 1963 firmada por el presidente John F. Kennedy es ilegal pagar a hombres y mujeres diferentes salarios por el mismo trabajo, según aclaración de Melle Hernández [12].

Algunos países europeos, aclara Melle Hernández [12], como Francia (en 1946), Alemania (en 1949) y Polonia (en 1952), incorporaron ese principio de igual salario por igual trabajo en sus propias constituciones, antes de la fundación de la Unión Europea (UE). Cuando la Comunidad Económica Europea, después la UE, fue fundada en 1957, este principio pasó a ser uno de los fundamentales del Tratado de Roma, desarrollado posteriormente en varias Directivas (75/117/EEC y 2006/54/EC).

Siguiendo el artículo de Melle Hernández [12], las mujeres ganan de media un 20% menos que los hombres. Si continúan las tendencias actuales esta brecha salarial tardará en cerrarse 170 años.

La discriminación salarial corresponde al resultado de una mayor explotación salarial y desigualdad en el trabajo que experimentan las mujeres, según Blasco [17], desde su ingreso al mercado laboral y durante toda su trayectoria, que tiene como origen en las desigualdades sociales, la cultura, la educación y, las tareas como el cuidado de los hijos o de algún familiar, lo que desarrollan a lo largo de toda su vida.

Las brechas salariales por género han sido extensamente estudiadas para 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. Por otra parte, los factores no observables son aquéllos que no se capturan en los modelos debido a que su medición es dificultosa o su disponibilidad en los datos son escasas; éstos engloban factores como características no cognitivas, variables de posición laboral, variables institucionales y la discriminación salarial por sexo o raza, como lo mencionan Garbay Flores y Barrera Sardan en su artículo [6].

En lo que se refiere a la brecha de ingresos, según Becker [18], la literatura ha tratado de distinguir la brecha de ingresos referente a las diferencias en características individuales y dotación de capital humano, de aquella no explicada y mayormente relacionada a prejuicios de género o discriminación.

Al respecto, se encuentra en el artículo de Urquidí *et al.* [16], evidencia de una importante reducción en la brecha de ingreso por género en el periodo observado de 1993 a 2018 en Bolivia; esta reducción se explica tanto por la reducción de diferencias en las características observables que afectan el mercado laboral, principalmente educación y el impacto de las características familiares respecto del acceso al empleo. El segundo componente que explica la reducción de la brecha se debe a la reducción del componente no explicado de la brecha, que se asume generalmente como discriminación.

En cuanto a los factores que se pueden identificar se encuentran lo que se ha dado en denominar capital humano, capital cultural y capital social.

El capital humano descrito por Schultz [19], se divide entre escolaridad, experiencia y salud. Los individuos más escolarizados tenderían a ser más disciplinados y productivos, por lo que recibirían mejores salarios; por su parte Pierre Bourdieu [20], defiende una posición distinta en relación con el abordaje del capital humano. Asimismo, lo que se llamó capital cultural se refiere, en realidad, a una serie de características adquiridas o heredadas de los padres, como la escolaridad, el contacto con los libros y con la “cultura legítima” de las sociedades, lo que hace que algunos individuos tengan un mejor desempeño escolar por haber heredado de sus padres esta forma de capital.

El capital social, medido por la participación en asociaciones y colegios profesionales, se mostró significativo para las posibilidades de obtener un cargo gerencial, así lo menciona Helal *et al.* [21], operacionalizando el capital social a partir de variables empíricas que indican la participación de los individuos en grupos y asociaciones. Los estudios muestran que este capital tiene una correlación positiva con el ingreso, considerando que las personas afiliadas ganan en promedio más que los no afiliados.

Existen dos fenómenos o efectos, según Garbay Flores y Barrera Sardán [6], 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.

La primera, mencionada por Guy [7], se refiere a un escenario donde las mujeres se encuentran en trabajos de menor nivel, como si estuviesen atascadas y con barreras para lograr una movilidad laboral. Mientras que los “techos de cristal”, mencionados por Garbay Flores y Barrera Sardan [6], 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.

La parte no explicada de la brecha salarial por género se denomina propiamente “discriminación” y existen algunas teorías que tratan de explicarla.

La “teoría del gusto por la discriminación”, desarrollada por Becker [22], el año 1957, puntualmente su libro “The economics of Discrimination” muestra los efectos económicos que tiene la discriminación en el mercado de trabajo debido a raza, religión, sexo, color, clase social, la personalidad, o de otras consideraciones de moral, demostrando que la discriminación en el mercado laboral hacia cualquier grupo considerado minoritario reduce sus ingresos reales.

McConnell [23], muestra que según Becker los empresarios varones con prejuicios tienen “gustos por la discriminación” y se comportan como si la contratación de mujeres les impusiera costes subjetivos o psíquicos.

Ahora bien, si la estructura del mercado laboral es competitiva, según Chavez y Rios [10], la brecha salarial producida por este tipo de discriminación tiende a desaparecer con el tiempo, debido a que la competencia termina sacando del mercado a los empresarios que discriminan, produciendo así equidad en los salarios.

También, Guataquí *et al.* [24], indica la idea general de la “teoría de la discriminación estadística”, según la cual los empresarios toman como punto de referencia las características promedio de los distintos grupos y no las individuales.

Como medidas tomadas en los diferentes países contra la discriminación, según expone el artículo de Sanchez Cañar *et al.* [15], se observa que, en los países de mayor movilidad económica como los europeos, la brecha de género está disminuyendo de manera progresiva, aplicándose los mecanismos propuestos por los gobiernos y los planes de acción que la Comisión Europea ha dotado para la regulación de las contrataciones y el discernimiento de los puestos de trabajo. Los objetivos de los planes son varios, pero destacan la creación de plazas laborales mediante la innovación tecnológica garantizando la inserción laboral de la mujer.

En los países de América Latina, la situación varía en ciertos factores, ya que la conservación de los roles se mantiene y la mujer no posee apertura suficiente de desarrollo profesional al mantenerse ocupada en labores del hogar y cuidado familiar, sin embargo, la situación legislativa garantiza la inserción laboral y promulga el respeto al derecho de reproducción sin afectar sus puestos de trabajo.

3. PRESENTACIÓN DEL MODELO

El artículo de Salazar [1], sobre la calidad del empleo y sus componentes tomó el estudio de Schnbruch et. al. [25], para realizar el cálculo del Índice multidimensional de calidad del empleo en Bolivia, el mismo que a su vez aplica el modelo de Alkire y Santos [26]. Posteriormente el artículo de Salazar et. al. [2], acerca de los factores determinantes de la calidad del empleo en Bolivia utiliza ese índice para establecer cuáles son los factores determinantes de la mala calidad del empleo en Bolivia, considerando para ello el modelo econométrico logit de elección binaria, la variable “mala calidad del empleo” como variable dependiente y las variables independientes seleccionadas en base a la bibliografía estudiada y según el modelo conceptual elaborado.

En el presente trabajo, dando continuidad al estudio sobre los factores determinantes de la calidad del empleo en Bolivia [2] y su modelo econométrico, se utilizará el mismo modelo logit con el objetivo de analizar con mayor profundidad la actuación de la variable “género”, a fin de proveer una evidencia de la discriminación salarial a la cual se encuentran sometidas las mujeres en Bolivia, asimismo se utilizará la metodología de Oaxaca-Blinder para realizar el cálculo y la descomposición de la brecha salarial en ambos periodos (prepandemia y pandemia).

Con el objeto de tener claridad sobre el proceso que se seguirá se exponen a continuación los componentes del modelo:

3.1. Modelo Logit de elección binaria

En el artículo de Salazar et. al. [2], se eligió el modelo logit de elección binaria en el cual la variable dependiente “mala calidad de empleo” es una variable aleatoria que toma valores de 0 (cero) o 1(un) porque se estudió solo con dos alternativas excluyentes entre sí, el cual es una alternativa para medir la probabilidad de un suceso, clasificando el mismo dentro de los modelos de elección discreta, los cuales tratan de explicar el comportamiento de una variable cualitativa en función de otras variables cualitativas y cuantitativas incluyendo una variable de perturbación aleatoria que recoge las desviaciones que los agentes tienen respecto a lo que sería el comportamiento del agente medio como lo menciona Alamilla y Arauco [27].

La idea del planteamiento del modelo logit consiste en obligar a que las predicciones del modelo se encuentren comprendidas entre [0,1] de acuerdo con el mencionado artículo [2].

3.2. Metodología Oaxaca- Blinder

El método Blinder-Oaxaca utiliza ecuaciones de salario del tipo Mincer para dividir la diferencia de ingresos laborales en dos grupos, uno que se puede “explicar” por diferencias grupales y características productivas como la educación o la experiencia laboral y un segundo componente residual, no explicado, generalmente asociado a discriminación, según Jann, [28].

3.3. Variable dependiente

Se tomó como variable dependiente a explicar en Salazar et. al. [2], y, en la primera parte del presente trabajo la variable dicotómica: “Mala calidad de empleo”, la cual tendrá el valor 1 (uno) cuando se trate de “Sí”, y el valor 0 (cero) cuando el individuo “No” tenga baja calidad de empleo.

Es preciso considerar que la variable dicotómica “Mala Calidad” proviene de un cálculo que tiene como componentes el total de las dimensiones consideradas para construir el índice multidimensional de calidad del empleo (IMCE) según el artículo de Salazar [1], así como las respectivas ponderaciones asignadas a cada una, con objeto de determinar con ello el “puntaje de privación” de cada observación y determinar si este puntaje llega o no al umbral denominado como “línea de mala calidad del empleo” que por decisión normativa se fijó en 50%, así en caso de llegar o sobrepasar esta línea tendrá “Mala Calidad”, en el otro caso no será así.

En la segunda parte y, para analizar los efectos marginales de la variable “genero” sobre las dimensiones del índice de calidad del empleo se tomó como variable dependiente cada una de las dimensiones que componen el índice.

Finalmente se utilizó como variable dependiente para calcular y descomponer la brecha salarial usando la metodología Oaxaca- Blinder, el logaritmo del salario promedio, tanto de varones como de mujeres.

3.4. Variables independientes

En el artículo de Salazar et. al. [2], y, en parte del presente trabajo se consideran como variables independientes aquellas seleccionadas y utilizadas con más frecuencia en los artículos consultados como bibliografía, para llegar a trabajar con

las siguientes: edad, años de estudio, horas de trabajo a la semana³, sexo, tiene AFP⁴ (si o no), sector económico, contrato o relación contractual, tamaño de la empresa (número de empleados) y departamento de Bolivia donde ejercer su actividad laboral.

Con objeto de realizar el análisis de la brecha salarial y su descomposición con la metodología de Oaxaca- Blinder se tomaron como variables independientes las utilizadas en el trabajo de Cadena Vaca [13], siendo estas variables explicativas: los años de estudio, la experiencia, calculada como edad menos años de estudio menos seis (años de iniciación), el cuadrado de la experiencia, hasta este punto se consideran las variables de la ecuación de Mincer, además se consideraron como otros factores que explican el salario: al estado civil, dado en varias categorías: soltero, casado, concubino, separado, divorciado y viudo; a la actividad económica categorizada en industria manufacturera, construcción, ventas por mayor y menor, alojamiento y servicio de comida, intermediación financiera y seguros, actividades de servicio administrativo y servicio de educación, adicionalmente se consideraron las horas trabajadas por semana.

3.5. Modelo Conceptual

Es posible resumir el modelo teórico conceptual del presente artículo de la siguiente manera, identificado con el modelo que presenta el artículo de Salazar *et al.* [2], Figura 1.

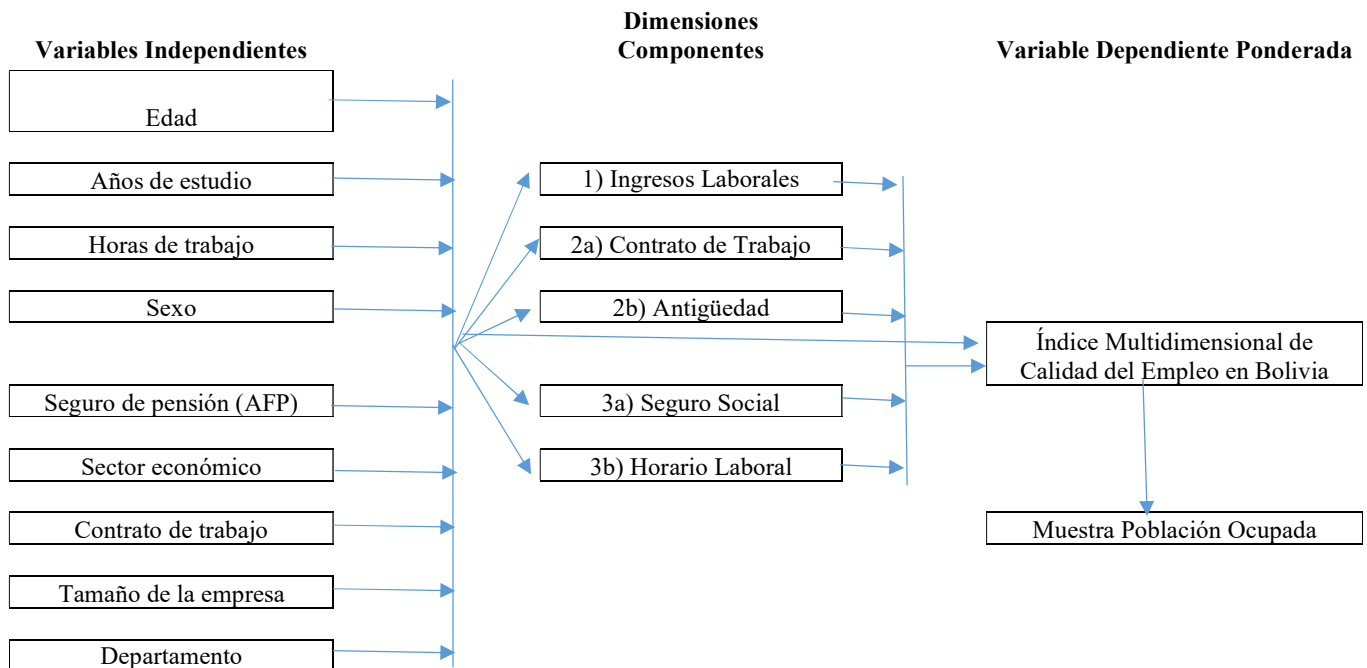


Figura 1: Modelo Conceptual.

Fuente: Elaboración propia [1] con base en Schnbruch [25]

4. ESTRATEGIA EMPÍRICA

La estrategia para la realización del presente artículo consiste en profundizar el análisis realizado en el trabajo de Salazar *et al.* [2], sobre los factores determinantes de la calidad del empleo en Bolivia con el objeto de responder a la pregunta de investigación planteada: ¿Es posible evidenciar si existe discriminación en el salario que se cancela a las mujeres en comparación del salario que se cancela a los varones por el mismo trabajo realizado dentro de los diferentes puestos de trabajo en Bolivia? Para ello será necesario realizar, utilizando el mismo modelo econométrico, un análisis del comportamiento de la variable “género” con relación tanto a la calidad del empleo como a las dimensiones componentes del Índice Multidimensional de Calidad del Empleo (IMCE), principalmente la dimensión de Ingresos y, encontrar la evidencia suficiente para afirmar si existe o no discriminación salarial en perjuicio de la mujer, solo por el hecho de pertenecer a este género.

³ El límite de 48 horas semanales rige en Bolivia según la ley General del Trabajo del 08 de Diciembre de 1942 en su artículo 46.

⁴ Las AFPs dejaron de operar en Bolivia en la gestión 2023 y actualmente el ente estatal denominado Gestora se hace cargo del fondo de pensiones de jubilación.

De esta manera, utilizando para ello el modelo logit de elección binaria, se planteó el modelo tomando como variable dependiente en la primera parte la “Mala Calidad del Empleo”, y en la segunda parte las dimensiones componentes del índice de calidad del empleo a mencionar: ingresos, contrato, antigüedad, seguro de salud, seguro de pensiones y horario laboral, así como las nueve variables independientes más utilizadas en los artículos de consulta y se corrió el mismo en el *software* Stata™ versión 15.1 para cada gestión planteada, utilizando para ello las bases de datos de la Encuesta de Hogares del Instituto Nacional de Estadística (INE), de los años 2011 a 2021.

Del modelo así planteado, se extrajeron los efectos marginales para evidenciar o no la existencia de discriminación salarial hacia la mujer en Bolivia.

Determinada la existencia de discriminación y utilizando los mismos datos y el *software* Stata™ versión 15.1, se procedió a la aplicación de la metodología de Oaxaca-Blinder, obteniendo las medias del logaritmo natural de ingresos de hombres y mujeres, es decir, por género (variable dicotómica: hombre=1; mujer=2), dividiendo para ello en grupos de hombres y mujeres cada encuesta de hogares, del 2011 al 2021, para realizar luego las descomposiciones salariales analizando para un periodo de prepandemia y para un periodo de pandemia, esto con el propósito de determinar que parte del diferencial es producto de discriminación y cuál es dotación.

Se extrajeron conclusiones y recomendaciones con base en el análisis realizado, con objeto de evidenciar si la pregunta de investigación que se planteó en la parte inicial del presente trabajo es respondida o no.

5. ANÁLISIS DE RESULTADOS

5.1. Efectos marginales del modelo

5.1.1. Periodo de prepandemia (2011-2019)

Realizada la corrida del modelo logit propuesto para dos periodos, por una parte, el periodo prepandemia que abarca del 2011 a 2019, y, por otra parte, el periodo de pandemia de 2020 a 2021, además teniendo en cuenta que sus coeficientes solo se interpretan de acuerdo al signo que muestran, se extrajeron los efectos marginales de las variables independientes seleccionadas sobre el comportamiento de la variable dependiente, la cual es la probabilidad de acceder a un empleo de mala calidad o no.

Es así que tomando en cuenta solo los efectos marginales estadísticamente significativos con un 95 % de certeza se pueden apreciar los mismos en la Tabla 2 para el primer periodo mencionado.

**TABLA 2 - EFECTOS MARGINALES DE LA ECUACIÓN FACTORES DE CALIDAD DEL EMPLEO-
BOLIVIA PERIODO PRE PANDEMIA AÑOS 2011 A 2019**

Variables	P> t	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	PROMEDIO
Edad	0,000	-0,0035	-0,0029	-0,0026	-0,0024	-0,0048	-0,0049	-0,0051	-0,0043	-0,0046	-0,0039
Años de estudio	0,000	-0,0084	-0,0083	-0,0095	-0,0067	-0,0150	-0,0148	-0,0191	-0,0159	-0,0164	-0,0127
Horas de trabajo (a la semana)	0,000	0,0013	0,0015	0,0047	0,0036	0,0022	0,0011	0,0016	0,0018	0,0007	0,0021
Sexo (mujer)	0,000	0,0827	0,0625	0,0027	0,0010	0,0678	0,0676	0,0471	0,0439	0,0482	0,0471
Aporte a las AFPs (no aporta)	0,000	0,2706	0,2282	0,3435	0,2487	0,2055	0,1750	0,1375	0,1475	0,1274	0,2093
Es personal de planta	0,000	-0,3589	-0,3906	-0,3243	-0,5005	-0,3989	-0,4014	-0,4049	-0,4239	-0,4812	-0,4094
No firmó contrato	0,000	0,0639	0,0503	0,0424	-0,0531	0,1036	0,0953	0,0816	0,1438	0,1549	0,0759
Tamaño de la Empresa	0,000	0,0000	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001
Observ.		16.884	14.549	16.715	9.427	6.441	6.205	6.409	6.099	6.579	
R ²		0,4116	0,3874	0,3452	0,2769	0,4622	0,4895	0,5221	0,5414	0,5614	

Fuente: Elaboración propia con datos del INE.
(*) Con nivel de Significancia estadística del 95 %.

Los datos expuestos fueron generados en forma directa de Stata™. Se debe aclarar, en la interpretación que, el signo negativo (-) debe ser considerado como una disminución en la probabilidad de contar con un empleo de mala calidad, es decir un aumento en la probabilidad de contar con un empleo de buena calidad y, el signo positivo (+) como asociación a un incremento en la probabilidad de encontrar un empleo de mala calidad.

Para el presente trabajo se ha realizado la profundización de cómo se comporta la variable “género” con relación a la calidad del empleo, por lo que este análisis se puede realizar considerando la columna “promedio” de la tabla presentada, que representa la media aritmética⁵ de los efectos marginales del periodo prepandemia del 2011 al 2019, ahí el efecto marginal de la variable “género” muestra que la condición de ser mujer hace que se incremente en 4.71% la probabilidad de contar con un empleo de mala calidad, lo cual, confirma que existe discriminación para la mujer al momento de intentar conseguir un empleo que sea de buena calidad.

De igual forma se observa la evolución del efecto marginal de la condición de ser mujer sobre la calidad del empleo gestión a gestión, Tabla 3.

TABLA 3 - EVOLUCIÓN DEL EFECTO GÉNERO S/ LA CALIDAD DEL EMPLEO

Variables	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	PROMEDIO
Sexo (mujer)	0,0827	0,0625	0,0027	0,0010	0,0678	0,0676	0,0471	0,0439	0,0482	0,0471
Observ.	16.884	14.549	16715	9427	6441	6205	6409	6099	6579	
R ²	0,4116	0,3874	0,3452	0,2769	0,4622	0,4895	0,5221	0,5414	0,5614	

Fuente: Elaboración propia con datos del INE.

Se observa que existe una evolución decreciente en la probabilidad de conseguir un empleo de mala calidad por la condición de ser mujer de 8.27 % en 2011 hasta 4.82% en la gestión 2019, que significa que la discriminación contra la mujer se ha estado reduciendo en Bolivia. Esta evolución se puede mostrar en forma gráfica como en la Figura 2.

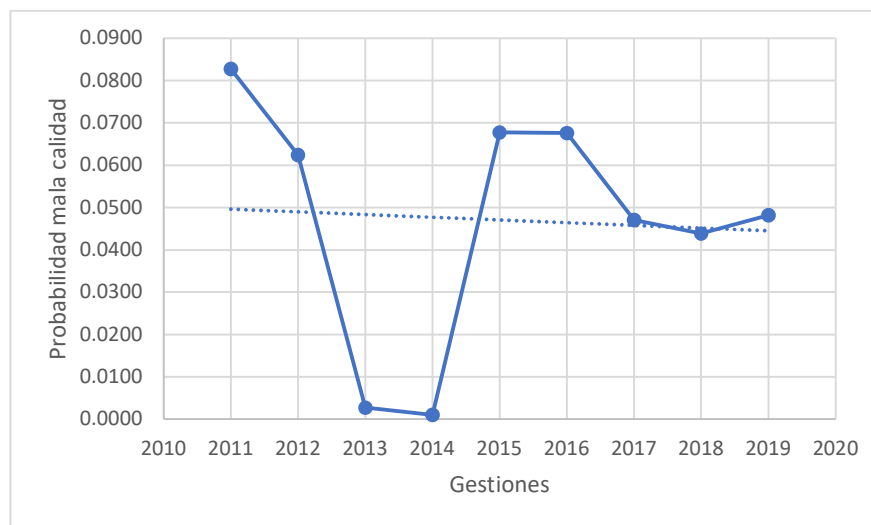


Figura 2: Evolución efecto condición de mujer.

Fuente: Encuesta de hogares INE.

En la Figura 2 se puede observar que la línea de tendencia muestra una bajada en la probabilidad de conseguir un empleo de mala calidad por la condición de ser mujer, lo que devela un avance para que desaparezca la discriminación de género en Bolivia.

De la misma forma y, utilizando el modelo logit en Stata, se obtuvo el resumen de los efectos marginales que tiene la variable “sexo” o “género” sobre cada dimensión del índice de calidad del empleo, a continuación, se muestra en la Tabla 4 las dimensiones que componen el índice de calidad del empleo y en la Tabla 5 los efectos marginales.

⁵ En matemáticas y estadística, una media o promedio es una medida de tendencia central. Resulta al efectuar una serie determinada de operaciones con un conjunto de números y que, en determinadas condiciones, puede representar por sí solo a todo el conjunto. En general, es calculada sumando los valores de interés y dividiendo entre el número de valores sumados [29]

TABLA 4 - PRESENTACIÓN DE DIMENSIONES Y SUBDIMENSIONES PARA EL MODELO

DIMENSIÓN	PONDERACIÓN	LÍMITE PRIVACIÓN
1) INGRESOS LABORALES	1/3	Dos salarios mínimos nacionales
2) ESTABILIDAD LABORAL	1/3	Subdimensiones
2a) STATUS OCUPACIONAL/CONTRATO	1/6	Sin contrato / Autoempleado.
2b) ANTIGÜEDAD LABORAL	1/6	Menos de tres años.
3) CONDICIONES DE EMPLEO	1/3	Subdimensiones
3a) SEGURO SOCIAL	1/6	Subdimensiones
3a1) Seguro de salud	1/12	No afiliado
3a2) Seguro de pensiones	1/12	No afiliado
3b) JORNADA LABORAL	1/6	Más de 48 Hrs/ semana.

Fuente: Elaboración propia en base a Sehnbruch.

TABLA 5 - EFECTOS MARGINALES DE "GÉNERO" SOBRE LAS DIMENSIONES DEL IMCE

Periodo de prepandemia 2011-2019

Variables	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	PROMEDIO
Ingresos	0,0827	0,1166	0,0313	0,0119	0,0678	0,0962	0,0709	0,0748	0,0706	0,0692
Contrato	-0,0004	0,0023	-0,0003	0,0004	0,0063	0,0042	0,0040	0,0026	0,0022	0,0023
Antigüedad	-0,0078	0,0050	0,0099	0,0264	0,0229	0,0345	0,0104	0,0182	0,0196	0,0155
Seguro de salud	-0,0559	-0,0326	-0,0371	-0,0543	-0,0201	-0,0236	-0,0393	-0,0252	-0,0462	-0,0371
Seguro de pensiones	0,0207	0,0159	0,0186	0,0160	0,0269	0,0041	0,0136	0,0223	0,0196	0,0175
Jornada laboral	-0,0585	-0,0566	-0,0637	-0,0608	-0,0850	-0,0906	-0,0584	-0,0630	-0,0744	-0,0679
Observ.	16.884	14.549	16715	9427	6441	6205	6409	6099	6579	
R ²	0,4116	0,3874	0,3452	0,2769	0,4622	0,4895	0,5221	0,5414	0,5614	

Fuente: Elaboración propia con datos INE.

En la Tabla 5, al igual que en la Tabla 2, el signo positivo se lee como un aumento en la probabilidad de ser privado en cada dimensión, es decir es una disminución en la probabilidad de contar con un empleo de buena calidad.

Es posible apreciar que, como promedio de las nueve gestiones analizadas, la dimensión de “ingresos” es la más afectada por la condición de ser mujer; cuya probabilidad de ser mayor a dos salarios mínimos nacionales baja en 6.92% solo por el hecho de ser mujer, asimismo la dimensión de “antigüedad” muestra una disminución de 1.55% en la probabilidad de que una mujer llegue a una antigüedad igual o mayor a tres años, y, la dimensión de “Seguro de pensiones”, donde la probabilidad de acceder a tener este beneficio disminuye en 1.75% por la condición de ser mujer. Por otra parte, las dimensiones de “Seguro de salud” y “Jornada laboral” se muestran favorecidas en sus probabilidades de sobrepasar sus límites de privación debido a la condición de ser mujer en 3.71 y 6.79% respectivamente.

Profundizando el tema de ingresos se realizó el análisis de la brecha salarial entre hombres y mujeres para este periodo de prepandemia mediante la metodología de Oaxaca- Blinder, calculando para ello las regresiones que sirvieron de base para cada año, se muestran en la Tabla 6 en primer lugar las regresiones de los varones del 2011 al 2019.

TABLA 6 - ANÁLISIS DE REGRESIÓN GLOBAL (HOMBRES)

Variable dependiente: Logaritmo del salario

ln_ylab	2011		2012		2013		2014		2015	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
aestudio	0,07297	0,00	0,07240	0,00	0,06261	0,00	0,04167	0,00	0,05720	0,00
exper	-0,00376	0,00	0,03029	0,00	0,03603	0,00	0,02568	0,00	0,03250	0,00

exper2			-0,00059	0,00	-0,00069	0,00	-0,00056	0,00	-0,00065	0,00
estado_civil										
1. casado	0,40476	0,00	0,22321	0,00	0,17826	0,00	0,30345	0,00	0,19653	0,00
2. concubino	0,47039	0,00	0,31217	0,00	0,27027	0,00	0,28850	0,00	0,17603	0,00
3. separado			0,32447	0,00	0,20964	0,00	0,27576	0,00	0,19910	0,00
4. divorciado	0,43016	0,00	0,27933	0,01	0,36494	0,00	0,25423	0,01	0,31548	0,00
5. viudo			0,08437	0,28	-0,06597	0,33	0,12964	0,14	-0,02018	0,78
Construcción	0,46068	0,00	0,43495	0,00	0,30928	0,00	0,36444	0,00	0,34132	0,00
Vta_Mayormenor	0,14081	0,00	0,12902	0,00	0,07396	0,01	0,05494	0,09	0,06418	0,02
Activid_Alojamtoservicio	0,15419	0,04	0,19896	0,01	0,13464	0,04	0,32929	0,00	0,06860	0,25
IntermedFinanc_Seguros	0,26574	0,03	0,37314	0,00	0,31906	0,00	0,41301	0,00	0,33059	0,00
ActividServicio_Admin	-0,01264	0,89	0,18417	0,04	-0,08467	0,29	0,00304	0,97	0,10134	0,15
Serv_Educación	0,17090	0,00	0,20284	0,00	0,20911	0,00	0,22214	0,00	0,21964	0,00
phrs_mes	0,00847	0,00	0,00800	0,00	0,00829	0,00	0,00813	0,00	0,00708	0,00
Constant	5,96602	0,00	5,80500	0,00	6,05588	0,00	6,45763	0,00	6,36369	0,00
Mean dependent var	7,39487		7,42209		7,63043		7,77008		7,76240	
R.squared	0,2337		0,2606		0,2861		0,2418		0,2429	
Number of obs	8.057		7.482		8.643		5.299		8.758	
***p<0.01, **p<0.05,*p<0.1										

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

TABLA 6 - ANÁLISIS DE REGRESIÓN GLOBAL (HOMBRES) (continuación)

ln_ylab	2016		2017		2018		2019	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
aestudio	0,08134	0,00	0,06988	0,00	0,06316	0,00	0,06291	0,00
exper	0,03552	0,00	0,04017	0,00	-0,00776	0,00	0,03469	0,00
exper2	-0,00064	0,00	-0,00076	0,00			-0,00064	0,00
estado_civil								
1. casado	0,17443	0,00	0,15737	0,00	0,33950	0,00	0,19811	0,00
2. concubino	0,19634	0,00	0,19950	0,00	0,27717	0,00	0,19702	0,00
3. separado	0,18084	0,00	0,17766	0,00	0,40286	0,00	0,12943	0,01
4. divorciado	0,08477	0,38	0,18290	0,05	0,63741		0,20047	0,01
5. viudo	0,16657	0,01	0,04709	0,43	-0,00912	0,87	0,14709	0,01
Construcción	0,46731	0,00	0,41702	0,00	0,32936	0,00	0,30492	0,00
Vta_Mayormenor	0,09786	0,00	0,12063	0,00	0,13769	0,00	0,07892	0,00
Activid_Alojamtoservicio	0,20233	0,00	0,21338	0,00	0,12822	0,03	0,14884	0,01
IntermedFinanc_Seguros	0,37320	0,00	0,33711	0,00	0,33913	0,00	0,35424	0,00
ActividServicio_Admin	0,22494	0,00	0,18854	0,02	0,07054	0,30	-0,02049	0,73
Serv_Educación	0,36731	0,00	0,33990	0,00	0,47753	0,00	0,41461	0,00
phrs_mes	0,01004	0,00	0,00764	0,00	0,00982	0,00	0,00893	0,00
Constant	5,85013	0,00	6,08879	0,00	6,52583		6,25106	0,00
Mean dependent var	7,69860		7,73631		7,79770		7,85132	
R.squared	0,3355		0,3143		0,2669		0,3205	
Number of obs	9.260		9.100		8.963		9.413	
***p<0.01, **p<0.05,*p<0.1								

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

Posteriormente y, con el mismo objetivo se realizó el cálculo de las regresiones para el sector de las mujeres trabajadoras, presentándose las mismas de las Tablas 7 y 8.

TABLA 7 - ANÁLISIS DE REGRESIÓN GLOBAL (MUJERES)

Variable dependiente: Logaritmo del salario

ln_ylab	2011		2012		2013		2014		2015	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
aestudio	0,08097	0,00	0,08439	0,00	0,08409	0,00	0,05414	0,00	0,07313	0,00
exper	0,00146	0,17	0,03715	0,00	0,03403	0,00	0,03117	0,00	0,03502	0,00
exper2			-0,00057	0,00	-0,00052	0,00	-0,00051	0,00	-0,00056	0,00
estado_civil										
1. casado	0,10018	0,00	-0,02370	0,53	-0,00746	0,82	-0,03070	0,47	-0,03043	0,37
2. concubino	0,13655	0,00	0,09288	0,04	0,06530	0,10	0,01297	0,79	-0,00258	0,95
3. separado			0,14661	0,01	0,11811	0,02	-0,02515	0,69	0,06801	0,18
4. divorciado	0,25134	0,00	0,34240	0,00	0,14410	0,04	0,07835	0,40	0,10714	0,18
5. viudo			-0,02131	0,74	0,03738	0,49	-0,06408	0,40	-0,00719	0,90
Construcción	0,49345	0,00	0,67208	0,00	0,45825	0,00	0,31186	0,03	0,50572	0,00
Vta_Mayor menor	0,10151	0,00	0,09404	0,00	0,00646	0,82	0,00255	0,94	0,00846	0,77
Activid_Alojamiento servicio	0,51386	0,00	0,33908	0,00	0,32729	0,00	0,37868	0,00	0,38910	0,00
IntermedFinanc_Seguros	0,28455	0,01	0,72729	0,00	0,48666	0,00	0,41756	0,00	0,52849	0,00
ActividServicio_Admin	0,11388	0,34	0,07337	0,47	0,05948	0,55	0,20870	0,07	0,21047	0,02
Serv_Educación	0,43360	0,00	0,37061	0,00	0,34687	0,00	0,43924	0,00	0,40034	0,00
phrs_mes	0,01237	0,00	0,00745	0,00	0,01125	0,00	0,01205	0,00	0,00922	0,00
Constant	5,43068	0,00	5,35401	0,00	5,39801	0,00	5,92108	0,00	5,82778	0,00
Mean dependent var	6,96115		7,03100		7,24887		7,39896		7,41866	
R.squared	0,2638		0,2764		0,2991		0,2349		0,2742	
Number of obs	4.924		4.925		5.756		3.632		5.310	

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

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

TABLA 7 - ANÁLISIS DE REGRESIÓN GLOBAL (MUJERES) (continuación)

ln_ylab	2016		2017		2018		2019	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
aestudio	0,09128	0,00	0,08680	0,00	0,08287	0,00	0,08360	0,00
exper	0,03385	0,00	0,03639	0,00	0,00220	0,02	0,03827	0,00
exper2	-0,00047	0,00	-0,00057	0,00			-0,00056	0,00
estado_civil								
1. casado	0,02819	0,38	0,01305	0,68	0,13756	0,00	-0,05627	0,05
2. concubino	0,08635	0,01	0,01503	0,67	0,08029	0,02	-0,02166	0,50
3. separado	0,13107	0,01	0,13117	0,00	0,23703	0,00	0,05627	0,18
4. divorciado	0,16624	0,04	0,12752	0,06	0,30277		0,13131	0,04
5. viudo	-0,01980	0,71	0,02851	0,59	-0,16481	0,00	0,01187	0,80
Construcción	0,46663	0,00	0,51451	0,00	0,43111	0,00	0,43286	0,00
Vta_Mayor menor	0,04940	0,07	0,09382	0,00	0,49087	0,07	-0,00384	0,88
Activid_Alojamiento servicio	0,35207	0,00	0,37178	0,00	0,35943	0,00	0,35440	0,00
IntermedFinanc_Seguros	0,58900	0,00	0,65559	0,00	0,45103	0,00	0,57725	0,00

ActividServicio_Admin	0,18582	0,03	0,19407	0,04	0,14667	0,05	0,19611	0,02
Serv_Educación	0,47804	0,00	0,49428	0,00	0,56544	0,00	0,55196	0,00
phrs_mes	0,01148	0,00	0,01153	0,00	0,01236	0,00	0,01261	0,00
Constant	5,41201	0,00	5,51329	0,00	5,85669	0,00	5,57076	0,00
Mean dependent var	7,30758		7,40698		7,47033		7,45573	
R.squared	0,3366		0,3539		0,3242		0,3551	
Number of obs	6089		5.761		5.694		6.352	
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1								

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

Con esta base y considerando la metodología Oaxaca- Blinder, se obtuvo el cálculo y la descomposición de la brecha salarial para este periodo de prepandemia, obteniéndose los resultados de la Tabla 8.

**TABLA 8 - DESCOMPOSICIÓN SALARIAL DE OAXACA- BLINDER
PERIODO DE PREPANDEMIA**

ln_ylab	2011		2012		2013		2014		2015	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
HOMBRES	7,39487	0,00	7,42209	0,00	7,63043	0,00	7,77008	0,00	7,76240	0,00
MUJERES	6,96115	0,00	7,03100	0,00	7,24887	0,00	7,39896	0,00	7,41866	0,00
DIFERENCIA	0,43372	0,00	0,39109	0,00	0,38156	0,00	0,37112	0,00	0,34374	0,00
BRECHA SALARIAL	5,87%		5,27%		5,00%		4,78%		4,43%	
EXPLICADA (dotaciones)	0,18170	0,00	0,09476	0,00	0,10510	0,00	0,11453	0,00	0,13858	0,00
EXPLICADA (dotaciones)(%)	41,89%		24,23%		27,54%		30,86%		40,32%	
NO EXPLICADA (discriminación)	0,25202	0,00	0,29633	0,00	0,27646	0,00	0,25659	0,00	0,20515	0,00
NO EXPLICADA (discriminación)(%)	58,11%		75,77%		72,46%		69,14%		59,68%	
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1										

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

**TABLA 8 -DESCOMPOSICIÓN SALARIAL DE OAXACA- BLINDER
PERIODO DE PREPANDEMIA
(continuación)**

ln_ylab	2016		2017		2018		2019		PROMEDIO
	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.
HOMBRES	7,69860	0,00	7,73631	0,00	7,79770	0,00	7,85132	0,00	7,67376
MUJERES	7,30758	0,00	7,40698	0,00	7,47033	0,00	7,45573	0,00	7,29992
DIFERENCIA	0,39102	0,00	0,32933	0,00	0,32737	0,00	0,39559	0,00	0,37384
BRECHA SALARIAL	5,08%		4,26%		4,20%		5,04%		4,87%
EXPLICADA (dotaciones)	0,16008	0,00	0,10009	0,00	0,08128	0,02	0,11771	0,00	0,12154
EXPLICADA (dotaciones)(%)	40,94%		30,39%		24,83%		29,76%		32,51%
NO EXPLICADA (discriminación)	0,23094	0,00	0,22924	0,00	0,24609	0,00	0,27787	0,00	0,25230
NO EXPLICADA (discriminación)(%)	59,06%		69,61%		75,17%		70,24%		67,49%
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1									

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

En las regresiones, los R^2 tanto del modelo para hombres como para mujeres, muestra que las variables independientes explican a lo largo del periodo de prepandemia desde un mínimo de 23.37% hasta un máximo de 33.55%, tabla 6, del salario logarítmico de los hombres y desde 23.49% hasta 35.51%, tabla 7, del de las mujeres.

Realizando el análisis de la brecha salarial por género mediante la descomposición de Oaxaca-Blinder, Tabla 8, los resultados muestran, en promedio del periodo de prepandemia, que la media de los salarios logarítmicos es 7.67376 para los hombres y 7.29992 para las mujeres, dejando una brecha salarial de 0.37384, que representa un 4.87% del salario logarítmico de los hombres. Asimismo, la parte de esta diferencia explicada por las dotaciones es de 0.12154 que representa el 32.51% de la brecha. De esta manera se observa que, si las mujeres tuvieran las mismas características que los hombres, la brecha salarial sería de 0.25230 o 67.49% de la brecha total, considerada como discriminación.

5.1.2. Periodo de pandemia (2020-2021)

Continuando el análisis de los efectos marginales de las variables independientes seleccionadas, se muestra a continuación, Tabla 9, que muestra los efectos de estas variables sobre la calidad del empleo para las gestiones 2020 y 2021, es decir en el periodo de la pandemia, en este punto se hace notar que la información por parte del Instituto Nacional de Estadística (INE) de las gestiones 2022 y 2023 aún no se encuentra disponible para realizar el análisis sobre el tema.

**TABLA 9 - EFECTOS MARGINALES DE LA ECUACIÓN FACTORES DE CALIDAD DEL EMPLEO-
BOLIVIA
PERIODO DE PANDEMIA AÑOS 2020-2021**

Variables	P> t	2020	2021	PROMEDIO
Edad	0,000	-0,0022	-0,0038	-0,0030
Años de estudio	0,000	-0,0005	-0,0036	-0,0021
Horas de trabajo (a la semana)	0,000	0,0070	0,0087	0,0079
Sexo (mujer)	0,000	-0,0434	-0,0267	-0,0350
Aporte a las AFPs (no aporta)	0,000	0,2452	0,1969	0,2211
Es personal de planta	0,000	N/R	N/R	N/R
No firmó contrato	0,000	N/R	N/R	N/R
Tamaño de la Empresa	0,000	-0,0002	-0,0003	-0,0003
Observ.		16.765	18.454	
R ²		0,1603	0,2007	

Fuente: Elaboración propia con datos del INE. (*) Con nivel de Significancia estadística del 95 %

Observando el comportamiento de la variable “género” sobre la calidad del empleo para el periodo de pandemia (2020-2021), en la columna promedio se puede apreciar que el hecho de ser mujer, al contrario del periodo de prepandemia disminuye la probabilidad de contar con un empleo de mala calidad en un 3.50%.

Continuando el análisis para el periodo de pandemia 2020-2021, se obtuvo el resumen de los efectos marginales que tiene la variable “género” sobre cada dimensión del índice de calidad del empleo, que se muestra en la Tabla 10.

**TABLA 10 - EFECTOS MARGINALES DE "GENERO" SOBRE LAS DIMENSIONES DEL IMCE
PERIODO DE PANDEMIA AÑOS 2020-2021**

Variables	2020	2021	PROMEDIO
Ingresos	-0,0879	-0,0541	-0,0710
Contrato	N/R	N/R	N/R
Antigüedad	0,0122	0,0204	0,0163
Seguro de salud	-0,0645	-0,0617	-0,0631
Seguro de pensiones	N/R	N/R	N/R
Jornada laboral	-0,0596	-0,0759	-0,0678
Observ.	16.765	18.454	
R ²	0,1603	0,2007	

Fuente: Elaboración propia con datos INE.

Se aprecia, como promedio de las dos gestiones analizadas que, la dimensión de “ingresos” cambia radicalmente de comportamiento, con respecto al periodo de prepandemia, por la condición de ser mujer, cuya probabilidad de ser mayor a dos salarios mínimos nacionales aumenta en 7.10% solo por el hecho de ser mujer, asimismo la dimensión de

“antigüedad” muestra una disminución en 1.63% de la probabilidad de que una mujer llegue a una antigüedad igual o mayor a tres años. Por otra parte, las dimensiones de “Seguro de salud” y “Jornada laboral” se muestran favorecidas en sus probabilidades de superar sus límites de privación debido a la condición de mujer en 6.31% y 6.78% respectivamente. Para este mismo periodo de pandemia (2020-2021), se calcularon las regresiones que sirvieron de base para el análisis y descomposición de la brecha salarial por medio de la metodología de Oaxaca- Blinder, las cuales se muestran en la Tabla 11 para los varones.

TABLA 11 - ANÁLISIS DE REGRESIÓN GLOBAL (HOMBRES)
Variable dependiente: Logaritmo del salario

ln_ylab	2020		2021	
	Coef.	p- value	Coef.	p- value
aestudio			0,07546	0,00
exper	-0,01788	0,00	0,03781	0,00
exper2			-0,00067	0,00
estado_civil				
1. casado	0,50915	0,00	0,14875	0,00
2. concubino	0,31331	0,00	0,15701	0,00
3. separado	0,55389	0,00	0,18268	0,00
4. divorciado	0,58425	0,00	0,09236	0,26
5. viudo	0,27896	0,00	-0,07932	0,15
Construcción	0,33583	0,00	0,34228	0,00
Vta_Mayormenor	0,20314	0,00	0,06967	0,00
Activid_Alojamtoservicio	0,31494	0,00	0,12143	0,03
IntermedFinanc_Seguros	0,67081	0,00	0,30606	0,00
ActividServicio_Administrativo	0,10594	0,16	-0,03494	0,60
Serv_Educación	0,87938	0,00	0,38130	0,00
phrs_mes	0,00832	0,00	0,00901	0,00
Constant	7,31246	0,00	6,01001	0,00
Mean dependent var	7,73279		7,79693	
R.squared	0,1718		0,3148	
Number of obs	8.720		9.910	
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1				

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

De igual manera, se muestran las regresiones calculadas para las mujeres en este periodo de pandemia, Tabla 12.

TABLA 12 - ANÁLISIS DE REGRESIÓN GLOBAL (MUJERES)
Variable dependiente: Logaritmo del salario

ln_ylab	2020		2021	
	Coef.	p- value	Coef.	p- value
aestudio			0,09707	0,00
exper	-0,01597	0,00	0,03604	0,00
exper2			-0,00052	0,00
estado_civil				
1. casado	0,31210	0,00	0,02459	0,41
2. concubino	0,12387	0,00	0,00223	0,95
3. separado	0,36922	0,00	0,11975	0,00
4. divorciado	0,59488	0,00	0,18119	0,01
5. viudo	0,04328	0,49	0,12134	0,01

EVIDENCIA SOBRE DISCRIMINACIÓN SALARIAL POR GÉNERO EN BOLIVIA

Construcción	0,38155	0,03	0,26631	0,05
Vta_Mayormenor	-0,00233	0,94	0,02132	0,40
Activid_Alojamtoservicio	0,18800	0,00	0,36680	0,00
IntermedFinanc_Seguros	0,86826	0,00	0,36178	0,00
ActividServicio_Administrativo	0,03052	0,75	0,18693	0,02
Serv_Educación	1,06653	0,00	0,57151	0,00
phrs_mes	0,01214	0,00	0,01208	0,00
Constant	7,01685	0,00	5,35206	0,00
Mean dependent var	7,45334		7,47259	
R.squared	0,1982		0,3668	
Number of obs	5.314		6.452	
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1				

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

Con la base en las regresiones planteadas y considerando la metodología Oaxaca- Blinder, se obtuvo el cálculo y la descomposición de la brecha salarial para este periodo de pandemia, que se muestra en la Tabla 13.

**TABLA 13 - DESCOMPOSICIÓN SALARIAL GLOBAL DE OAXACA-BLINDER
PERIODO DE PANDEMIA**

ln_ylab	2020		2021		PROMEDIO
	Coef.	p- value	Coef.	p- value	Coef.
HOMBRES	7,73279	0,000	7,79693	0,000	7,76486
MUJERES	7,45334	0,000	7,47259	0,000	7,46297
DIFERENCIA	0,27944	0,000	0,32434	0,000	0,30189
BRECHA SALARIAL	3,61%		4,16%		3,89%
EXPLICADA (dotaciones)	-0,08207	0,042	0,15333	0,000	0,03563
EXPLICADA (dotaciones)(%)	-29,37%		47,27%		11,80%
NO EXPLICADA (discriminación)	0,36151	0,000	0,17102	0,000	0,26626
NO EXPLICADA (discriminación)(%)	129,37%		52,73%		88,20%
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1					

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

En las regresiones, los R^2 tanto del modelo para hombres como para mujeres, muestra que las variables independientes explican a lo largo del periodo de pandemia desde un mínimo de 17.18% hasta máximo de 31.48%, Tabla 11, del salario logarítmico de los hombres y desde 19.82% hasta 36.68%, tabla 12, del de las mujeres.

Realizando el análisis de la brecha salarial por género mediante la descomposición de Oaxaca-Blinder, Tabla 13, los resultados muestran, en promedio del periodo de pandemia, que la media de los salarios logarítmicos es 7.76486 para los hombres y 7.46297 para las mujeres, dejando una brecha salarial de 0.30189, que representa un 3.89% del salario logarítmico de los hombres. Asimismo, la parte de esta diferencia explicada por las dotaciones es de 0.03563 que representa el 11.80% de la brecha. De esta manera se observa que, si las mujeres tuvieran las mismas características que los hombres, la brecha salarial sería de 0.26626 que representa el 88.20% de la brecha total, considerada como discriminación.

5.1.3. Comparación de periodos de prepandemia y pandemia

Para realizar la comparación, entre los periodos de prepandemia y pandemia, de los efectos marginales de la variable “género” sobre las dimensiones que componen el Índice de calidad del empleo calculado en Salazar [1], se presenta en la Tabla 14.

TABLA 14 - COMPARATIVO DE PROMEDIOS DE EFECTOS DE GÉNERO DE 2011-2019 CON 2020-2021

CALIDAD DE EMPLEO	2011-2019	2020-2021
Ingresos	0,0692	-0,0710
Contrato	0,0023	N/R
Antigüedad	0,0155	0,0163
Seguro de salud	-0,0371	-0,0631
Seguro de pensiones	0,0175	N/R
Jornada laboral	-0,0679	-0,0678

Fuente: Elaboración propia con datos INE.

A continuación, se analizan los cambios entre estos periodos en relación con cada dimensión y subdimensión:

Ingresos: El efecto marginal promedio de la variable “género” sobre esta dimensión pasó de 6.92% en 2011-2019 a - (menos)7.10% en 2020-2021. Esto muestra un cambio radical de un periodo a otro, pasando de desfavorecer en 6.92% la probabilidad de que una mujer pueda ganar ingresos superiores a dos salarios mínimos nacionales en el periodo de prepandemia a favorecer en 7.10% esta probabilidad para el periodo de pandemia.

Contrato: El efecto marginal promedio de la variable género del periodo de pandemia (2020-2021) no se pudo calcular (N/R) al no reportar las encuestas del Instituto Nacional de Estadística información sobre esta dimensión.

Antigüedad: Para esta dimensión el efecto marginal promedio de la variable “género” mantuvo su tendencia en ambos periodos, pasando de disminuir en 1.55% la probabilidad de que una mujer llegue a una antigüedad en su trabajo igual o mayor a 3 años en el periodo de prepandemia a disminuir en 1.63% la probabilidad mencionada en el periodo de pandemia.

Seguro de salud: El efecto marginal promedio de la variable “genero” sobre esta dimensión pasa de -3.71% a -6.31% del periodo 2011-2019 al periodo 2020-2021, lo que significa que el hecho de ser mujer aumenta la probabilidad de contar con un trabajo que cuente con seguro de salud en 3.71% para el periodo de prepandemia y mejora a 6.31% para el periodo de pandemia.

Seguro de pensiones: El efecto marginal promedio de la variable género sobre esta dimensión del periodo de pandemia (2020-2021) no se pudo calcular (N/R) al no reportar las encuestas del Instituto Nacional de Estadística información necesaria.

Jornada laboral: El efecto marginal promedio de la variable “género” sobre esta dimensión tuvo una tendencia similar en ambos periodos, pasando de aumentar en 6.79% la probabilidad de que una mujer cuente con un horario laboral enmarcado en la ley en el periodo de prepandemia a, que el efecto marginal de la variable “género” aumente en 6.78% la probabilidad mencionada para el periodo de pandemia.

En resumen, el análisis indica en la primera parte, que algunas variables independientes de las seleccionadas tienen una relación estadística significativa con la calidad del empleo y para el presente artículo la variable “género” que es el centro de atención, muestra un cambio drástico de comportamiento en los dos periodos analizados, pasando de desfavorecer en 4.71% la probabilidad de que una mujer pueda acceder a un puesto laboral de buena calidad en el periodo de prepandemia (2011-2019) a favorecer en 3.50% que una mujer por su condición de género pueda acceder a un trabajo de mejor calidad para el periodo de pandemia (2020-2021).

En la segunda parte, se realizó el análisis de los efectos marginales que la variable “genero” tuvo sobre las dimensiones y subdimensiones que componen el Índice Multidimensional de Calidad de Empleo (IMCE), como se mostró en las tablas 5 y 10 y, en el comparativo de los dos periodos en la tabla 14, donde se observa que la dimensión que muestra mayor cambio en los efectos es la de “Ingresos”, pasando de desfavorecer en 6.92% la probabilidad de que una mujer pueda ganar ingresos superiores a dos salarios mínimos nacionales en el periodo de prepandemia a favorecer en 7.10% esta probabilidad para el periodo de pandemia. Los efectos marginales en las otras dimensiones como son antigüedad, seguro de salud y jornada laboral mantienen la tendencia(signo) en ambos periodos de prepandemia y pandemia, ya sea en menor o mayor medida, mostrando una correlación robusta entre ambos. Para las dimensiones de Contrato y Seguro de pensiones, no se pudo realizar el análisis por la falta de información y datos insuficientes en la base de datos del Instituto Nacional de Estadística (INE) para el periodo de pandemia (2020-2021), por lo que se presenta la limitación de no poder comparar estas dimensiones con las del periodo de prepandemia.

Con relación al análisis de la brecha salarial y la descomposición mediante la metodología de Oaxaca- Blinder se hizo el comparativo entre el periodo de prepandemia y el periodo de pandemia, obteniéndose la Tabla 15.

**TABLA 15 - COMPARATIVO DESCOMPOSICIÓN SALARIAL DE OAXACA-BLINDER
PROMEDIOS PERIODO DE PREPANDEMIA- PERIODO DE PANDEMIA**

ln_ylab	PREPANDEMIA	PANDEMIA	DIFERENCIA
	Coef.	Coef.	Coef.
HOMBRES	7,67376	7,76486	0,09110
MUJERES	7,29992	7,46297	0,16305
BRECHA SALARIAL	0,37384	0,30189	-0,07194
BRECHA SALARIAL EN %	4,87%	3,89%	-0,98%
EXPLICADA (dotaciones)	0,12154	0,03563	-0,08591
EXPLICADA (dotaciones)(%)	32,51%	11,80%	-20,71%
NO EXPLICADA (discriminación)	0,25230	0,26626	0,01396
NO EXPLICADA (discriminación)(%)	67,49%	88,20%	20,71%

Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta de hogares (INE).

Se puede notar, comparando los promedios de los dos periodos, un incremento de los salarios logarítmicos tanto para varones como para mujeres en el periodo de pandemia con relación al periodo de prepandemia, existe también una disminución en la brecha salarial que representa un 0.98% del salario logarítmico de los varones, asimismo el porcentaje de la brecha explicada sobre la brecha total disminuye en 20.71%, la misma que incrementa la brecha no explicada en el mismo porcentaje, que significa un incremento en la discriminación hacia la mujer en el periodo de pandemia con relación al periodo de prepandemia, ello muestra el efecto que tuvo la pandemia sobre la brecha salarial.

6. CONCLUSIONES

Tomando en cuenta la pregunta de investigación planteada en el presente artículo y, considerando además otros puntos importantes que se encontraron, se llegó a las siguientes conclusiones:

- Considerando la pregunta de investigación planteada: ¿Es posible evidenciar si existe discriminación en el salario que se cancela a las mujeres en comparación del salario que se cancela a los varones por el mismo trabajo realizado dentro de los diferentes puestos de trabajo en Bolivia? En primer lugar y, de acuerdo a los efectos marginales de las variables independientes seleccionadas en Salazar et. al. [2], sobre la calidad del empleo, mostrados en la tabla 2, se puede deducir que en promedio del periodo de prepandemia (2011-2019) el solo hecho de pertenecer al género femenino reduce en 4.71% la probabilidad de encontrar un empleo de buena calidad, y, el promedio para el periodo de pandemia (2020-2021) muestra que el hecho de ser mujer aumenta en 3.50% la probabilidad de encontrar un buen empleo, encontrándose un comportamiento radicalmente opuesto en el segundo periodo con relación al periodo anterior, como “efecto de la pandemia”.

En segundo lugar y, realizando el análisis de los efectos marginales de la variable “género” sobre las dimensiones que componen el índice de calidad de empleo se observa en la tabla 14.- el efecto de la variable “genero” sobre los ingresos y se deduce, para el periodo de prepandemia, que la condición de ser mujer disminuye en 6.92% la probabilidad de ganar por lo menos dos salarios mínimos nacionales, sin embargo para el periodo de pandemia, la condición de ser mujer aumenta en 7.10% la probabilidad de ganar por lo menos dos salarios mínimos nacionales, mostrando el “efecto de la pandemia” sobre el comportamiento de los ingresos con relación a la condición de ser mujer.

Se observa en la tabla 3.- para el periodo de prepandemia, que existe una evolución decreciente en la probabilidad de conseguir un empleo de mala calidad por la condición de ser mujer desde 8.27 % en 2011 hasta 4.82% en la gestión 2019, que significa que, sin considerar el efecto de la pandemia, la discriminación contra la mujer era, cada vez menos en Bolivia.

Realizado el análisis de la brecha salarial mediante la metodología de Oaxaca-Blinder, se puede también evidenciar que para el periodo de prepandemia existe una brecha que representa, en promedio de las nueve gestiones (2011-2019), el 4.87% del salario logarítmico de los varones, donde la porción no explicada es del 67.49% sobre la brecha total, que se puede considerar como discriminación.

En el periodo de pandemia, la brecha salarial total disminuye con relación al periodo de prepandemia en 0.99% del salario logarítmico de los varones, representando el 3.89% de dicho salario, donde la brecha no explicada sube a 88.20% de la brecha total, que significa un incremento de la discriminación hacia la mujer como “efecto de la pandemia”.

De ello y como respuesta a la pregunta de investigación se evidencia, por medio del modelo econométrico logit y sus efectos marginales, que para el periodo de prepandemia (2011-2019) sí existía discriminación para la mujer tanto a nivel de calidad del empleo, y, principalmente en la dimensión de ingresos, que es el centro de atención para el presente artículo. Este comportamiento de la variable “género” es afectado por el “efecto de la pandemia”, haciendo que la discriminación del periodo anterior se convierta en factor positivo para las mujeres durante el periodo de pandemia, faltará realizar un análisis del periodo postpandemia que no se realizó debido a la falta de publicación de la Encuesta de hogares de los años 2022 y 2023 por parte del Instituto Nacional de Estadística.

El análisis de la brecha salarial por Oaxaca- Blinder muestra, que sí existe discriminación salarial propiamente dicha contra la mujer en el periodo de prepandemia, representada por la brecha no explicada (tabla 15), la cual sube para el periodo de pandemia como efecto de la misma, mostrando un efecto diferente al encontrado con el modelo logit.

- Los efectos marginales en las otras dimensiones como son antigüedad, seguro de salud y jornada laboral mantienen la tendencia (signo) en ambos periodos de prepandemia y pandemia, ya sea en menor o mayor medida, mostrando una correlación robusta de estas dimensiones con la variable “género”.
- Para las dimensiones de Contrato y Seguro de pensiones, no se pudo realizar el análisis por la falta de datos y datos insuficientes en la base de datos del Instituto Nacional de Estadística (INE) para el periodo de pandemia (2020-2021).
- Se debe reconocer que el presente estudio está basado en datos observacionales, por lo que describe simplemente factores asociados o correlacionados entre la variable de género y las otras variables, principalmente la dimensión de ingresos y no así sus verdaderos determinantes.
- Se encontraron datos de las Encuestas de hogares con una falta de supervisión y coherencia, lo cual puede repercutir en mala interpretación de los resultados de investigación, tal como ocurre con la disminución de respuestas en los periodos del 2014 al 2019 sobre el tipo de contrato que tienen los encuestados con la empresa en la cual trabajan.
- Asimismo, en las Encuestas de Hogares de las gestiones 2020 y 2021, no se consideró la variable “Contrato” u otra variable que muestre el tipo de relación laboral del empleado con la empresa en la que trabaja, que conduce a no considerar la misma para su análisis en el respectivo periodo. La falta de datos en la variable mencionada tuvo como efecto la imposibilidad de obtener los efectos marginales de la variable “Seguro de pensiones”, debido a la estrecha correlación entre ambas para el periodo de pandemia, que dejó como resultado no considerar esta última variable en el análisis del periodo mencionado.
- Para el presente artículo se han distinguido las gestiones del 2011 al 2019 como periodo de prepandemia y del 2020 y 2021 como periodo de pandemia, con el objetivo de analizar cómo afectó la pandemia en el comportamiento de las variables que intervienen en el análisis respectivo.
- Finalmente, las bases de datos de la Encuesta de Hogares de las gestiones 2022 y 2023 aún no se encuentran disponibles en el sitio del Instituto Nacional de Estadística (INE), por lo que no pudo realizarse el análisis postpandemia, lo cual resultaría bastante interesante.

REFERENCIAS

- [1] J. A. Salazar Aramayo, «El índice de calidad del empleo en Bolivia y sus componentes», *Investigación y desarrollo*, vol. 21, n° 2, pp. 5-17, 2021.
- [2] J. A. Salazar Aramayo, M. A. A. Pereira Delgadillo y D. Iraizos Quintanilla, «Factores determinantes de la calidad del empleo en Bolivia», *Investigación y Desarrollo*, vol. 23, n° 2, pp. 47-61, 2023.
- [3] R. ASALAE, *"Diccionario de la lengua española"*, Barcelona: Fundación "La Caixa".
- [4] K. Lippert-Rasmussen, «Private Discrimination: A Prioritarian, Desert-Accommodating Account», *San Diego Law Review*, n° 43, pp. 817-856, 2006.
- [5] G. Salas Zuñiga, «Brecha salarial por género en el Perú y su tratamiento: reflexiones sobre la Ley de Igualdad Salarial y su Reglamento», *IUS ET VERITAS*, n° 59, pp. 240-254, 2019.

- [6] S. Garbay Flores y R. Barrera Sardán, «¿Mujeres en suelos pegajosos?. Un análisis de la evolución de las distribuciones de ingresos laborales en Bolivia en el periodo 2011-2019.», *LAJED*, n° 36, pp. 123-168, 2022.
- [7] M. Guy, «Organizational architecture, gender and women's careers», *Review of Public Personnel Administration*, vol. 14, n° 2, pp. 77-90, 1994.
- [8] A. I. Heras Portillo, "Un modelo Logit para el análisis de los determinantes del desempleo", Valladolid, España: Universidad de Valladolid, 2020, p. 42.
- [9] M. Bucheli y G. Sanroman, «Salarios femeninos en el Uruguay: existe un techo de cristal?», *Universidad de la República*, n° 05/04, 2004.
- [10] N. M. Chávez y H. Ríos, «Discriminación salarial por género "efecto techo de cristal"», *Revista Dimensión Empresarial*, vol. 12, n° 2, pp. 29-45, 2014.
- [11] A. A. Freitas, «La desigualdad salarial de género medida por regresión cuantílica: el impacto del capital humano, cultural y social.», *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales / Universidad Nacional Autónoma de México*, n° 223, pp. 287-316, 2015.
- [12] M. Melle Hernández, «La desigualdad salarial entre hombres y mujeres: una cuestión pendiente», 11 Marzo 2017. [En línea]. Available: <https://economistasfrentealacrisis.com>. [Último acceso: 01 06 2024].
- [13] M. Y. Cadena Vaca, «Discriminación salarial por género: Análisis de las empresas del sector privado en el eje central de Bolivia», *Investigación & Desarrollo*, vol. 20, n° 2, pp. 25-40, 2020.
- [14] L. Vela Meléndez, K. A. Gonzales Cruz y L. E. Castillo Seminario, «La brecha salarial de género. Una revisión de literatura», *Espergesia revista literaria y de investigación*, vol. 8, n° 2, pp. 62-70, 2021.
- [15] P. Sánchez Cañar, P. Uriguen Aguirre y F. Vega Jaramillo, «Discriminación y desigualdad salarial. Exploración de brechas por género en Ecuador», *Revista Científica y Tecnológica UPSE*, vol. 8, n° 1, pp. 48-55, 2021.
- [16] M. Urquidí, H. Valencia y G. Durand, «Brecha de ingresos salariales por género en Bolivia. Un análisis de su evolución en el periodo de 1993 a 2018», *Revista de Análisis Económico*, vol. 36, n° 2, pp. 95-124, 2021.
- [17] E. Blasco, «La brecha salarial, factor de quiebra democrática», *Confederación sindical de CCOO*, 2018.
- [18] G. Becker, «Investment in human capital: a theoretical analysis.», *The Journal of Political Economy*, vol. 70, n° 5, pp. 9-49, 1962.
- [19] T. Schultz, «Investment in Human Capital», *The American Economic Review*, vol. 51, n° 1, pp. 1-17, 1961.
- [20] P. Bourdieu, «The forms of capital», *Handbook of theory and research for the sociology of education*, pp. 241-258, 1986.
- [21] D. H. Helal, J. A. Neves y D. C. Fernandes, «Empregabilidade Gerencial no Brasil», *RAC-Eletrônica*, vol. 1, n° 2, pp. 1-19, 2007.
- [22] G. S. Becker, «The Economics of Discrimination», *The University of Chicago Press*, p. 137, 1957.
- [23] C. McConell, «La discriminación en el mercado de trabajo», *Economía Laboral*, 2003.
- [24] J. Guataquí, J. Baquero y L. Sarmiento, «Un marco analítico de la discriminación laboral», *Economía, Borradores de investigación*, n° 8, 2000.
- [25] K. Sehnbruch, P. Gonzáles, M. Apablaza, R. Méndez y V. Arriagada, «The Quality of Employment (QoE) in nine Latin American countries: A multidimensional perspective», *World Development*, p. 20, 2020.
- [26] S. & S. M. Alkire, «Measuring acute poverty in the developing world: Robustness and scope of the multidimensional poverty index.», *Work Development*, n° 59, pp. 251-274, 2014.
- [27] N. E. Alamilla López y S. Arauco Camargo, "Microeconometría: modelos de respuesta binaria", Mexico: Hitos de Cs Económicas administrativas, 2009.
- [28] B. Jann, «The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models», *The stata journal*, n° 4, pp. 453-479, 2008.
- [29] K. S. Paz Abdo, «Media Aritmética Simple», Facultad de Ingeniería - Universidad Rafael Landívar, 2007.