

## Análisis de la brecha salarial de género en Bolivia: Encuesta de hogares 2024

### *Analysis of the gender wage gap in Bolivia: 2024 household survey*

**María Castro Calisaya\***  
Universidad Técnica de Oruro  
Oruro - Bolivia  
mpanozo57@gmail.com  
<https://orcid.org/0009-0004-4718-3745>

**Dante Ayaviri Nina**  
Universidad Nacional de Chimborazo  
Riobamba - Ecuador  
dayaviri@unach.edu.ec  
<https://orcid.org/0000-0002-3078-1771>

\*Correspondencia:  
mpanozo57@gmail.com

**Cómo citar este artículo:**  
Castro, M., & Ayaviri, D. (2026). Análisis de la brecha salarial de género en Bolivia: Encuesta de hogares 2024. *Esprint Investigación*, 5(Esp.1), 112-129.  
<https://doi.org/10.61347/ei.v5iEsp.1.304>

**Recibido:** 14 de abril de 2026  
**Aceptado:** 19 de mayo de 2026  
**Publicado:** 3 de junio de 2026

**Resumen:** La presente investigación tuvo como objetivo identificar las variables más relevantes que explican la brecha salarial de género en Bolivia, utilizando la Encuesta de Hogares 2024. Se partió de la premisa de que, a pesar de los avances en educación y participación laboral femenina, persisten desigualdades estructurales que afectan los ingresos de las mujeres en comparación con los hombres. Se analizaron factores como el nivel educativo, la experiencia laboral, la segregación ocupacional, la penalización por maternidad y otras variables socioeconómicas que influyen en la determinación de los salarios. La investigación adoptó un enfoque cuantitativo, aplicando la descomposición de Oaxaca-Blinder y el modelo de regresión cuantílica, lo que permitió evaluar la contribución de las características observables y no observables a la brecha salarial. Los resultados evidenciaron que la brecha responde tanto a factores estructurales como a elementos discriminatorios, subrayando la necesidad de políticas públicas que reduzcan las desigualdades, promuevan la equidad laboral y garanticen igualdad de oportunidades entre hombres y mujeres.

**Palabras clave:** Brecha salarial de género, Descomposición de Oaxaca-Blinder, discriminación, mercado laboral, regresión cuantílica.

**Abstract:** This study aimed to identify the most relevant variables explaining the gender wage gap in Bolivia, using data from the 2024 Household Survey. Despite advances in education and female labor force participation, structural inequalities persist, affecting women's earnings compared to men. The analysis considered factors such as educational attainment, work experience, occupational segregation, motherhood penalty, and other socioeconomic variables influencing wage determination. A quantitative approach was adopted, applying the Oaxaca-Blinder decomposition and quantile regression models, allowing the assessment of both observable and unobservable characteristics contributing to the wage gap. Results indicated that the gender wage gap is influenced by both structural and discriminatory factors, highlighting the urgent need for public policies to reduce inequalities, promote labor equity, and ensure equal opportunities for men and women.

**Keywords:** Discrimination, gender pay gap, labor market, Oaxaca-Blinder decomposition, quantile regression.

**Copyright:** Derechos de autor 2026 María Castro Calisaya, Dante Ayaviri Nina.



Esta obra está bajo una licencia internacional Creative Commons Atribución-NoComercial 4.0.

## 1. Introducción

La brecha salarial de género, definida como la diferencia en los ingresos brutos promedio entre hombres y mujeres, tiene antecedentes estructurales profundamente arraigados en prejuicios culturales y en una mayor carga de trabajo no remunerado para las mujeres, particularmente en tareas relacionadas con el hogar. Esta disparidad se mantiene en un promedio mundial de aproximadamente 20 %, según la Organización Internacional del Trabajo (International Labour Organization [OIT], 2024). Históricamente, esta situación se ha visto reforzada por la menor valoración de empleos desempeñados mayoritariamente por mujeres, así como por interrupciones en las carreras profesionales debido a la maternidad o al cuidado de adultos mayores, lo que las conduce a aceptar trabajos a tiempo parcial peor remunerados.

A pesar de los esfuerzos legislativos en diversos países, especialmente en Latinoamérica, la implementación de políticas de igualdad salarial es lenta. Según Pal et al. (2024), la región se ubica en el tercer lugar a nivel mundial con un índice de paridad de género del 74,2 %. Además, se ha registrado un avance significativo desde 2006, reduciendo la brecha general en 8,3 puntos porcentuales, alcanzando un índice de paridad económica de 65,7 %, lo que representa un ligero aumento de 0,5 puntos porcentuales respecto a 2023, impulsado por la paridad en la participación laboral y roles profesionales.

En la literatura contemporánea sobre economía laboral, se identifican factores determinantes que explican la persistencia de las desigualdades salariales. Uno de los más relevantes es la penalización por maternidad, que afecta significativamente las perspectivas salariales y de ascenso. Este fenómeno reduce la disponibilidad de horas laborales y limita la posibilidad de acceder a trabajos compatibles con los horarios requeridos por las empresas. Goldin (2023), galardonada con el Nobel, demuestra que la brecha se exacerba por la estructura de los llamados "trabajos codiciosos" (greedy jobs), que recompensan la disponibilidad absoluta y penalizan la flexibilidad horaria, requisito frecuente para las mujeres.

Los factores que agravan la brecha salarial incluyen la segregación laboral y los estereotipos de género. Las mujeres históricamente han sido relegadas a sectores con salarios inferiores o a puestos de menor jerarquía, persistiendo esta desigualdad incluso cuando superan la formación académica de los hombres. Los cuidados familiares afectan la inserción laboral femenina y dificultan su ascenso jerárquico, aun en presencia de políticas gubernamentales de igualdad salarial, persistiendo factores culturales que contribuyen a la discriminación per se. Ciminelli et al. (2021) cuantifican el impacto de los "pisos pegajosos" frente al "techo de cristal", evidenciando que las normas sociales y la discriminación en niveles bajos explican parte de la brecha salarial.

Los techos de cristal representan barreras invisibles que impiden a las mujeres acceder a altos cargos directivos, mientras que los pisos pegajosos son mecanismos socioculturales y cargas familiares que las mantienen en puestos inferiores o de baja remuneración desde el inicio. Estos fenómenos se complementan con la segregación vertical, limitando el acceso femenino a puestos de alta dirección y toma de decisiones (Alonso & Ruiz, 2023). La segregación horizontal, por su parte, contribuye al problema al concentrar a la fuerza laboral femenina en sectores tradicionalmente menos valorados económicamente, como los cuidados y la educación. Verino (2019) sostiene que el trabajo reproductivo y de cuidados, mayoritariamente no remunerado y feminizado, constituye la base invisible del sistema económico, dificultando la competencia en igualdad de condiciones en el mercado laboral formal.

En Bolivia, la situación refleja estas dinámicas. Antes de 2020, se observaron avances significativos en la reducción de la brecha durante las dos décadas previas, pero la desigualdad salarial basada en género persistía debido a factores propios de las mujeres, sin eliminarse antes de la crisis sanitaria global (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2025). Posterior a esta crisis, muchas personas perdieron su empleo formal debido al cierre de factorías, derivando en trabajos informales o de subsistencia. La mayoría de las mujeres asumieron un rol central en el sustento de los hogares y, aunque contaban con educación superior, su inserción laboral se limitó a empleos mal remunerados y sin posibilidades de ascenso, situación documentada por Depalo et al. (2015). Según el Instituto Boliviano de Comercio Exterior ([IBCE], 2023), la brecha salarial en el sector privado alcanzó el 9 %, menor al promedio nacional, sugiriendo que los mayores “pisos pegajosos” se concentran fuera del sector formal.

Por tanto, altos niveles educativos no aseguran ingresos equitativos, ya que las mujeres deben cumplir requisitos adicionales y enfrentar responsabilidades familiares. Esto genera una brecha salarial frente a los hombres, incluso cuando ellas poseen mayores niveles educativos, reflejando discriminación por factores no explicados, como estereotipos de género, infravaloración social del trabajo femenino y sesgos culturales. Por lo descrito, el objetivo del presente estudio es identificar si las brechas salariales de género en Bolivia son más significativas en los ingresos laborales correspondientes a los pisos pegajosos o techos de cristal, considerando la Encuesta de Hogares 2024 publicada por el Instituto Nacional de Estadísticas.

## 2. Desarrollo

La segregación ocupacional se refiere a la concentración desigual de hombres y mujeres en ciertas ocupaciones o sectores de la economía (Oliver & Sard, 2020). Guzmán (2021) señala que el sector tecnológico genera la mayor brecha salarial en cargos directivos. De manera similar, Mota y Farias (2019) indican que las instituciones continúan reproduciendo patrones sociales que limitan la participación femenina en estudios de ciencias tecnológicas, restringiendo el desarrollo de sus capacidades. Como resultado, las mujeres se ven relegadas a sectores poco remunerados, con escasa movilidad laboral (Depalo, 2015). Díaz (2019) añade que la clasificación de industrias con predominio femenino constituye un factor discriminatorio para las mujeres que desean emprender en ciertos sectores.

Por otro lado, Buligescu et al. (2020) sostienen que las ocupaciones mixtas tienden a pagar mejor que aquellas dominadas por un solo género, aunque en ocupaciones con alta proporción femenina los salarios pueden superar a los de las mixtas. Cuando las mujeres ocupan cargos directivos, la brecha salarial disminuye respecto a niveles inferiores de mando (Santero-Sánchez & Castro, 2025). Esto coincide con Gradín (2020), quien observa que la segregación laboral afecta tanto a hombres como a mujeres, particularmente en sectores mal remunerados, y que factores como educación y estado civil exacerbaban la desventaja para las mujeres. Minimizar la brecha salarial de género debe ser prioridad de las políticas públicas, promoviendo medidas que reduzcan estas desigualdades (Gontero & Ravest, 2025).

Según ONU Mujeres (2024), las mujeres tienen menores oportunidades de acceder a empleos de alto nivel y desarrollo profesional, siendo la maternidad un factor determinante de discriminación. Aunque se implementan iniciativas para promover la participación femenina en sectores tradicionalmente masculinos y mejor remunerados, la penalización por maternidad persiste (Pepping & Maniam, 2020). Landivar (2020) indica que las mujeres en altos cargos tienden a retrasar la

maternidad para mantener sus ingresos, mientras que las mujeres en cargos segregados optan por ser madres, lo que finalmente contribuye a la brecha salarial. En países con natalidad controlada, la decisión de tener hijos afecta negativamente los ingresos femeninos, especialmente en los grupos de bajos ingresos (Gao & Tian, 2022).

La penalización salarial por maternidad es más severa cuando las mujeres tienen múltiples hijos menores de edad. Maldonado & Peña (2019) evidencian que madres con hijos menores de 6 años perciben menores salarios que aquellas con hijos de 6 a 12 años. Este efecto se agrava cuando la pareja trabaja por cuenta propia o cuando la mujer labora en empresas pequeñas con bajos niveles educativos (Herrarte & Urcelay, 2022; Warunsiri & Liao, 2019).

La brecha salarial de género se atribuye en gran medida al nivel educativo y la experiencia laboral de las mujeres (Arellano & Bonhomme, 2017; Becker, 1964). Esta brecha es mayor en los quintiles inferiores de la distribución de ingresos, donde las mujeres suelen encontrarse estancadas (Becker, 1983). Incluso con iguales niveles educativos, las mujeres jóvenes perciben salarios inferiores a los hombres jóvenes con características productivas equivalentes, reflejando discriminación salarial (Alwago, 2024; Combet & Oesch, 2019).

La diferencia de ingresos se acentúa con la experiencia laboral, generalmente a favor de los hombres, y es menos pronunciada para quienes poseen posgrados, aunque las mujeres recién graduadas enfrentan la mayor penalización salarial (Stokke, 2021; Park, 2021). Esta brecha persiste en el sector privado y en áreas urbanas, donde las mujeres reciben menores ingresos que los hombres, incluso con altos niveles educativos (Rattsø & Stokke, 2020; Couceiro & Dolado, 2023).

El análisis de la brecha salarial mediante variables no observables se realiza frecuentemente con la descomposición de Oaxaca-Blinder. Mora & Herrera (2025) muestran que informalidad, tamaño de la empresa y sector generan una brecha a favor del género masculino, con un componente explicado del -3,5 % y uno no explicado del 18,7 %. Li & Villegas (2014), mediante regresiones cuantílicas, evidencian que en sectores estratégicos como el energético, la discriminación persiste a pesar de la educación y la experiencia, especialmente en grupos de salarios medios y bajos. Gallardo et al. (2025) indican que la parte no explicada de la descomposición refleja principalmente la edad y la experiencia laboral, aumentando la brecha salarial en cargos inferiores.

Otros factores como la etnicidad generan discriminación salarial. Stabridis & Salgado-Viveros (2023) muestran que trabajadoras indígenas perciben menores salarios que los hombres y enfrentan estancamiento laboral. Además, el sector laboral influye en la desigualdad: el trabajo femenino en el sector informal y formal se encuentra en desventaja, con mayor brecha en el sector privado competitivo. La descomposición de Oaxaca-Blinder evidencia estos resultados (Akbar, 2022; Ahmed & Maitra, 2015; Gutiérrez, 2023).

### 3. Metodología

Los datos considerados en el presente estudio provienen de la Encuesta de Hogares (EH) de Bolivia, realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). El objetivo de esta encuesta fue generar indicadores demográficos, sociales, económicos, habitacionales, sanitarios y asistenciales actualizados de manera anual para evaluar las condiciones de vida de la población.

La muestra utilizada para el modelo de inserción laboral consistió en 5.677 individuos, seleccionados únicamente entre personas de 18 a 60 años que se encontraban ocupadas y generando ingresos laborales. Para la modelación de la brecha salarial de género mediante regresiones cuantílicas,

se contó con 1.716 mujeres y 2.115 hombres, integrantes de los hogares incluidos en la encuesta. Todas las muestras correspondieron a personas residentes en áreas urbanas de los departamentos de Oruro, Potosí, Chuquisaca, Tarija, Beni y Pando.

Las variables dependientes consideradas para el análisis de la brecha salarial mediante la descomposición de Oaxaca-Blinder fueron dos: inserción laboral y salarios. En el primer modelo, la variable dependiente se codificó como dicotómica, asignando valor uno si la persona estaba inserta en el mercado laboral y cero en caso contrario. Para el modelo cuantílico, se utilizó la distribución de ingresos laborales en los percentiles 10, 30, 50, 70 y 90, con el fin de identificar evidencia de discriminación hacia las mujeres, considerando los extremos correspondientes a pisos pegajosos y techos de cristal.

Las variables independientes para ambos modelos fueron cuantitativas y cualitativas, relacionadas con las dimensiones: educacional (años de estudio, experiencia, educación del jefe de hogar), familiar (niños de edad temprana, adultos mayores), social (edad, tipo de hogar, estado civil, idioma, capacidades diferentes), geográfica (zona de residencia, departamentos periféricos) y laboral (sector ocupacional, formalidad, horas trabajadas).

Para aplicar la metodología de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), se utilizaron regresiones cuantílicas según Firpo et al. (2009). Esta regresión permitió evaluar el impacto de los cambios en la distribución de las variables explicativas sobre los cuantiles de la distribución marginal de la variable dependiente. El método econométrico facilitó la estimación de distintas rectas de regresión para diferentes cuantiles, reduciendo el sesgo que se genera al analizar únicamente los efectos promedio de la variable de interés.

La descomposición de Oaxaca-Blinder permitió separar la brecha salarial en dos componentes principales: uno explicado por diferencias observables (educación, experiencia, ubicación geográfica) y otro no explicado, generalmente interpretado como discriminación. Para corregir posibles sesgos de selección, se aplicó el método propuesto por Heckman et al. (2013), implementando un modelo probabilístico de participación laboral en primera etapa y, posteriormente, un modelo de ingresos cuantílicos que incorporó como regresor la probabilidad de estar trabajando, conocida como Ratio de la Inversa de Mills.

### **Análisis de la Brecha salarial de género en Bolivia**

Considerando la Encuesta de Hogares correspondiente a la gestión 2024, se presentó un análisis estadístico de las variables que permitieron evaluar la hipótesis de trabajo. En primera instancia, se analizaron las variables Mincerianas, incluyendo ingreso laboral, años de educación y experiencia, de las personas que se encontraban insertadas en el mercado laboral.

La tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de las variables Mincerianas, destacando el ingreso promedio, la distribución por percentiles y la dispersión de la educación y experiencia laboral. Este análisis permitió identificar patrones centrales y extremos dentro de la población empleada, lo que facilitó la estimación de los modelos de regresión cuantílica y la descomposición de Oaxaca-Blinder.

Considerando la Encuesta de Hogares de la gestión 2024, se realizó un análisis estadístico de las variables que permitieron evaluar la hipótesis de trabajo. En primera instancia, se analizaron las variables Mincerianas, incluyendo ingreso laboral, años de educación y experiencia de las personas insertadas en el mercado laboral.

**Tabla 1***Estadísticas descriptivas variables Mincerianas*

| <b>Variab</b> les    | <b>Media</b> | <b>P10</b> | <b>P30</b> | <b>P50</b> | <b>P70</b> | <b>P90</b> |
|----------------------|--------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| Ingreso laboral (Bs) | 5.457,6      | 900        | 2.006,7    | 2.814,5    | 3.897      | 6.279,7    |
| Edad (años)          | 36,7         | 21         | 28         | 36         | 44         | 54         |
| Años de estudio      | 11,6         | 5          | 11         | 12         | 14         | 17         |
| Experiencia (años)   | 19,1         | 2          | 9          | 17         | 27         | 40         |

*Nota.* Elaboración propia en base a Encuesta de Hogares 2024

El ingreso laboral promedio fue de 5.457,6 Bs, y la mitad de los individuos percibió 2.814,5 Bs o menos. En el percentil 10, los ingresos alcanzaron apenas 900 Bs, mientras que el 10 % superior percibió 6.279,7 Bs o más. Respecto a la educación, el 10 % tenía únicamente 5 años de estudio, equivalente a primaria incompleta, mientras que la mayoría (percentiles 30 a 50) contaba con entre 11 y 12 años de educación, correspondiente a secundaria completa. Solo el 10 % más educado alcanzó 17 años de estudio, equivalente a educación universitaria o posgrado.

En términos de experiencia, el 10 % más joven tenía 21 años y únicamente 2 años de experiencia laboral, mientras que el trabajador típico contaba con 36 años y 17 años de experiencia. Las personas con mayor experiencia tenían 40 años o más, lo que se tradujo en mayores ingresos. Por el contrario, quienes tenían menos educación percibían 900 Bs, muy por debajo del promedio, lo que indica que sin completar la educación primaria es difícil alcanzar ingresos promedio del grupo.

Para analizar la brecha salarial de género, se aplicó un modelo de regresión cuantílica, el cual permitió descomponer y entender la desigualdad de ingresos en distintos puntos de su distribución. Esto permitió observar que la brecha podía ser mayor en los estratos salariales superiores o inferiores, y que variaba según factores como educación, experiencia y género, mostrando cómo ciertas características influían de manera diferente en hombres y mujeres a lo largo de la escala salarial.

Esta técnica econométrica se complementó con la descomposición de Oaxaca-Blinder, que permitió estimar la diferencia en salarios atribuible a causas observables y no observables. Los factores no observables fueron de interés principal para identificar posibles variables de discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral.

La descomposición de Oaxaca-Blinder se dividió en dos componentes: uno explicado por diferencias en las variables observables entre grupos, y otro no explicado, correspondiente a diferencias en los parámetros de ambos grupos, interpretado como discriminación (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973). La variable dependiente fue el salario, mientras que las independientes incluyeron educación, experiencia, ubicación geográfica y características sociodemográficas.

Para corregir posibles sesgos de selección, se aplicó el método de Heckman et al. (2013). Este consistió en un modelo en dos etapas: primero, un modelo probabilístico de participación en el mercado laboral; segundo, un modelo de ingresos cuantílicos que incorporó como regresor la probabilidad de estar trabajando, conocida como Ratio de la Inversa de Mills, estimada en la primera etapa.

En el modelo de inserción laboral, se consideraron personas de 18 a 60 años de áreas urbanas de los departamentos de Oruro, Potosí, Chuquisaca, Tarija, Beni y Pando. La muestra total de la Encuesta de

Hogares 2024 incluyó 39.497 individuos; tras aplicar los filtros de análisis, la muestra utilizada fue de 5.677 individuos. La variable de inserción laboral fue dicotómica, indicando si la persona participaba en el mercado laboral, mientras que las variables independientes incluyeron dimensiones familiares, sociales, demográficas, educativas, geográficas y de capacidades diferentes. En la tabla 2 se observa 19 variables que permiten explicar la decisión de inserción al mercado laboral del grupo poblacional que se considera como objeto de análisis.

**Tabla 2**

*Efectos marginales del modelo de inserción*

| Variable                               | Indicador               | Efecto Marginal |
|--|-------------------------|-----------------|
| Educación                              | Años de estudio         | 0,0059*         |
| Género                                 | Mujer                   | -0,2187*        |
| Cuidados de infancia temprana y adulta | Niños menores de 5 años | 0,0111*         |
|  | Niños entre 6 y 12 años | 0,0038*         |
|  | Adultos mayores         | -0,0225*        |
| Estado civil                           | Casado                  | 0,0328*         |
|  | Conviviente             | 0,1168*         |
| Educación del jefe de hogar            | Secundaria              | 0,1700*         |
| Idioma                                 | Castellano              | 0,4336*         |
|  | Aymara                  | 0,2107*         |
|  | Quechua                 | 0,2303*         |
| Capacidad diferente                    | Caminar                 | -0,1486*        |
|  | Monoparental            | 0,0552*         |
| Tipo de hogar                          | Hogar compuesto         | 0,0428*         |
|  | Hogar extendido         | 0,1678*         |
| Cohortes de edad                       | 18 a 21                 | -0,4696*        |
|  | 22 a 26                 | -0,2341*        |
|  | 45 a 49                 | 0,0923*         |
|  | 50 a 54                 | 0,0729*         |

*Nota.* Elaboración propia en base a EH-INE, \* nivel de confianza de 99%.

Para una persona con características promedio, dadas las variables consideradas, la probabilidad de estar insertada en el mercado laboral fue del 77 %. El resultado de la prueba estadística Goodness of Fit mostró que había indicios para aceptar la hipótesis nula, ya que el valor de  $p$  fue superior a 0,05, lo que permitió inferir que el modelo estaba ajustado de manera conjunta.

La tabla de clasificación indicó que el 78 % de las variables consideradas explicaron la decisión de inserción laboral de personas de 18 a 60 años residentes en áreas urbanas de seis departamentos de Bolivia, excluyendo La Paz, Cochabamba y Santa Cruz. La variable educación mostró resultados esperados: mientras mayor era el número de años de estudio, mayor era la probabilidad de estar trabajando. En contraste, el hecho de ser mujer disminuyó significativamente dicha probabilidad.

Respecto a las variables familiares, la presencia de niños en la infancia temprana aumentó la probabilidad de estar trabajando, mientras que la presencia de adultos mayores redujo esta probabilidad, reflejando los sacrificios adicionales que implica cuidar a personas de la tercera edad, una práctica socialmente común en los hogares bolivianos.

Las variables relacionadas con el estado civil reflejaron probabilidades positivas, asociadas a la responsabilidad familiar. Además, el nivel educativo del jefe de hogar actuó como incentivo, aumentando la probabilidad de inserción laboral. El conocimiento de idiomas adicionales al principal también incrementó significativamente la probabilidad de generar ingresos, dado que en Bolivia existen varios idiomas relevantes que afectan la empleabilidad.

Aunque la existencia de capacidades diferentes no debería limitar el acceso a empleo según normativa vigente, el modelo indicó que estas redujeron la probabilidad de tener un trabajo. La composición del hogar también influyó: los hogares monoparentales o compuestos por familiares y no familiares mostraron mayor probabilidad de inserción laboral.

En cuanto a las cohortes de edad, los individuos en los percentiles inferiores presentaron menor probabilidad de inserción, debido a que se encontraban en edades típicas de formación universitaria. Por el contrario, los individuos en las cohortes superiores mostraron mayor probabilidad, reflejando la experiencia acumulada y las responsabilidades adquiridas.

En el modelo cuantílico de salarios, se estimaron ecuaciones para los percentiles 10, 30, 50, 70 y 90, considerando el género y las variables de la ecuación de Mincer (1974) ampliada. Estas variables permitieron identificar evidencia de discriminación salarial, particularmente en los segmentos denominados pisos pegajosos y techos de cristal. La muestra para mujeres incluyó 1.716 individuos y para hombres 2.115 individuos. La tabla 3 presenta los coeficientes estimados de la ecuación de salarios para mujeres en diferentes percentiles.

**Tabla 3**

*Ecuación de salarios por percentil para Mujeres*

| Variable                | P10     | P30      | P50      | P70      | P90        |
|-------------------------|---------|----------|----------|----------|------------|
| Años de estudio         | 0,1980  | 0,4926** | 0,9120*  | 1,1192*  | 0,5328     |
| Experiencia             | 0,2447  | 0,8794*  | 1,2291*  | 1,3434*  | 1,1800**   |
| Experiencia al cuadrado | -0,0040 | -0,0145* | -0,0189* | -0,0193* | -0,0177*** |

|                         |           |            |          |          |           |
|-------------------------|-----------|------------|----------|----------|-----------|
| Empleo formal           | 16,6356*  | 24,2477*   | 23,2314* | 19,4816* | 11,9364*  |
| Cohorte 18-21           | 4,3962    | 4,6490     | 0,7367   | 0,4605   | -6,9395   |
| Cohorte 22-26           | -0,3227   | 1,2519     | -0,3442  | -0,6353  | -5,2391   |
| Cohorte 45-49           | 4,1030    | -0,3158    | -2,2920  | -1,9791  | -3,2961   |
| Cohorte 50-54           | -1,7997   | -1,7953    | -1,5224  | -1,0245  | -1,3430   |
| Director administrativo | 35,1704*  | 28,5065*   | 35,8602* | 32,5377* | 22,4785** |
| Profesional             | 20,6225*  | 27,3571*   | 24,5946* | 21,2712* | 14,4239*  |
| Técnicos                | 2,3249    | 5,7937***  | 13,0224* | 11,3564* | 7,9753    |
| Servicio de ventas      | -4,4477** | -3,2065*** | -1,7857  | 0,5180   | 6,3481*** |
| Agricultura             | -9,0250   | -9,7409*** | -9,5822  | -7,8088  | -1,8016   |
| Construcción            | -6,0903** | -6,4826**  | -7,3328* | -4,1618  | -6,9446   |
| Horas trabajadas al mes | 0,0378*   | 0,0623*    | 0,0945*  | 0,1236*  | 0,0998*   |
| Constante (_cons)       | 2,3680    | -3,3567    | -9,0591  | -3,4180  | 31,7171   |
| R-pseudo                | 0,1924    | 0,2887     | 0,3243   | 0,3006   | 0,1683    |

Nota. Elaboración propia en base a EH-INE, \* nivel de confianza de 99%, \*\* nivel de confianza 95% y \*\*\* nivel de confianza al 90%.

La educación mostró significancia en los percentiles 30, 50 y 70, con un efecto progresivo y positivo sobre los salarios de las mujeres, lo que evidencia que el mercado laboral recompensó los mayores niveles de formación. Sin embargo, en el percentil 90, el efecto de la educación disminuyó a la mitad respecto al percentil 70, sugiriendo que, para las mujeres en la cima de la distribución salarial, el éxito ya no dependía únicamente de su educación, sino de otras barreras estructurales. Esta tendencia se relacionó con la experiencia laboral, que tuvo mayor impacto en el percentil 70 cuando las mujeres contaban con un año adicional de experiencia.

El sector y la categoría ocupacional resultaron determinantes para los ingresos salariales. Las mujeres que trabajaban como directoras administrativas o profesionales incrementaron sus salarios en todos los percentiles, con los mayores incrementos en el percentil 50 y 30, respectivamente. Particularmente, el cargo de directora administrativa mostró un coeficiente de 35,86 en el percentil 50, que se redujo a 22,47 en el percentil 90, evidenciando que las mujeres enfrentaron un límite salarial en puestos de élite.

Los cargos técnicos también aumentaron los salarios, aunque en menor medida que los puestos directivos y profesionales. Esto sugiere que los retornos a la educación se encuentran estrechamente vinculados al tipo de ocupación, de manera que incluso mujeres altamente formadas pueden verse obligadas a aceptar trabajos con perfiles inferiores a su nivel académico.

En los percentiles extremos, los efectos variaron. Para las mujeres en el percentil 10, tener más educación no se tradujo en mayores salarios, lo que indica que estaban atrapadas en un nivel donde el mercado no valoraba su formación. Los principales determinantes de este "piso salarial" fueron la

formalidad del empleo, que incrementó el salario en 16,6 unidades, y las ocupaciones de alta calificación (directivas y profesionales), que aumentaron los ingresos en 20,62 unidades. Por cada hora adicional trabajada, las mujeres recibieron menos incremento salarial que los hombres, sugiriendo la existencia de brecha de género incluso en niveles bajos de ingresos.

La segregación ocupacional también afectó los salarios. Las mujeres en el sector construcción, altamente masculinizado, sufrieron penalizaciones salariales, mientras que aquellas en servicios o ventas percibieron ingresos consistentemente bajos. En este percentil, los salarios dependieron más de características observables del empleo, como la formalidad y los cargos profesionales, que, de factores no observados, aunque los retornos por horas trabajadas fueron menores que los de los hombres.

En el percentil 90, el capital humano basado en la experiencia comenzó a generar beneficios. Para las mujeres en la cima salarial, cada año adicional de experiencia aportó 1,17 unidades de salario. Ocupar cargos superiores incrementó los ingresos en 22,47 unidades, un efecto menor que en el percentil 10, lo que indica que los cargos directivos funcionaron como un "ascensor social" inicial, mientras que en la cúspide salarial la competencia se niveló, permitiendo que las mujeres monetizaran su tiempo de trabajo de manera más eficiente que en otros segmentos. La tabla 4 presenta los coeficientes estimados de la ecuación de salarios para hombres en distintos percentiles de la distribución salarial

**Tabla 4**

*Ecuación de salarios por percentil para Hombres*

| Variable                | P10       | P30        | P50       | P70        | P90        |
|-------------------------|-----------|------------|-----------|------------|------------|
| Años de estudio         | -0,4485   | -0,2972    | 0,1676    | 0,1313     | 0,0762     |
| Experiencia             | 0,2753    | 1,2484*    | 1,5268*   | 0,9793*    | 0,4254     |
| Experiencia al cuadrado | -0,0108   | -0,0246*   | -0,0279*  | -0,0173*   | -0,0058    |
| Empleo formal           | 18,4207*  | 23,7311*   | 19,4898*  | 16,7676*   | 6,9581*    |
| Cohorte 18–21           | 4,3270    | 11,8783*** | 5,2899    | -2,0947    | -12,0322** |
| Cohorte 22–26           | 2,1077    | 4,6546     | 2,5810    | -1,7284    | -3,9850    |
| Cohorte 45–49           | 0,4960    | -2,1317    | 0,9675    | 0,9791     | -0,8943    |
| Cohorte 50–54           | 3,6844    | -0,6716    | 1,9109    | -1,0214    | -1,1427    |
| Director administrativo | 34,5929*  | 32,2996*   | 23,0933*  | 13,9574*   | 3,5754     |
| Profesional             | 9,5518*   | 21,9538*   | 14,7189*  | 7,5425*    | 0,9499     |
| Técnicos                | 0,3713    | 6,0450***  | 6,0220**  | 0,7853     | -0,9968    |
| Servicio de ventas      | -5,3342** | -4,8103*** | -7,0673*  | -4,4970**  | -0,4112    |
| Agricultura             | -16,5891* | -14,8556*  | -17,5894* | -18,6260*  | -2,8391    |
| Construcción            | 1,8277    | 4,3347**   | 2,8059    | -3,0122*** | -6,9510*   |

|                         |         |         |         |         |         |
|-------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Horas trabajadas al mes | 0,0758* | 0,0931* | 0,0751* | 0,0521* | 0,0064  |
| Constante (_cons)       | 15,1831 | 13,3834 | 22,7462 | 49,8293 | 84,2615 |
| R-pseudo                | 0,1497  | 0,1884  | 0,1998  | 0,1780  | 0,1071  |

Nota. Elaboración propia en base a EH-INE, \* nivel de confianza de 99%, \*\* nivel de confianza 95% y \*\*\* nivel de confianza al 90%.

Los resultados de la ecuación salarial para los hombres en el percentil más bajo de ingresos indicaron que el capital humano (educación y experiencia) fue irrelevante para determinar su salario. Los ingresos en este segmento dependieron casi exclusivamente de la formalidad laboral y del sector de actividad. Esto sugiere la existencia de un mercado laboral segmentado, donde los hombres más pobres permanecieron en empleos donde sus capacidades personales no eran remuneradas y dependían totalmente de la protección institucional (formalidad) o del esfuerzo físico (horas trabajadas).

En este modelo, los títulos o años de oficio no explicaron la posición de un hombre en el tope de la distribución. Los altos salarios observados en el percentil 90 dependieron más de la jerarquía ocupacional lograda o de factores no observados, lo que se relacionó con el efecto de la formalidad, que disminuyó en relevancia entre ambos extremos de la distribución. La brecha salarial entre trabajadores formales e informales fue más estrecha en la cúspide que en la base de la pirámide salarial.

Mientras que en el percentil 10 el salario dependió críticamente de la formalidad y de las horas trabajadas, en el percentil 90 estos factores perdieron relevancia relativa. Un hallazgo transversal fue la nula importancia de la educación formal, lo que sugiere que, en ambos extremos de la distribución, el salario se determinó principalmente por estructuras sectoriales o características no observadas, y no por la acumulación de capital humano tradicional.

Las ecuaciones salariales para ambos géneros sugirieron la existencia de un mercado laboral en el que los títulos y años de estudio no dictan el salario, sino que lo hacen la formalidad y el tipo de cargo ocupado. Se evidenció una clara brecha: para los hombres en el percentil 90, el salario pareció estar garantizado por una constante muy alta, mientras que las mujeres en el mismo percentil debieron validar su salario mediante experiencia y mayores horas de trabajo.

#### 4. Resultados

La aplicación de la metodología de descomposición de Oaxaca-Blinder permitió observar dos componentes: el explicado y el no explicado (o "efecto estructural"). En esta metodología, el componente no explicado puede presentar valores negativos, lo que implica que, aun controlando por características observables como educación y experiencia, el grupo de referencia (mujeres) podría obtener menores ingresos. Por lo tanto, si se interpreta como discriminación (brecha salarial), un componente no explicado negativo indicaría una "discriminación inversa" o que variables omitidas afectan desproporcionadamente al grupo con mayores ingresos (hombres).

En la tabla 5 se presentan los resultados de la brecha salarial de género aplicando la descomposición de Oaxaca-Blinder, considerando los ingresos laborales en los percentiles 10, 30, 50, 70 y 90. Los resultados son consistentes con las estimaciones previas del modelo salarial. La tabla muestra los valores para hombres y mujeres, así como la diferencia total, el componente explicado y el no explicado, incluyendo los errores estándar entre paréntesis.

**Tabla 5**

*Descomposición de Oaxaca-Blinder por percentil*

| Grupo / Componente      | P10     | P30     | P50     | P70     | P90     |
|-------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Grupo 1: Hombre         | 22,218* | 44,242* | 61,062* | 77,823* | 94,473* |
|                         | (0,86)  | (0,93)  | (0,95)  | (0,82)  | (0,58)  |
| Grupo 2: Mujer          | 9,793*  | 24,008* | 42,757* | 66,543* | 89,797* |
|                         | (0,57)  | (0,83)  | (1,27)  | (1,44)  | (0,83)  |
| Diferencia              | 12,425* | 20,234* | 18,304* | 11,289* | 4,676*  |
|                         | (1,03)  | (1,25)  | (1,59)  | (1,66)  | (1,01)  |
| Componente explicado    | 2,258** | 1,746   | 5,058** | -4,303  | -3,322  |
|                         | (1,16)  | (1,16)  | (2,45)  | (2,72)  | (1,68)  |
| Componente no explicado | 10,167* | 18,488* | 13,246* | 15,592* | 7,998*  |
|                         | (1,48)  | (1,94)  | (2,68)  | (2,85)  | (1,86)  |

Consecuente con los resultados obtenidos en los modelos salariales, la brecha más significativa se encontró en los percentiles bajos, evidenciando la existencia de pisos pegajosos. La desigualdad de ingresos entre hombres y mujeres fue más severa en quienes percibían menores salarios, mientras que, al avanzar en los percentiles, los ingresos tendieron a aproximarse. El componente no explicado fue significativamente mayor que el explicado, indicando que la mayor parte de la brecha no se atribuyó a menor educación o experiencia, sino a factores como discriminación directa, segregación ocupacional o penalización por maternidad y cuidados, integrados al modelo mediante la ratio de la inversa de Mills.

Contrario a lo esperado, los resultados confirman la presencia de pisos pegajosos, ya que la brecha fue máxima en los percentiles bajos y medios (P10-P50), donde el componente no explicado penalizó fuertemente a las mujeres. Por otro lado, en los percentiles superiores, el capital humano mostró que las mujeres estaban mejor preparadas que los hombres (componente explicado negativo), aunque esto no les permitió superar los ingresos laborales masculinos, reflejando barreras estructurales persistentes en los niveles más altos del mercado laboral.

## 5. Discusión

Los resultados de la descomposición por percentiles mostraron que la brecha salarial entre hombres y mujeres no fue uniforme a lo largo de la distribución, presentando un patrón característico de "pisos pegajosos". Es decir, la disparidad salarial fue más significativa en los niveles bajos y medios, alcanzando su punto máximo en el percentil 30 (20,234) y disminuyendo hacia el percentil 90 (4,676), lo que indica que las barreras para las mujeres fueron más severas al inicio y en la parte media de sus ingresos laborales.

En los percentiles más altos (P70 y P90), el componente explicado presentó valores negativos (-4,303 y -3,322), lo que sugiere que las mujeres de los deciles superiores poseían mejores características

observables (como educación o experiencia) que los hombres. Sin embargo, esta ventaja fue neutralizada por un componente no explicado persistente (7,998 en P90), impidiendo que su mayor capital humano se tradujera en una ventaja salarial real en cargos jerárquicos.

Estos hallazgos implican que las mujeres no insertadas en la formalidad laboral permanecieron en los denominados pisos pegajosos, desempeñándose en actividades informales por obligaciones familiares y económicas, lo que limitó su acceso a ingresos más altos y oportunidades de progreso económico. La evidencia coincide con Duraisamy & Duraisamy (2016), quienes indicaron que la brecha bruta disminuye con el tiempo, pero que los suelos rígidos siguen siendo más pronunciados que los techos de cristal en todos los segmentos del mercado laboral.

Tandrayen-Ragoobur & Pydayya (2015) también observaron que, mediante regresiones y descomposición por cuantiles, los suelos rígidos predominan sobre los techos de cristal, y esta brecha se explica principalmente por factores no observados que evidencian discriminación de género. De forma complementaria, Deschacht et al. (2017) y Baert et al. (2016) resaltaron que las preferencias de los empleadores y empleados contribuyen a los pisos pegajosos, limitando las oportunidades de ascenso de las mujeres en comparación con los hombres.

Asimismo, Fuller & Kim (2024) aplicaron modelos con efectos fijos que mostraron que las mujeres supervisoras asociadas a grupos de trabajo dominados por hombres presentaron menores brechas salariales, especialmente entre los trabajadores menos favorecidos. Goy & Johnes (2015) corroboraron que la brecha disminuye a medida que se asciende en la distribución salarial, lo que evidencia efectos de suelo pegajoso persistentes en las mujeres, incluso para aquellas con niveles académicos avanzados.

A nivel empresarial, Hara (2018) indicó que la desigualdad salarial es más pronunciada dentro de la misma empresa que entre diferentes empresas, con la presencia de suelos pegajosos y techos de cristal en los extremos de la distribución. Por su parte, Akbar (2022) señaló que la brecha de género es más evidente en el sector informal, donde las mujeres suelen estar en situaciones desfavorables y con menores posibilidades de progresar.

Para los trabajadores asalariados, se observó que las mujeres con salarios bajos enfrentaron mayores brechas discriminatorias, mientras que aquellas con ingresos altos experimentaron diferencias menores, lo que confirma la persistencia de los pisos pegajosos y la necesidad de políticas que aborden la discriminación de género en todos los niveles de la distribución salarial.

## 6. Conclusiones

La estimación del modelo de inserción laboral mostró que las mujeres presentaron menor probabilidad de estar empleadas. Además, factores como la responsabilidad familiar (hijos menores de 5 años o adultos a su cuidado), el idioma, las capacidades diferentes, el estado civil y el tipo de hogar fueron significativamente determinantes para la participación en el mercado laboral. Esto evidencia que las barreras sociales y familiares influyen de manera crucial en la inserción femenina.

Por otro lado, la aplicación de las regresiones cuantílicas y la descomposición de Oaxaca-Blinder indicó que las mujeres se concentraron en los cuantiles inferiores de la distribución salarial, mostrando que no lograron superar estos niveles de ingresos. El componente no explicado resultó considerablemente mayor que el explicado, lo que sugiere que la brecha salarial no se debe únicamente a diferencias en educación o experiencia, sino a factores como discriminación directa, segregación ocupacional y penalización por maternidad o cuidado de personas adultas.

Los resultados del análisis estadístico y de la modelación econométrica, mediante Oaxaca-Blinder, respaldaron la hipótesis planteada, demostrando que el nivel educativo, la penalización materna y la segregación ocupacional influyeron de manera significativa en la brecha salarial de género. Las mujeres enfrentaron mayores obstáculos, primero para ingresar al mercado laboral y, segundo, para que su educación y experiencia fueran reconocidas en términos de acceso a mejores salarios.

La descomposición de los resultados evidenció que las mujeres se encontraban en los pisos pegajosos de la distribución salarial, según el tratamiento de las variables de la Encuesta de Hogares 2024. Esto confirma que las barreras estructurales y culturales impiden que las mujeres progresen en igualdad de condiciones con los hombres, incluso cuando poseen niveles educativos y experiencia laboral equivalentes.

## Referencias

- Ahmed, S., & Maitra, P. (2015). A distributional analysis of the gender wage gap in Bangladesh. *The Journal of Development Studies*, 51(11), 1444–1458. <https://doi.org/10.1080/00220388.2015.1046444>
- Akbar, F. (2022). Gender wage gap: Evidence from employment in informal sector. *The Journal of Indonesia Sustainable Development Planning*, 3(2), 104–117. <https://doi.org/10.46456/jisdep.v3i2.301>
- Alonso, N., & Ruiz, M. (2023). Introducción al semi-monográfico "Brecha salarial de género: análisis de las desigualdades retributivas con enfoque multidisciplinar". *Revista de Economía Crítica*, 35, 38–41. <https://doi.org/10.46661/rec.8970>
- Alwago, W. (2024). Decomposing the gender wage gap in the urban labor market in Kenya. *Studia Universitatis „Vasile Goldis” Arad – Economics Series*, 34(4), 1-33. <https://doi.org/10.2478/sues-2024-0016>
- Arellano, M., & Bonhomme, S. (2017). Quantile selection models with an application to understanding changes in wage inequality. *Econometrica*, 85(1), 1–28. <https://doi.org/10.3982/ECTA14030>
- Baert, S., De Pauw, A., & Deschacht, N. (2016). Do employer preferences contribute to sticky floors? *ILR Review*, 69(3). <https://doi.org/10.1177/0019793915625213>
- Becker, G. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education*. National Bureau of Economic Research. <https://n9.cl/aa94>
- Becker, G. (1983). *El capital humano: Un análisis teórico y empírico referido fundamentalmente a la educación* (2ª ed.). Alianza Editorial. <https://n9.cl/phy4u>
- Blinder, A. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Bonaccolto-Töpfer, M., Castagnetti, C., & Prümer, S. (2022). Understanding the public-private sector wage gap in Germany: New evidence from a fixed effects quantile approach. *Economic Modelling*, 116, 106037. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.106037>
- Buligescu, B., Borghans, L., & Fouarge, D. (2020). The impact of occupational segregation on occupational gender pay gap in the European Union. *Journal of Community Positive Practices*, 4. <https://doi.org/10.35782/JCPP.2020.4.05>

- Ciminelli, G., Schweltnus, C., & Stadler, B. (2021). Sticky floors or glass ceilings? The role of human capital, working time flexibility and discrimination in the gender wage gap. *OECD Economics Department Working Papers*. <https://doi.org/10.1787/02ef3235-en>
- Combet, B., & Oesch, D. (2019). The gender wage gap opens long before motherhood: Panel evidence on early careers in Switzerland. *European Sociological Review*, 35(3), 332–345. <https://doi.org/10.1093/esr/jcz009>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (2025). *Panorama social de América Latina y el Caribe, 2025: Cómo salir de la trampa de alta desigualdad, baja movilidad social y débil cohesión social*. (CEPAL). <https://n9.cl/8neqx9>
- Couceiro, A., & Dolado, J. (2023). Revisiting the public–private wage gap in Spain: New evidence and interpretation. *SERIEs*, 14, 353–377. <https://doi.org/10.1007/s13209-023-00277-z>
- Depalo, D., Giordano, R., & Papapetrou, E. (2015). Public–private wage differentials in euro-area countries: Evidence from quantile decomposition analysis. *Empirical Economics*, 49, 985–1015. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0900-0>
- Deschacht, N., De Pauw, A., & Baert, S. (2017). Do gender differences in career aspirations contribute to sticky floors? *International Journal of Manpower*, 38(4), 580–593. <https://doi.org/10.1108/IJM-10-2015-0171>
- Deshpande, A., Goel, D., & Khanna, S. (2018). Bad karma or discrimination? Male–female wage gaps among salaried workers in India. *World Development*, 102, 331–344. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.07.012>
- Díaz, M. (2019). Segregación ocupacional: Participación y reconocimiento de mujeres empleadas en trabajos de dominación masculina. *Sociología del Trabajo*, 94, 147–153. <https://doi.org/10.5209/STRA.63487>
- Duraisamy, M., & Duraisamy, P. (2016). Gender wage gap across the wage distribution in different segments of the Indian labour market, 1983–2012: Exploring the glass ceiling or sticky floor phenomenon. *Applied Economics*, 48(43), 4098–4111. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1150955>
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973. <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>
- Fuller, S., & Kim, Y. (2023). Women managers and the gender wage gap: Workgroup gender composition matters. *Work and Occupations*, 51(3), 325–361. <https://doi.org/10.1177/07308884231178314>
- Gallardo, R., Ojeda, M., Montano, J., & Valdés, E. (2025). Wage discrimination by gender in Mexico: The case of management and professional jobs. *Contaduría y administración*, 70(4), e524. <https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2025.5393>
- Gao, K., & Tian, Z. (2023). The effect of motherhood on wages: Are women’s wage penalties due to lack of career aspirations? *Applied Economics*, 55(54), 6410–6426. <https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2156469>
- Gardeazabal, J., & Ugidos, A. (2001). Measuring the gender gap at different quantiles of the wage distribution. *Studies on the Spanish Economy*, 108. FEDEA. <https://ideas.repec.org/p/fda/fdaeee/108.html>

- Gardeazabal, J., & Ugidos, A. (2005). Gender wage discrimination at quantiles. *Journal of Population Economics*, 18, 165–179. <https://doi.org/10.1007/s00148-003-0172-z>
- Goldin, C. (2023). *Why women won* (NBER Working Paper No. 31762). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w31762>
- Gontero, S., & Ravest, J. (2025). *Desigualdad salarial de género en América Latina: ¿Cuál es la brecha relevante por cerrar?* Informe técnico No. 51. Organización Internacional del Trabajo. <https://n9.cl/sn58jr>
- Goy, S., & Johnes, G. (2015). Differences in decline: Quantile regression of male–female earnings differential in Malaysia. *The Singapore Economic Review*, 60(4), 1550054. <https://doi.org/10.1142/S021759081550054X>
- Gradín, C. (2020). Segregation of women into low-paying occupations in the United States. *Applied Economics*, 52(17), 1905–1920. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1682113>
- Gutiérrez, I. (2023). Medición de la brecha salarial de género: Una aproximación a través de la revisión de literatura. *Revista de Economía Crítica*, 35, 42–59. <https://doi.org/10.46661/rec.8969>
- Guzmán, D. (2021). Brechas de género en la educación superior en Chile y su impacto en la segregación laboral: Una revisión sistemática de la literatura. *International Journal for 21st Century Education*, 8(1). <https://doi.org/10.21071/ij21ce.v8i1.13650>
- Hara, H. (2018). The gender wage gap across the wage distribution in Japan: Within- and between-establishment effects. *Labour Economics*, 53, 213–229. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2018.04.007>
- Heckman, J., Pinto, R., & Savelyev, P. (2013). Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes. *American Economic Review*, 103(6), 2052–2086. <https://doi.org/10.1257/aer.103.6.2052>
- Herrarte, A., & Urcelay, P. (2022). The wage penalty for motherhood in Spain (2009-2017): The role of the male partner’s job characteristics. *Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, 241(2), 27–57. <https://doi.org/10.7866/HPE-RPE.22.2.2>
- Icardi, R. (2021). Returns to workplace training for male and female employees and implications for the gender wage gap: A quantile regression analysis. *International Journal for Research in Vocational Education and Training*, 8(1). <https://doi.org/10.13152/IJRVET.8.1.2>
- Instituto Boliviano de Comercio Exterior (IBCE). (2023). *Salario en Bolivia* (Boletín CIFRAS, Edición N° 1.178). Instituto Boliviano de Comercio Exterior. <https://n9.cl/dixil7>
- International Labour Organization [OIT]. (2024). *Perspectivas sociales y del empleo en el mundo: Tendencias 2024* (1ª ed.). <https://doi.org/10.54394/EIIX3179>
- Kim, M., & Park, K. (2023). Glass ceiling or sticky floor? Evidence from a distributional approach of the gender wage gap among PhD holders in South Korea. *Asian-Pacific Economic Literature*. <https://doi.org/10.1111/apel.12379>
- Koenker, R. (2017). Quantile regression: 40 years on. *Annual Review of Economics*, 9, 155–176. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-063016-103651>
- Landivar, L. (2020). First-birth timing and the motherhood wage gap in 140 occupations. *Socius: Sociological Research for a Dynamic World*. <https://doi.org/10.1177/2378023120939424>

- Li, F., & Villegas, G. (2014). Sector de la economía laboral (SEL): una visión costarricense. *Revista Nacional de Administración*, 4(2), 53–66. <https://doi.org/10.22458/rna.v4i2.545>
- Mahadevan, R., & Suardi, S. (2012). Impact of socio-economic factors and social affiliation on living standards: A quantile regression approach. *Applied Economics Letters*, 19(13), 1231–1236. <https://doi.org/10.1080/13504851.2011.619478>
- Maldonado, J., & Peña, C. (2019). Maternity and pay gap: Does the labor market penalize maternity? *Banco Central del Ecuador: Cuestiones Económicas*, 30(2). e-ISSN: 2697-3367. <https://n9.cl/zgflj>
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/books/minc74-1>
- Mishra, S., & Trivedi, S. (2024). Gender wage disparity in urban India: An analysis using unconditional quantile regression. *Demography India*, 53(2), 1231–1236. <https://n9.cl/o4qf8g>
- Mora, J., & Herrera, D. (2025). Pseudo-panel decomposition of the Blinder–Oaxaca gender wage gap. *Econometrics*, 13(3), 27. <https://doi.org/10.3390/econometrics13030027>
- Mota, T., & Fariás, J. (2019). Segregación de las mujeres en rubros tecnológicos. *Revista Científica*, 4(Ed. Esp.), 84–94. <https://doi.org/10.29394/Scientific.issn.2542-2987.2019.4.E.5.84-94>
- Nguyen, B., Albrecht, J., Vroman, S., & Westbrook, D. (2003). A quantile regression decomposition of urban-rural inequality in Vietnam. *Journal of Development Economics*, 83(2), 466–490. <https://ideas.repec.org/p/geo/guwopa/gueconwpa~03-03-31.html>
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Oliver, X., & Sard, M. (2020). Gender wage gap in hospitality. *Cornell Hospitality Quarterly*, 45(2), 123–135. <https://doi.org/10.1177/1096348020909423>
- ONU MUJERES. (2024). *Conoce más sobre brecha salarial: causas, cifras y por qué hay que combatirla*. ONU Mujeres América Latina y el Caribe. <https://n9.cl/nfiwy>
- Ouédraogo, E., Dembélé, A., & Bationo, J. L. (2021). Quantile regression analysis of wage inequality in West-African countries. *Regional Economic Development Research*, 2(2), 180–192. <https://doi.org/10.37256/redr.2220211008>
- Pal, K., Piaget, K., Zahidi, S., & Baller, S. (2024). *Global Gender Gap Report 2024*. World Economic Forum. <https://n9.cl/7t49w>
- Park, K. (2021). Education-job mismatch and gender wage gap: Evidence from recent college graduates in Korea. *Asian Women*, 37(1), 1–24. <https://doi.org/10.14431/aw.2021.3.37.1.1>
- Pepping, A., & Maniam, B. (2020). The motherhood penalty. *Journal of Business and Behavioral Sciences*, 32(2), 110–125. <https://n9.cl/b5rn1>
- Rattsø, J., & Stokke, H. (2020). Private-public wage gap and return to experience: Role of geography, gender and education. *Regional Science and Urban Economics*, 83, 103571. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2020.103571>
- Santero-Sánchez, R., & Castro, B. (2022). Pursuing equal pay for equal work: Gender diversity in management positions and the gender pay gap throughout the wage distribution. *Equality, Diversity and Inclusion: An International Journal*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1177/23409444221125239>

- Stabridis, O., & Salgado-Viveros, C. (2023). Efectos de género y etnicidad en la brecha salarial entre jornaleros agrícolas del noroeste mexicano. *Frontera Norte*, 35, 1–24. <https://doi.org/10.33679/rfn.v1i1.2339>
- Stokke, H. (2021). The gender wage gap and the early-career effect: The role of actual experience and education level. *Labour Economics*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1111/labr.12191>
- Tandrayen-Ragoobur, V., & Pydayya, R. (2015). Glass ceiling and sticky floors: Hurdles for Mauritian working women. *Equality, Diversity and Inclusion: An International Journal*, 34(5), 452–466. <https://doi.org/10.1108/EDI-08-2014-0064>
- Verino, C. (2019). Federici, Silvia (2018) El patriarcado del salario: Críticas feministas al marxismo. *Perspectivas Revista de Ciencias Sociales*, 4(7), 269–272. <https://doi.org/10.35305/prcs.v0i7.30>
- Warunsiri, S., & Liao, L. (2019 (2022)). Parenthood penalty and gender wage gap: Recent evidence from Thailand. *Journal of Asian Economics*, 78, 101435. <https://www.pier.or.th/en/dp/102/>

## Transparencia

### Conflicto de interés

Los autores declaran que no existen conflictos de interés de naturaleza alguna como parte de la presente investigación.

### Fuente de financiamiento

Los autores financiaron completamente la investigación.

### Contribución de autoría

María Castro Calisaya: Conceptualización, metodología, validación, análisis formal, investigación, gestión de datos, visualización, redacción - preparación del borrador original, redacción - revisión y edición, financiamiento, administración del proyecto, recursos, supervisión.

Dante Ayaviri Nina: Conceptualización, metodología, software, validación, análisis formal, investigación, visualización, redacción - preparación del borrador original, redacción - revisión y edición, financiamiento.

Los autores contribuyeron activamente en el análisis de los resultados, revisión y aprobación del manuscrito final.