

UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CUENCA

UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CUENCA

Comunidad Educativa al Servicio del Pueblo

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

CARRERA DE ECONOMÍA

"BRECHA SALARIAL DE GÉNERO EN EL EMPLEO FORMAL E INFORMAL EN ECUADOR: UN ANÁLISIS DE DESCOMPOSICIÓN MEDIANTE MICRODATOS (2024-2025)"

PROYECTO DE TITULACIÓN PREVIO A LA OBTENCIÓN DEL TÍTULO DE ECONOMISTA

AUTORA: ESTRADA ESPINOSA DAMARYS SAMANTHA
DIRECTORA: CARRIEL BUSTAMANTE VIVIANA VERÓNICA

CUENCA - ECUADOR
2026
DIOS, PATRIA, CULTURA Y DESARROLLO



UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CUENCA

Comunidad Educativa al Servicio del Pueblo

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

CARRERA DE ECONOMÍA

"BRECHA SALARIAL DE GÉNERO EN EL EMPLEO FORMAL E INFORMAL EN ECUADOR: UN ANÁLISIS DE DESCOMPOSICIÓN MEDIANTE MICRODATOS (2024-2025)"

PROYECTO DE TITULACIÓN PREVIO A LA OBTENCIÓN DEL TÍTULO DE ECONOMISTA

AUTORA: ESTRADA ESPINOSA DAMARYS SAMANTHA

DIRECTORA: CARRIEL BUSTAMANTE VIVIANA VERÓNICA

CUENCA - ECUADOR

2026

DIOS, PATRIA, CULTURA Y DESARROLLO

“Brecha salarial de género en el empleo formal e informal en Ecuador: Un análisis de descomposición mediante microdatos (2024-2025)”

Estrada Espinosa Damarys Samantha

Universidad Católica de Cuenca

Unidad de titulación

Carriel Bustamante Viviana Verónica

02 de noviembre de 2026

DECLARATORIA DE AUTORÍA Y RESPONSABILIDAD

Yo, **Estrada Espinosa Damarys Samantha** portadora de la cédula de ciudadanía N.º **0106004435**. Declaro ser la autora de la obra: **"Brecha salarial de género en el empleo formal e informal en Ecuador: Un análisis de descomposición mediante microdatos (2024-2025)"**sobre la cual me hago responsable sobre las opiniones, versiones e ideas expresadas. Declaro que la misma ha sido elaborada respetando los derechos de propiedad intelectual de terceros y eximo a la Universidad Católica de Cuenca sobre cualquier reclamación que pudiera existir al respecto. Declaro finalmente que mi obra ha sido realizada cumpliendo con todos los requisitos legales, éticos y bioéticos de investigación, que la misma no incumple con la normativa nacional e internacional en el área específica de investigación, sobre la que también me responsabilizo y eximo a la Universidad Católica de Cuenca de toda reclamación al respecto.

Cuenca, noviembre de 2026



Damarys Samantha Estrada Espinosa

CERTIFICACIÓN

Yo, **Carriel Bustamante Viviana Verónica**, certifico que el artículo titulado **"Brecha salarial de género en el empleo formal e informal en Ecuador: Un análisis de descomposición mediante microdatos (2024-2025)"** fue desarrollado por **Damarys Samantha Estrada Espinosa**, ha sido guiado y revisado periódicamente y cumple normas estatutarias establecidas por la Universidad Católica de Cuenca.

Debido a que es una investigación particular con el propósito de cumplir un requisito previo a la obtención del **TÍTULO DE ECONOMISTA**

Cuenca, novoembre de 2026



Econ. Viviana Carriel Bustamante, PhD.

Tutor(a)

UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CUENCA

DEDICATORIA

Dedico este trabajo, en primer lugar, a Dios, por ser mi fortaleza y acompañarme en todo este proceso. Si hoy estoy cumpliendo esta meta, es gracias a Él, por darme la fuerza para seguir adelante incluso en los momentos más difíciles.

A mi mami, por ser tan dulce y amorosa conmigo, por creer en mí siempre y por estar a mi lado en todo momento. Gracias por tu apoyo, tus palabras y por no soltarme nunca.

A mi papi por estar a mi lado siempre, por apoyarme cada día y motivarme a no rendirme

A mi ñaña, por estar siempre conmigo, por escucharme y acompañarme en este camino. Gracias por ser una hermana tan especial y por hacerme sentir que nunca estuve sola.

Y a mi perrita Hanna, por acompañarme en tantas noches de desvelo, por quedarse a mi lado y darme tranquilidad con su presencia.

Con mucho cariño, les dedico este logro a todos ustedes, porque cada uno forma parte de él.

AGRADECIMIENTO

Agradezco profundamente a Dios, por darme la fortaleza, la sabiduría y la constancia necesarias para culminar esta etapa tan importante de mi vida. Su presencia fue mi mayor apoyo durante todo este proceso y me permitió seguir adelante aun cuando el camino se volvió difícil.

Agradezco profundamente a Dios, por darme la fortaleza, la sabiduría y la constancia necesarias para culminar esta etapa tan importante de mi vida. Su presencia fue mi mayor apoyo durante todo este proceso y me permitió seguir adelante aun cuando el camino se volvió difícil.

A mis padres, por su amor incondicional, por cada esfuerzo, por sus consejos y por confiar siempre en mí. Este logro también les pertenece, porque fueron una parte fundamental de mi formación personal y profesional.

A mi ñaña, gracias por acompañarme y brindarme tu apoyo en cada momento. También agradezco a mi perrita Hanna, por permanecer a mi lado durante las largas jornadas de estudio y las noches de desvelo.

Expreso mi agradecimiento a la Universidad Católica de Cuenca, por abrirme sus puertas y brindarme los conocimientos, las experiencias y las herramientas necesarias para mi formación profesional.

De manera especial, agradezco a mi tutora, por su acompañamiento, paciencia, orientación y apoyo durante la elaboración de este trabajo de titulación. Sus conocimientos, observaciones y recomendaciones fueron fundamentales para culminar esta investigación.

RESUMEN

Esta investigación analiza la brecha de ingresos laborales por hora entre mujeres y hombres en los sectores formal e informal del Ecuador durante 2024–2025. Se utilizan los microdatos anuales de la ENEMDU, con una muestra de 270.631 personas ocupadas de 15 años o más. Se estiman ecuaciones de Mincer ponderadas que incorporan el diseño muestral complejo, un modelo con interacción entre sexo y sector para contrastar la hipótesis y una descomposición Oaxaca-Blinder detallada en componentes de composición y de precios, con errores estándar obtenidos mediante bootstrap Rao-Wu. La brecha inicial por hora es de −1,63% en el sector formal, sin significancia estadística al 5%, y de −16,81% en el informal. Con controles, ser mujer se asocia con un ingreso por hora 11,69% menor en el empleo formal y 23,30% menor en el informal; la diferencia entre ambos coeficientes es estadísticamente significativa (−0,141 puntos logarítmicos; $p < 0,001$). En el sector informal, el componente no explicado representa al menos el 78,4% de la brecha con cualquiera de las estructuras de referencia consideradas. Los resultados indican que la penalización salarial asociada a ser mujer es mayor entre quienes trabajan en el sector informal; por tratarse de un análisis observacional, estas diferencias no deben interpretarse como efectos causales de la informalidad.

***Palabras clave*:** Ecuador, brecha salarial de género, empleo formal, empleo informal, descomposición oaxaca-blinder

ABSTRACT

This study analyzes the hourly wage gap between women and men in Ecuador's formal and informal sectors during 2024–2025. It uses annual microdata from the ENEMDU, with a sample of 270,631 employed individuals aged 15 or older. We estimate weighted Mincer equations that account for the complex sample design, a model with an interaction term between gender and sector to test the hypothesis, and a detailed Oaxaca-Blinder decomposition into composition and price components, with standard errors obtained using the Rao-Wu bootstrap method. The initial hourly wage gap is −1.63% in the formal sector, not statistically significant at the 5% level, and −16.81% in the informal sector. With controls, being female is associated with an hourly wage that is 11.69% lower in formal employment and 23.30% lower in informal employment; the difference between these two coefficients is statistically significant (−0.141 logarithmic points; $p < 0.001$). In the informal sector, the unexplained component accounts for at least 78.4% of the gap across all reference frameworks considered. The results indicate that the wage penalty associated with being a woman is greater among those working in the informal sector; since this is an observational analysis, these differences should not be interpreted as causal effects of informality.

Keywords: Ecuador, gender wage gap, formal employment, informal employment, Oaxaca-Blinder decomposition

INTRODUCCIÓN

Aunque la participación laboral de las mujeres y sus niveles educativos han aumentado en América Latina, las diferencias de ingresos frente a los hombres persisten. Una mayor formación no siempre se traduce en igualdad de remuneraciones (CEPAL, 2023; Urquidi et al., 2023). En Ecuador, varios estudios con microdatos de la ENEMDU muestran que las mujeres perciben menores ingresos laborales aun cuando su escolaridad promedio es igual o superior a la de los hombres (Caria & Yepez, 2024; Linthon-Delgado & Méndez-Heras, 2022; Urquidi et al., 2023).

Los indicadores oficiales recientes confirman esta diferencia. De acuerdo con el INEC (2026b), en diciembre de 2025 el ingreso laboral promedio de los hombres fue de USD 514,90 y el de las mujeres de USD 470,50. Estas cifras son promedios sin ajustar, por lo que no permiten distinguir qué parte de la diferencia responde a características de las personas y qué parte se relaciona con el tipo de empleo al que acceden. La literatura regional señala que la magnitud de la brecha cambia según la forma de inserción laboral, el área de residencia y la calidad del empleo (Ben Yahmed, 2018; Caria & Yepez, 2024; Meneses et al., 2026).

La distinción entre sector formal e informal es central para este análisis por tres razones. Primero, el mercado laboral ecuatoriano está fuertemente segmentado: el sector informal concentra empleos de baja productividad, sin registro tributario y con escasa protección social, mientras que el sector formal está sujeto a la legislación laboral y a mecanismos institucionales de fijación salarial (Tokman, 2007; OIT, 2025). Segundo, las mujeres se insertan en la informalidad de manera distinta a los hombres, con mayor presencia en el trabajo por cuenta propia y en actividades compatibles con las responsabilidades de cuidado, lo que condiciona sus horas y sus ingresos (CEPAL, 2023; Maloney, 2004). Tercero, la evidencia internacional indica que la brecha de género no tiene la misma magnitud ni la misma composición en ambos segmentos (Ben Yahmed, 2018).

Por estas razones, estimar una sola brecha para todo el mercado laboral podría ocultar diferencias relevantes entre sectores.

Los antecedentes para Ecuador abordan el problema desde distintos enfoques. Urquidi et al. (2023) analizan la evolución de la brecha entre 2000 y 2021 para el conjunto del mercado laboral; Uyaguari Ochoa (2019) compara la brecha por género en los sectores formal e informal, pero solo para la ciudad de Quito y con datos de 2016; y Caria y Yepez (2024) estudian el período 2007–2022 mediante emparejamiento por puntaje de propensión y muestran que la brecha varía según la formalidad del empleo, aunque su método no separa la diferencia en componentes de composición y de precios. Este estudio busca cubrir ese vacío con información nacional reciente, comparando de manera directa ambos sectores y descomponiendo la brecha en cada uno de ellos.

La pregunta de investigación es la siguiente: ¿la brecha de ingresos laborales por hora entre mujeres y hombres es mayor en el sector informal que en el formal y, en cada sector, qué parte de esa brecha se asocia con diferencias en características observables y qué parte con diferencias en la forma en que se remuneran esas características? La primera parte de la pregunta se responde con ecuaciones de Mincer ponderadas y con un modelo que incluye la interacción entre sexo y sector, el cual permite contrastar estadísticamente si la penalización asociada a ser mujer difiere entre sectores. La segunda parte se responde con la descomposición Oaxaca-Blinder, adecuada para este objetivo porque separa la diferencia promedio de ingresos en un componente de composición (dotaciones) y otro de precios (coeficientes), y permite identificar qué factores contribuyen a cada uno (Blinder, 1973; Fortin et al., 2011; Oaxaca, 1973).

El objetivo general es analizar la brecha de ingresos laborales por género en los sectores formal e informal del Ecuador durante 2024–2025 con microdatos de la ENEMDU. La hipótesis sostiene que la brecha condicionada a las características observables es mayor en el sector informal

y que, en este sector, el componente no explicado tiene un peso predominante. El artículo se organiza en cinco secciones adicionales: el estado del arte, la metodología, los resultados, la discusión y las conclusiones.

ANTECEDENTES O ESTADO DEL ARTE

Antecedentes teóricos y conceptuales

La teoría del capital humano plantea que la educación, la experiencia y la capacitación elevan la productividad de las personas y, con ello, sus ingresos esperados (Becker, 1964; Schultz, 1961). Mincer (1974) formalizó esta idea en una ecuación que relaciona el logaritmo del ingreso con la escolaridad y la experiencia. Desde este enfoque, si hombres y mujeres tienen dotaciones similares, sus ingresos deberían ser parecidos, y la brecha observada debería reflejar principalmente diferencias en educación o trayectoria laboral.

Cuando la brecha persiste entre personas con dotaciones comparables, las teorías de la discriminación ofrecen explicaciones adicionales. Becker (1957) sostiene que los prejuicios de empleadores, compañeros o clientes pueden influir en la contratación y en los salarios. A su vez, Phelps (1972), Arrow (1972) y Aigner y Cain (1977) explican que, ante información incompleta, los empleadores pueden atribuir a cada persona las características promedio que asocian con su grupo, por ejemplo una menor permanencia laboral o una menor disponibilidad de tiempo en el caso de las mujeres. Goldin (2014) complementa estas ideas al señalar que una parte de la brecha surge porque algunos empleos remuneran de forma desproporcionada las jornadas largas y la disponibilidad continua, condiciones que penalizan a quienes asumen la mayor parte del trabajo doméstico y de cuidado.

La teoría de la segmentación del mercado laboral añade que los trabajadores no compiten en un mercado único. Tokman (2007) describe el sector informal latinoamericano como un espacio

de baja productividad, ingresos inestables y escasa protección social, que puede encontrarse tanto en pequeños negocios como en relaciones de subcontratación. La OIT (2025) y la CEPAL (2023) señalan que la informalidad y las desigualdades de género siguen siendo rasgos persistentes de la región, y que el reparto desigual del trabajo no remunerado limita la participación de las mujeres y las orienta hacia ocupaciones con horarios flexibles. Maloney (2004) agrega que el trabajo por cuenta propia informal puede resultar atractivo para las mujeres justamente porque les permite combinar trabajo remunerado y cuidado, aunque con menores ingresos. Desde esta perspectiva, la brecha de género podría ser mayor en el sector informal, donde hay menos normas salariales y menos mecanismos de protección.

Estas tres perspectivas orientan la interpretación de los resultados. El capital humano sugiere qué parte de la brecha debería explicarse por diferencias en dotaciones; las teorías de discriminación sugieren por qué podría persistir una diferencia en la remuneración de esas dotaciones; y la segmentación sugiere por qué esa diferencia podría variar entre sectores. Conviene precisar que una diferencia no explicada por las variables observables no equivale de forma automática a discriminación, ya que también puede reflejar variables omitidas o errores de medición (Fortin et al., 2011; Oaxaca & Ransom, 1994).

Estudios empíricos sobre la brecha salarial de género

La evidencia latinoamericana coincide en que el aumento de la escolaridad femenina redujo la brecha, pero no eliminó las diferencias en la forma en que el mercado remunera a hombres y mujeres. Tenjo Galarza et al. (2006) encuentran este patrón en seis países de la región, y Perticará y Tejada (2022) muestran que la brecha persiste incluso entre trabajadores calificados. Ben Yahmed (2018), con datos de Brasil, aporta un resultado relevante para este estudio: la comparación entre empleos formales e informales cambia cuando se consideran las características

de los trabajadores y la selección entre sectores, hasta el punto de que la brecha no explicada puede resultar mayor en el empleo formal. Este hallazgo advierte que el sentido de la comparación entre sectores no puede darse por supuesto y debe contrastarse empíricamente en cada país.

En Ecuador, los estudios difieren en el período, el método y la población analizada. Rivera (2013), con correcciones por selección y Oaxaca-Blinder, documenta que la brecha se redujo entre 2007 y 2012, aunque atribuye la diferencia remanente a la discriminación. Posso (2016) añade que la desigualdad de género no se limita al salario, sino que también afecta el acceso al empleo y a contratos formales. Sánchez Cañar et al. (2021) confirman una tendencia descendente hasta 2019, mientras que Urquidi et al. (2023) muestran que esa reducción se explica sobre todo por la mejora de las características de las mujeres y que el componente no explicado no disminuyó con la misma claridad. Linthon-Delgado y Méndez-Heras (2022), con datos de septiembre de 2020, llegan a una conclusión parecida: las dotaciones femeninas reducen la brecha y el componente no explicado la amplía. Estos trabajos comparten un límite: analizan el mercado laboral en conjunto, por lo que no permiten saber si la brecha se comporta de forma distinta en cada sector. Lo mismo ocurre con Iñiguez Ladines (2025), quien confirma la persistencia de la brecha con datos de la ENEMDU 2024.

Otros estudios introducen dimensiones adicionales. Meneses et al. (2026) encuentran que la brecha persiste tanto en zonas urbanas como rurales, y advierten que una brecha rural menor puede reflejar un deterioro general del empleo y no mejores condiciones para las mujeres. Semblantes-Guamán et al. (2026) muestran, con regresiones cuantílicas, que la penalización cambia a lo largo de la distribución del ingreso, y López Lapo y Sarmiento Castillo (2019) confirman una penalización asociada a ser mujer en ecuaciones mincerianas. Vega y Granda (2019) estudian la brecha entre trabajadores formales e informales, pero no por género.

Los antecedentes más cercanos son tres. Uyaguari Ochoa (2019) encuentra que la brecha a favor de los hombres es mayor en el sector informal de Quito, pero su alcance es local y su información corresponde a 2016. Caria y Yepez (2024) muestran, para el período 2007–2022, que la brecha persiste en distintas condiciones laborales y que la exposición de las mujeres a empleos precarios contribuye a la desigualdad; sin embargo, su método de emparejamiento no separa la contribución de las dotaciones y de los retornos. Urquidi et al. (2023) sí descomponen la brecha, pero no distinguen entre sectores. Frente a estos trabajos, el aporte de este artículo es triple: utiliza microdatos nacionales de 2024–2025, contrasta formalmente si la brecha condicionada difiere entre sectores mediante un modelo con interacción, y descompone la brecha de cada sector en componentes de composición y de precios por factor, con inferencia ajustada al diseño muestral de la ENEMDU.

MÉTODOS Y TÉCNICAS DE LA INVESTIGACIÓN

Enfoque y fuente de información

La investigación tiene un enfoque cuantitativo y utiliza los microdatos anuales de la ENEMDU 2024 y 2025 publicados por el INEC (2026a). La ENEMDU es la fuente oficial para medir el empleo, el subempleo, los ingresos laborales y las características sociodemográficas de la población. Su diseño muestral es probabilístico, estratificado y por conglomerados, con unidades primarias de muestreo (UPM) seleccionadas dentro de cada estrato y un factor de expansión para cada persona.

Las bases de 2024 y 2025 son cortes transversales independientes; no forman un panel ni una serie temporal. Se combinaron con el fin de aumentar el número de observaciones disponibles en cada grupo de sexo y sector y, con ello, la precisión de las estimaciones. Para que esta combinación no confunda diferencias entre años con diferencias entre grupos, los modelos del

período conjunto incluyen una variable indicadora del año 2025. Como la variable dependiente está expresada en logaritmos, esta variable también absorbe la variación general de precios entre ambos años, por lo que no fue necesario deflactar los ingresos nominales. Además, se contrastó si la brecha de género cambió entre 2024 y 2025 mediante una interacción entre sexo y año. Los resultados por año se presentan como información complementaria y no se interpretan como una tendencia temporal.

Población, muestra y criterios de selección

La población objetivo está conformada por las personas ocupadas de 15 años o más. A partir de las 676.180 observaciones de las dos bases, la muestra se construyó con cinco filtros sucesivos, cuyo efecto se resume en la Tabla 1. No se excluyeron observaciones por horas inválidas, porque todas las personas que superaron los filtros previos registraron horas trabajadas mayores a cero.

Tabla 1

Construcción de la muestra analítica, ENEMDU 2024–2025

Etapa	Observaciones excluidas	Observaciones restantes
Observaciones iniciales (2024: 341.394; 2025: 334.786)		676.180
F1. Personas menores de 15 años o sin edad registrada	139.375	536.805
F2. Personas no ocupadas	210.011	326.794
F3. Ingreso laboral no válido (no reportado: 33.449; igual a cero: 4.797; código 999999: 861)	42.134	284.660
F4. Horas trabajadas no válidas (p24 ≤ 0 o sin dato)	0	284.660
F5. Empleo doméstico (8.345) y sin clasificación sectorial (5.684)	14.029	270.631
Muestra analítica (2024: 136.164; 2025: 134.467)		**270.631**

Nota. Elaboración propia con base en ENEMDU anual 2024 y 2025 (INEC, 2026a). Los filtros se aplicaron en el orden indicado.

La clasificación sectorial se basa en la variable derivada secemp del INEC, que ubica a cada persona ocupada en el sector formal, el sector informal o el empleo doméstico. Esta clasificación sigue el criterio de la unidad productiva recomendado por la OIT (2013): el sector

informal comprende a las personas que trabajan en establecimientos de menos de 100 trabajadores que no tienen Registro Único de Contribuyentes (RUC), mientras que el sector formal comprende a quienes trabajan en establecimientos con RUC (INEC, 2015; Mendoza & Jara, 2020). Por lo tanto, la formalidad se refiere a la unidad productiva y no a la relación laboral individual; por ejemplo, una persona asalariada sin afiliación a la seguridad social puede estar en el sector formal si la empresa tiene RUC. Las personas que trabajan por cuenta propia no recibieron un tratamiento especial: se clasifican según el registro de su propio negocio, por lo que aparecen en ambos sectores. En la muestra, el 71,10% de los trabajadores por cuenta propia pertenece al sector informal y el 28,90% al formal. El empleo doméstico se excluyó porque el INEC lo clasifica como un segmento separado y el objetivo es comparar directamente los sectores formal e informal.

Como consecuencia de estos criterios, los resultados representan a la población ocupada de 15 años o más que trabaja en los sectores formal o informal y que reporta un ingreso laboral positivo. La brecha estimada es, por lo tanto, condicional a la participación laboral y a contar con información válida de ingresos; no puede generalizarse al conjunto de la población económicamente activa, que incluye a personas desempleadas, al empleo doméstico y a trabajadores sin ingreso.

Tabla 2

Distribución de la muestra por año, sector y sexo

Año	Sector	Hombres n (%)	Mujeres n (%)	Total n	% de la muestra
2024	Formal	45.953 (58,3)	32.861 (41,7)	78.814	29,1
2024	Informal	35.770 (62,4)	21.580 (37,6)	57.350	21,2
2025	Formal	44.804 (57,7)	32.879 (42,3)	77.683	28,7
2025	Informal	35.391 (62,3)	21.393 (37,7)	56.784	21,0
2024–2025	Formal	90.757 (58,0)	65.740 (42,0)	156.497	57,8
2024–2025	Informal	71.161 (62,4)	42.973 (37,6)	114.134	42,2

Nota. Observaciones muestrales no expandidas. Los porcentajes de hombres y mujeres se calculan sobre el total de cada fila; la última columna indica el peso de cada fila en la muestra de 270.631 observaciones (las filas 2024–2025 suman 100%). Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

Variables del estudio

La variable dependiente es el logaritmo natural del ingreso laboral por hora. Se trata de un ingreso laboral y no estrictamente de un salario, porque la variable ingrl del INEC incluye tanto las remuneraciones de asalariados como las ganancias de patronos y trabajadores por cuenta propia. Se utiliza el ingreso por hora porque permite comparar a personas con jornadas diferentes (Blinder, 1973; Mincer, 1974; Oaxaca, 1973). Las horas semanales reportadas en la pregunta p24 se convirtieron en horas mensuales multiplicándolas por 4,33, que corresponde a 52 semanas divididas para 12 meses:

$$H_i = h_i \times 4{,}33 \quad (1)$$

$$w_i = \frac{Y_i}{H_i} \quad (2)$$

Donde *i* identifica a cada persona; H_i son las horas mensuales estimadas; h_i, las horas semanales reportadas; Y_i, el ingreso laboral mensual; y w_i, el ingreso laboral por hora. Se usó p24 porque es la pregunta general de horas para todas las personas ocupadas y es coherente con ingrl, que puede incluir ingresos de más de un trabajo.

La variable de interés es *mujer*, que toma el valor de 1 para las mujeres y 0 para los hombres. Los controles son la edad y su cuadrado, los años de escolaridad, el área de residencia, la rama de actividad, el grupo ocupacional y la categoría de ocupación. La edad se usa como aproximación de la experiencia acumulada; su término cuadrático permite captar rendimientos decrecientes (Heckman et al., 2006; Mincer, 1974). Como esta aproximación no mide la experiencia efectiva, en el análisis de sensibilidad se usaron dos alternativas: la experiencia potencial (edad menos años de escolaridad menos seis) y la antigüedad en el trabajo actual, medida con la pregunta p45 de la ENEMDU ("¿Cuántos años trabaja en este empleo?"). La pregunta p45

no registra la experiencia laboral total, sino la permanencia en el empleo actual, por lo que no reemplaza a la edad en la especificación principal.

Los años de escolaridad se construyeron con las preguntas p10a, que registra el nivel de instrucción más alto alcanzado (desde "ninguno" hasta "posgrado"), y p10b, que registra el último año aprobado dentro de ese nivel. A cada nivel se le asignó un número de años acumulados al inicio (0 para ninguno, primaria y educación básica; 6 para secundaria; 10 para educación media; 13 para superior; y 17 para posgrado), y a ese valor se le sumó el año aprobado en p10b. Los códigos 98 y 99 de p10b se trataron como no respuesta. La variable resultante no tiene valores perdidos y toma valores entre 0 y 22 años. El área distingue lo urbano de lo rural; la rama de actividad corresponde a las 21 secciones de la CIIU 4.0 (variable rama1); el grupo ocupacional, a los 10 grandes grupos de la CIUO-08 (grupo1); y la categoría de ocupación (p42) distingue entre empleados de gobierno, empleados privados, jornaleros, patronos, trabajadores por cuenta propia y trabajadores no remunerados, entre otras categorías.

Respecto a los valores atípicos, en la especificación principal no se recortaron ingresos ni horas, para no perder información de la parte alta y baja de la distribución. El ingreso por hora va de USD 0,005 a USD 1.231,73 y las horas semanales, de 1 a 124. Por ello, la sensibilidad de los resultados se evaluó de dos formas: excluyendo las observaciones fuera de los percentiles 1 y 99 del ingreso por hora, calculados por año y sector, y aplicando winsorización en esos mismos percentiles.

Estrategia de estimación

El análisis se desarrolló en cuatro etapas. En la primera se calcularon estadísticas descriptivas ponderadas para todas las variables, por sexo y sector. Para incorporar el diseño muestral se declaró el diseño complejo de la ENEMDU con el factor de expansión, los estratos y

las UPM, y los errores estándar se obtuvieron por linealización de Taylor (Binder, 1983; Heeringa et al., 2017; Lohr, 2022; Lumley, 2010). Las diferencias entre mujeres y hombres se contrastaron con pruebas *t* ajustadas al diseño, y las brechas porcentuales iniciales se acompañan de intervalos de confianza al 95% calculados mediante el método delta.

En la segunda etapa se estimaron ecuaciones de Mincer para cada sector:

$$lnw_i = \beta_0 + \beta_1 Mujer_i + \beta_2 Edad_i + \beta_3 Edad_i^2 + \gamma' X_i + \delta Año2025_i + \varepsilon_i \qquad (3)$$

Donde ln w_i es el logaritmo del ingreso laboral por hora; X_i es el vector de controles (años de escolaridad, área, rama, grupo ocupacional y categoría de ocupación); $Año2025_i$ es la variable indicadora del año; y ε_i es el término de error. El coeficiente β_1 mide la diferencia de ingreso asociada a ser mujer, manteniendo constantes las demás variables. Como la variable dependiente está en logaritmos, su equivalente porcentual se calcula con la ecuación 4:

$$[exp(\beta_1) - 1] \times 100 \qquad (4)$$

Los modelos se estimaron por mínimos cuadrados ponderados con la función svyglm del paquete survey de R. Este procedimiento usa el factor de expansión como ponderador en la estimación de los coeficientes y calcula los errores estándar por linealización de Taylor, considerando la estratificación y el conglomerado en UPM; los grados de libertad se obtienen como el número de UPM menos el número de estratos (Lumley, 2010). Los modelos de cada sector se estimaron como subpoblaciones del diseño completo, lo que mantiene la estructura de estratos y UPM al calcular la varianza.

Para contrastar la hipótesis no basta con que el coeficiente de *mujer* sea significativo en cada sector; es necesario probar que ambos coeficientes son distintos. Para ello se estimó, con toda la muestra, el siguiente modelo con interacción:

$$lnw_i = \alpha_0 + \alpha_1 Mujer_i + \alpha_2 Informal_i + \alpha_3 (Mujer_i \times Informal_i) + \theta' X_i + \delta Año2025_i + u_i \quad (5)$$

El coeficiente α_3 mide cuánto difiere la penalización asociada a ser mujer en el sector informal respecto al formal. Se estimaron dos versiones: una con retornos comunes de los controles en ambos sectores (ecuación 5) y otra totalmente interactuada, en la que todos los controles y el año interactúan con *Informal*. La segunda versión reproduce exactamente los coeficientes de los modelos por sector, pero los estima de forma conjunta, lo que permite calcular correctamente la covarianza entre ellos y probar la hipótesis nula de igualdad ($\alpha_3 = 0$).

En la tercera etapa se aplicó la descomposición Oaxaca-Blinder dentro de cada sector (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). Primero se estimó la ecuación de ingresos por separado para hombres (*H*) y mujeres (*M*), con las mismas variables de la ecuación 3 salvo *Mujer*:

$$lnw_i^g = X_i^{g\prime} \beta^g + u_i^g, \;\; g \in \{H, M\} \quad (6)$$

Donde X_i^g es el vector de variables explicativas de la persona *i* del grupo *g*, que incluye una constante, y β^g es el vector de coeficientes de ese grupo. Con los coeficientes estimados, la brecha promedio se descompone así:

$$\Delta = \underline{ln\, w}^M - \underline{ln\, w}^H = E + U \quad (7)$$

$$E = \left(\underline{X}^M - \underline{X}^H\right)' \hat{\beta}^H \quad (8)$$

$$U = \underline{X}^{M\prime} \left(\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^H\right) \quad (9)$$

Donde Δ es la brecha total, calculada como mujeres menos hombres, de modo que un valor negativo indica un menor ingreso promedio de las mujeres; $\bar{X}^M$ y $\bar{X}^H$ son los vectores de medias ponderadas de las variables explicativas de mujeres y hombres; β^{M} y β^{H} son los vectores de coeficientes estimados para cada grupo (en las ecuaciones 8 a 10 llevan el acento circunflejo que indica estimación); y el apóstrofo indica la transposición, de modo que cada producto es una suma

de las diferencias de cada variable multiplicadas por su coeficiente. *E* es el componente de composición o explicado: muestra cuánto cambiaría el ingreso promedio de los hombres si tuvieran las características promedio de las mujeres, valoradas con los retornos masculinos. *U* es el componente de precios o no explicado: recoge las diferencias en los coeficientes, incluida la constante. Un componente negativo amplía la desventaja de las mujeres y uno positivo la reduce.

La descomposición detallada asigna a cada factor *k* su contribución a cada componente:

$$E_k = \sum_{j \in k} \left(\underline{X}_j^M - \underline{X}_j^H\right)\hat{\beta}_j^H, \quad U_k = \sum_{j \in k} \underline{X}_j^M\left(\tilde{\beta}_j^M - \tilde{\beta}_j^H\right) \tag{10}$$

Donde *j* recorre las variables o categorías que forman el factor *k* (por ejemplo, todas las categorías de ocupación). En las variables categóricas, la contribución de precios depende de la categoría que se omite como base. Para evitar ese problema se aplicó la normalización de Yun (2005), que expresa los coeficientes de cada variable categórica como desviaciones respecto a su promedio ($\tilde{\beta}$); con ello, la contribución de cada factor no depende de la categoría base y la diferencia de constantes normalizada se reporta por separado.

La descomposición utiliza como referencia los coeficientes de los hombres, que se interpretan como la estructura de remuneración sin la penalización que se busca medir. Como el reparto entre componentes depende de esta elección (Oaxaca & Ransom, 1994), se repitió la descomposición usando los coeficientes de las mujeres y los de una regresión conjunta de ambos sexos que incluye una variable indicadora de sexo (Jann, 2008; Neumark, 1988). Los componentes se interpretan en puntos logarítmicos. Cuando el componente explicado y el no explicado tienen signos opuestos, como en el sector formal, no se calcula su participación porcentual en la brecha, porque se obtendrían valores mayores a 100% o negativos que no tienen una lectura convencional.

Las estimaciones puntuales de la descomposición se obtuvieron mediante mínimos cuadrados ponderados por el factor de expansión. Como la descomposición combina medias y

coeficientes de dos regresiones, sus errores estándar no se obtienen de forma directa; por eso se aplicó un bootstrap de Rao-Wu adaptado al diseño de la ENEMDU (Rao & Wu, 1988; Rao et al., 1992). En cada réplica se seleccionan, dentro de cada estrato y con reemplazo, $n_h - 1$ de las n_h UPM, se reajustan los factores de expansión de las UPM elegidas y se repite toda la descomposición. La varianza de las réplicas alrededor de la estimación original proporciona los errores estándar, los intervalos de confianza y los valores *p*. Las réplicas se generaron sobre el diseño completo, de modo que las estimaciones por sector y las diferencias entre sectores se calculan con las mismas réplicas. Se utilizaron 500 réplicas para los modelos del período conjunto y 200 para los complementarios, con la semilla 20240803. Al comparar los errores estándar de los componentes totales con 200 y 500 réplicas, las diferencias fueron de entre 2% y 11%, sin cambios en la significancia. En la muestra no existen estratos con una sola UPM (150 estratos y 9.809 UPM), y todas las réplicas produjeron estimaciones válidas.

En la cuarta etapa se evaluó la robustez de los resultados. Se calculó el factor de inflación de la varianza generalizado (GVIF) de Fox y Monette (1992) y la V de Cramér entre rama, grupo ocupacional y categoría de ocupación, y se reestimaron los modelos con especificaciones alternativas: experiencia potencial en lugar de edad, inclusión de la antigüedad (p45), exclusión de cada uno de los tres controles laborales, solo controles de capital humano, recorte y winsorización de valores extremos, e ingreso por hora calculado con las horas del trabajo principal (p51a).

El procesamiento se realizó en R 4.5.0 (R Core Team, 2025). El paquete haven se usó para leer las bases del INEC en formato SPSS conservando sus etiquetas; labelled, para consultar y transformar esas etiquetas en categorías; tidyverse (dplyr y tidyr), para filtrar observaciones, crear variables, unir las bases de ambos años y reorganizar resultados (Wickham et al., 2019); y janitor, para estandarizar los nombres de las variables y verificar duplicados y frecuencias. Con survey se

declararon el diseño muestral, se estimaron las medias, las pruebas y los modelos de Mincer, y se generaron los pesos replicados; la descomposición Oaxaca-Blinder se programó directamente a partir de regresiones ponderadas; car se usó para el cálculo del GVIF (Fox & Weisberg, 2019); y openxlsx, para exportar las tablas. Los ingresos se analizaron en valores nominales, con el control por año descrito antes.

RESULTADOS

Estadística descriptiva

La muestra analítica tiene 270.631 observaciones: 156.497 en el sector formal (57,83%) y 114.134 en el informal (42,17%). Los hombres representan el 57,99% de la muestra formal y el 62,35% de la informal, con proporciones muy similares en ambos años (Tabla 2). La Tabla 3 presenta las medias ponderadas de las variables del modelo, sus errores estándar y la prueba de diferencia entre mujeres y hombres.

Tabla 3

Medias ponderadas y diferencias por sexo dentro de cada sector, 2024–2025

Variable	Hombres	Mujeres	Diferencia M−H	EE
Panel A. Sector formal				
Ingreso laboral mensual (USD)	751,68	690,91	−60,76***	(6,66)
Ingreso laboral por hora (USD)	4,38	4,31	−0,07*	(0,04)
Logaritmo del ingreso por hora	1,266	1,239	−0,027***	(0,008)
Horas semanales	41,30	38,32	−2,98***	(0,13)
Edad (años)	39,67	38,89	−0,79***	(0,17)
Años de escolaridad	12,23	13,87	1,65***	(0,07)
Antigüedad en el empleo, p45 (años)	10,37	8,55	−1,82***	(0,12)
Área rural (%)	19,6	16,0	−3,6***	(0,7)
Empleado de gobierno (%)	13,8	19,7	5,9***	(0,5)
Empleado privado (%)	60,0	57,7	−2,3***	(0,7)
Jornalero o peón (%)	5,9	1,6	−4,3***	(0,4)
Patrono (%)	4,0	3,2	−0,9***	(0,2)
Cuenta propia (%)	16,2	17,7	1,4***	(0,5)
Trabajador del hogar no remunerado (%)	0,1	0,2	0,1***	(0,0)
Panel B. Sector informal				
Ingreso laboral mensual (USD)	312,50	200,88	−111,62***	(3,67)
Ingreso laboral por hora (USD)	2,31	1,92	−0,39***	(0,03)
Logaritmo del ingreso por hora	0,633	0,354	−0,279***	(0,014)
Horas semanales	33,18	26,08	−7,10***	(0,27)
Edad (años)	45,11	45,74	0,63**	(0,27)
Años de escolaridad	8,36	8,50	0,14	(0,10)
Antigüedad en el empleo, p45 (años)	17,48	14,40	−3,08***	(0,34)
Área rural (%)	43,3	39,6	−3,7***	(1,4)
Empleado privado (%)	6,9	7,8	0,8*	(0,4)
Jornalero o peón (%)	35,0	6,4	−28,7***	(1,0)
Patrono (%)	1,7	1,2	−0,5*	(0,3)
Cuenta propia (%)	55,8	83,2	27,4***	(1,0)
Trabajador del hogar no remunerado (%)	0,5	1,4	0,9***	(0,1)

Nota. Medias ponderadas con el factor de expansión. EE: error estándar de la diferencia por linealización de Taylor, considerando estratos y UPM. Las categorías de ocupación se expresan como porcentaje de los ocupados de cada sexo en cada sector; no se muestran las categorías con menos de 0,5% de participación. La composición por rama de actividad y grupo ocupacional se presenta en el Anexo 1. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

Las diferencias de composición entre mujeres y hombres son distintas en cada sector. En el sector formal, las mujeres tienen en promedio 1,65 años más de escolaridad que los hombres y una mayor presencia en el empleo público y en ocupaciones profesionales; aun así, perciben un

ingreso mensual USD 60,77 menor y trabajan casi tres horas menos por semana. En el sector informal, la escolaridad de mujeres y hombres no difiere de forma significativa, pero sí su categoría de ocupación: el 83,2% de las mujeres trabaja por cuenta propia, frente al 55,8% de los hombres, mientras que el 35,0% de los hombres son jornaleros, frente al 6,4% de las mujeres. Las mujeres informales también trabajan, en promedio, 7,1 horas semanales menos que los hombres. Todas estas diferencias, salvo las señaladas, son estadísticamente significativas.

Brecha inicial ponderada

La Tabla 4 presenta la brecha inicial, es decir, la diferencia porcentual entre los ingresos promedio de mujeres y hombres sin ningún ajuste, con su intervalo de confianza.

Tabla 4

Brecha inicial ponderada por sector, 2024–2025

Sector	Ingreso	Brecha M−H (%)	EE	IC 95%
Formal	Por hora	−1,63*	0,91	[−3,41; 0,15]
Informal	Por hora	−16,81***	1,05	[−18,86; −14,75]
Formal	Mensual	−8,08***	0,85	[−9,74; −6,43]
Informal	Mensual	−35,72***	1,05	[−37,78; −33,66]
Diferencia informal − formal	Por hora	−15,18***	1,43	[−17,99; −12,37]

Nota. Brecha = (media de mujeres − media de hombres) / media de hombres × 100, con medias ponderadas. Errores estándar e intervalos de confianza calculados con el método delta sobre el diseño muestral complejo. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

En el sector formal, la brecha por hora es de −1,63% y no es estadísticamente significativa al 5% (p = 0,072); es decir, sin considerar diferencias en características, el ingreso promedio por hora de mujeres y hombres formales es similar. La brecha mensual formal sí es significativa (−8,08%), porque los hombres trabajan más horas. En el sector informal, la brecha por hora alcanza −16,81% y la mensual −35,72%. La diferencia entre las brechas por hora de ambos sectores es de −15,18 puntos porcentuales y es significativa (p < 0,001), lo que confirma que la desventaja inicial de las mujeres es mayor en el sector informal.

Resultados de las ecuaciones salariales de Mincer

La Tabla 5 resume los coeficientes principales de las ecuaciones de Mincer. El Panel A presenta los modelos del período conjunto con la variable indicadora de año, que constituyen la especificación principal, y el contraste de igualdad entre sectores; el Panel B presenta los modelos por año como resultados complementarios.

Tabla 5

Ecuaciones de Mincer ponderadas: coeficientes principales por sector

Modelo	Mujer	Dif. (%)	Edad	Edad²	Escolaridad	Rural	N	R²
Panel A. Período 2024–2025 con indicador de año (especificación principal)								
M1. Formal	−0,124***	−11,69	0,032***	−0,00029***	0,028***	−0,082***	156.497	0,368
	(0,007)		(0,002)	(0,00002)	(0,001)	(0,012)		
M2. Informal	−0,265***	−23,30	0,033***	−0,00034***	0,016***	−0,091***	114.134	0,188
	(0,017)		(0,002)	(0,00002)	(0,002)	(0,014)		
Diferencia informal − formal (α3, modelo totalmente interactuado)	−0,141***	−13,15					270.631	
	(0,018)							
Panel B. Modelos por año (complementarios)								
M3. Formal 2024	−0,128***	−11,99	0,030***	−0,00027***	0,029***	−0,084***	78.814	0,371
	(0,008)							
M4. Informal 2024	−0,248***	−21,98	0,036***	−0,00039***	0,017***	−0,092***	57.350	0,187
	(0,026)							
M5. Formal 2025	−0,121***	−11,37	0,033***	−0,00030***	0,027***	−0,081***	77.683	0,367
	(0,010)							
M6. Informal 2025	−0,284***	−24,75	0,030***	−0,00031***	0,015***	−0,087***	56.784	0,191
	(0,019)							

Nota. Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral por hora. Estimación con svyglm (survey), con factor de expansión, estratos y UPM; errores estándar por linealización de Taylor entre paréntesis (se muestran para el coeficiente de mujer; los de las demás variables están en el Anexo 2). Todos los modelos incluyen efectos fijos de rama de actividad (21), grupo ocupacional (10) y categoría de ocupación (9); los del Panel A incluyen además el indicador de año 2025. Dif. (%) = [exp(β) − 1] × 100. R^2 ponderado. La fila de diferencia corresponde al coeficiente de la interacción mujer × informal en un modelo con todos los regresores interactuados con el sector, equivalente a estimar M1 y M2 de forma conjunta. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

Una vez controladas las características observables, ser mujer se asocia con un ingreso por hora 11,69% menor en el sector formal y 23,30% menor en el informal, ambos con $p < 0,001$. La

inclusión del indicador de año prácticamente no modificó estos coeficientes. La diferencia entre sectores, estimada con el modelo totalmente interactuado, es de −0,141 puntos logarítmicos (EE = 0,018; $p < 0,001$): la penalización asociada a ser mujer es 14,1 puntos logarítmicos mayor en el sector informal. El modelo con retornos comunes de los controles llega a la misma conclusión ($\alpha_3 = -0,097$; EE = 0,014; $p < 0,001$). Con ello, la primera parte de la hipótesis se respalda mediante un contraste estadístico directo y no solo por la comparación de los coeficientes de cada modelo.

Llama la atención que, en el sector formal, la brecha condicionada (−11,69%) sea mucho mayor que la brecha inicial por hora, que no era significativa. Esto ocurre porque las mujeres formales tienen características asociadas a mayores ingresos, en especial más años de escolaridad y una mayor presencia en ocupaciones profesionales y en el empleo público (Tabla 3). Cuando se compara a mujeres y hombres con características similares, esa ventaja deja de compensar la diferencia y aparece la penalización.

El indicador de año es positivo y significativo en ambos sectores (0,019 en el formal y 0,031 en el informal), lo que refleja el aumento nominal de los ingresos entre 2024 y 2025. La interacción entre sexo y año no es significativa (coeficiente 0,005; $p = 0,63$), y tampoco lo es la interacción triple entre sexo, sector y año ($p = 0,13$). Por lo tanto, no hay evidencia de que la brecha condicionada haya cambiado entre ambos años, lo que respalda la combinación de las dos bases. Los modelos anuales del Panel B muestran la misma diferencia entre sectores y se presentan solo como información complementaria, ya que utilizan la misma especificación con una muestra más pequeña.

Los controles tienen los signos esperados. La edad se relaciona positivamente con el ingreso por hora y su término cuadrático es negativo, lo que indica rendimientos decrecientes (Mincer, 1974). Cada año adicional de escolaridad se asocia con un ingreso por hora 2,8% mayor

en el sector formal y 1,6% mayor en el informal. Residir en el área rural se asocia con menores ingresos en ambos sectores, en línea con Meneses et al. (2026). Estos coeficientes describen asociaciones condicionadas y no efectos causales, porque los modelos no controlan factores no observados ni la selección en el empleo y en cada sector (Wooldridge, 2010).

Diferencias en composición y en retornos por sexo

Antes de presentar la descomposición conviene comparar los dos elementos que la forman. Las diferencias de composición se observaron en la Tabla 3. Las diferencias en retornos, o precios, se presentan en la Tabla 6, que compara los coeficientes estimados por separado para hombres y mujeres en cada sector. En las variables categóricas, los coeficientes están normalizados como desviaciones respecto al promedio de las categorías (Yun, 2005), por lo que un valor positivo indica que la categoría paga más que el promedio del factor dentro de ese grupo.

Tabla 6

Retornos estimados por sexo y sector, 2024–2025

Variable	Sector formal			Sector informal		
	H	M	M − H	H	M	M − H
Años de escolaridad	0,025	0,033	0,008	0,013	0,019	0,006
Edad	0,031	0,032	0,001	0,031	0,031	0,000
Edad² (×100)	−0,0284	−0,0294	−0,0010	−0,0316	−0,0337	−0,0021
Área rural	−0,037	−0,047	−0,010	−0,048	−0,034	0,014
Categoría de ocupación (normalizada)						
Empleado privado	0,482	0,608	0,126	0,292	0,447	0,155
Jornalero o peón	0,283	0,238	−0,044	0,440	0,871	0,431
Patrono	0,864	0,973	0,109	0,689	1,217	0,528
Cuenta propia	0,354	0,448	0,093	0,155	0,366	0,211
Grupo ocupacional (normalizado)						
Profesionales científicos e intelectuales	0,189	0,176	−0,013	0,170	0,181	0,011
Trabajadores de servicios y vendedores	−0,142	−0,195	−0,054	−0,114	−0,086	0,027
Agricultores calificados	−0,157	−0,121	0,037	−0,297	−0,253	0,044
Oficiales, operarios y artesanos	−0,241	−0,345	−0,104	−0,062	−0,348	−0,286
Ocupaciones elementales	−0,201	−0,191	0,010	−0,302	−0,176	0,126

Nota. Coeficientes de regresiones ponderadas por el factor de expansión, estimadas por separado para hombres (H) y mujeres (M), con los mismos controles de la Tabla 5. Coeficientes de variables categóricas normalizados según Yun

(2005). En el sector informal no existen empleados de gobierno. Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

En ambos sectores, el retorno de la escolaridad es mayor para las mujeres (3,3% frente a 2,5% por año en el sector formal y 1,9% frente a 1,3% en el informal), lo que favorece a las mujeres en el componente de precios. En el sector informal destacan las diferencias por categoría de ocupación: el trabajo como jornalera y por cuenta propia tiene, en términos relativos, un retorno más alto para las mujeres que para los hombres, mientras que en los oficios (oficiales, operarios y artesanos) las mujeres obtienen retornos relativos menores. Estas diferencias, junto con la diferencia en las constantes, determinan el componente de precios de la descomposición.

Resultados de la descomposición Oaxaca-Blinder

La Tabla 7 presenta la descomposición detallada para el período conjunto. El Panel A muestra la brecha total y sus dos componentes; el Panel B, la contribución de cada factor al componente de composición; y el Panel C, la contribución de cada factor al componente de precios.

Tabla 7

Descomposición Oaxaca-Blinder detallada de la brecha de ingreso por hora, 2024–2025

Componente	Formal	EE	Informal	EE	Informal − formal	EE
Panel A. Componentes totales						
Brecha total (Δ)	−0,027***	(0,008)	−0,279***	(0,013)	−0,251***	(0,016)
Composición (E)	0,098***	(0,006)	−0,060***	(0,008)	−0,158***	(0,010)
Precios (U)	−0,126***	(0,007)	−0,218***	(0,014)	−0,093***	(0,016)
Participación de E en la brecha (%)	n. a.		21,6			
Participación de U en la brecha (%)	n. a.		78,4			
Panel B. Contribución al componente de composición (E)						
Edad y edad²	0,001	(0,002)	0,012***	(0,002)		
Años de escolaridad	0,041***	(0,003)	0,002	(0,001)		
Área	0,003***	(0,001)	0,004**	(0,002)		
Rama de actividad	−0,026***	(0,003)	−0,007	(0,008)		
Grupo ocupacional	0,060***	(0,004)	0,020**	(0,009)		
Categoría de ocupación	0,019***	(0,003)	−0,090***	(0,007)		
Año	0,000	(0,000)	0,000	(0,001)		
Panel C. Contribución al componente de precios (U)						
Edad y edad²	0,017	(0,058)	−0,028	(0,101)		
Años de escolaridad	0,105***	(0,029)	0,053**	(0,027)		
Área	0,007	(0,006)	−0,003	(0,003)		
Rama de actividad	0,001	(0,015)	−0,055	(0,036)		
Grupo ocupacional	−0,022**	(0,009)	0,025	(0,076)		
Categoría de ocupación	0,125	(0,174)	0,225*	(0,135)		
Año	0,000	(0,000)	0,000	(0,001)		
Constante (normalizada)	−0,359**	(0,180)	−0,436**	(0,181)		

Nota. Valores en puntos logarítmicos, con orientación mujeres menos hombres: un valor negativo amplía la desventaja de las mujeres y uno positivo la reduce. Referencia: coeficientes de los hombres. Las regresiones incluyen el indicador de año 2025. Contribuciones de precios de las variables categóricas con normalización de Yun (2005). Errores estándar (EE) por bootstrap Rao-Wu con 500 réplicas sobre el diseño completo (semilla 20240803); la columna informal − formal se calcula con las mismas réplicas. n. a.: no aplica, porque en el sector formal los componentes tienen signos opuestos y su participación porcentual superaría el 100%. N: formal 156.497; informal 114.134. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

La brecha total en logaritmos es de −0,027 en el sector formal y de −0,279 en el informal. Estas magnitudes difieren de las de la Tabla 4 porque aquí se compara el promedio del logaritmo del ingreso, que es la variable de los modelos, y no el ingreso promedio en dólares; la media del logaritmo da menos peso a los ingresos muy altos. Además, las brechas de la Tabla 7 no deben

confundirse con los coeficientes de la Tabla 5: el coeficiente de *mujer* mide la diferencia entre una mujer y un hombre con las mismas características, suponiendo que los controles se remuneran igual para ambos sexos, mientras que la descomposición parte de la brecha promedio sin ajustar y permite que todos los coeficientes difieran por sexo. Las dos medidas se complementan: la Tabla 5 indica cuánto de la desventaja persiste al comparar personas similares, y la Tabla 7 explica de dónde proviene la brecha promedio.

En el sector formal, el componente de composición es positivo (0,098), es decir, las características de las mujeres tenderían a darles un ingreso mayor que el de los hombres; el componente de precios es negativo (−0,126) y de mayor magnitud, por lo que la brecha total resulta desfavorable para ellas. El Panel B muestra que la ventaja en composición proviene sobre todo del grupo ocupacional y de la escolaridad: las mujeres formales están más representadas en ocupaciones profesionales y técnicas y tienen más años de estudio. La rama de actividad actúa en sentido contrario, porque las mujeres se concentran en ramas con menores retornos relativos una vez considerado el grupo ocupacional, como enseñanza, alojamiento y servicios de comida, y comercio. En el componente de precios, el mayor retorno de la escolaridad favorece a las mujeres de forma significativa, mientras que el grupo ocupacional y, sobre todo, la diferencia de constantes actúan en su contra; la contribución de la categoría de ocupación es positiva, pero imprecisa. La diferencia de constantes, negativa y grande, refleja una desventaja que no se asocia con ninguna de las variables observadas.

En el sector informal ambos componentes son negativos. La composición explica −0,060 puntos logarítmicos, un 21,6% de la brecha, y los precios −0,218, un 78,4%. Dentro del componente de composición, el factor más importante es la categoría de ocupación: los hombres informales trabajan con mucha más frecuencia como jornaleros, una categoría que, con los retornos

masculinos, paga más que el promedio, mientras que las mujeres se concentran en el trabajo por cuenta propia. El grupo ocupacional y la edad reducen parcialmente la brecha. En el componente de precios, solo la escolaridad tiene una contribución significativa al 5%, y favorece a las mujeres; la categoría de ocupación también las favorece, pero solo es significativa al 10%, y las contribuciones de la rama y de la edad, aunque negativas, son imprecisas. La diferencia de constantes es nuevamente el término más grande y negativo. Como las contribuciones de precios por factor tienen errores estándar mucho mayores que las de composición, deben leerse con cautela. Por lo tanto, la mayor parte de la brecha informal no se relaciona con diferencias en las características medidas.

La última columna de la Tabla 7 compara ambos sectores con las mismas réplicas bootstrap. La brecha total y sus dos componentes son significativamente más desfavorables para las mujeres en el sector informal, lo que confirma la mayor desventaja informal también desde la descomposición. Como se indicó, el componente no explicado no equivale a una medida de discriminación: puede incluir diferencias de retornos, variables omitidas como la carga de cuidado o la productividad, errores de medición y posibles mecanismos discriminatorios (Fortin et al., 2011; Oaxaca & Ransom, 1994).

Análisis de sensibilidad

La Tabla 8 evalúa la sensibilidad de la descomposición a la estructura de referencia, y la Tabla 9 la sensibilidad de las ecuaciones de Mincer a especificaciones alternativas.

Tabla 8

Sensibilidad de la descomposición a la estructura de referencia, 2024–2025

Referencia	E formal	U formal	E informal	U informal	% U informal
Coeficientes de hombres (principal)	0,098***	−0,126***	−0,060***	−0,218***	78,4
Coeficientes de mujeres	0,098***	−0,126***	0,002	−0,281***	100,8
Regresión conjunta con indicador de sexo	0,097***	−0,124***	−0,013	−0,265***	95,2

Nota. Puntos logarítmicos, orientación mujeres menos hombres. Brecha total: formal −0,027; informal −0,279. La regresión conjunta incluye a ambos sexos y una variable indicadora de sexo (Jann, 2008; Neumark, 1988). Significancia por bootstrap Rao-Wu (500 réplicas). *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

Con cualquiera de las tres referencias, en el sector formal el componente de composición es positivo y el de precios negativo, con magnitudes casi idénticas. En el sector informal, la participación del componente no explicado va de 78,4% con los coeficientes de los hombres a 100,8% con los de las mujeres; en este último caso supera el 100% porque el componente de composición resulta levemente positivo. La conclusión de que el componente no explicado predomina en el sector informal se mantiene, pero su magnitud exacta depende de la referencia; por ello, el 78% obtenido con la referencia masculina debe leerse como un límite inferior dentro de las alternativas consideradas.

Tabla 9

Sensibilidad del coeficiente de mujer a especificaciones alternativas, 2024–2025

Especificación	Formal	Informal	Diferencia (α3)	EE
Especificación principal (con indicador de año)	−0,124***	−0,265***	−0,097***	(0,014)
Experiencia potencial en lugar de edad	−0,121***	−0,260***	−0,099***	(0,014)
Agrega antigüedad en el empleo (p45)	−0,115***	−0,250***	−0,090***	(0,015)
Sin categoría de ocupación	−0,136***	−0,333***	−0,154***	(0,015)
Sin grupo ocupacional	−0,114***	−0,268***	−0,106***	(0,014)
Sin rama de actividad	−0,138***	−0,242***	−0,095***	(0,014)
Solo capital humano y área	−0,131***	−0,303***	−0,198***	(0,014)
Excluye percentiles 1 y 99 del ingreso por hora	−0,108***	−0,234***	−0,098***	(0,012)
Winsorización en percentiles 1 y 99	−0,121***	−0,257***	−0,098***	(0,014)
Horas del trabajo principal (p51a)	−0,132***	−0,244***	−0,077***	(0,014)

Nota. Coeficientes de la variable mujer en ecuaciones de Mincer estimadas con svyglm (factor de expansión, estratos y UPM). La diferencia corresponde a la interacción mujer × informal en un modelo conjunto con retornos comunes de los controles (ecuación 5). Todas las especificaciones incluyen el indicador de año. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

Los resultados son estables. En todas las especificaciones, la penalización asociada a ser mujer es negativa y significativa en ambos sectores y es mayor en el informal; la diferencia entre sectores es siempre significativa al 1% y oscila entre −0,077 y −0,198. El mayor cambio se observa al excluir la categoría de ocupación o al usar solo variables de capital humano, casos en los que la diferencia entre sectores aumenta, lo que indica que parte de la brecha informal se relaciona con la distinta ubicación de mujeres y hombres en las categorías de ocupación. Usar la experiencia potencial o agregar la antigüedad en el empleo apenas modifica los coeficientes, y el recorte o la winsorización de los valores extremos tampoco cambian las conclusiones.

Respecto a la multicolinealidad, el GVIF ajustado por grados de libertad ($GVIF^{1/(2gl)}$) es como máximo 1,44, muy por debajo de los umbrales habituales de 2 a 3,16, que equivalen a un VIF de 4 a 10 (Fox & Monette, 1992). La asociación entre rama de actividad y grupo ocupacional es moderada (V de Cramér de 0,47 en el sector formal y 0,62 en el informal), y la de estas variables con la categoría de ocupación es baja o moderada (entre 0,17 y 0,35). Estas variables miden

dimensiones distintas de la inserción laboral (qué produce la unidad, qué tarea realiza la persona y en qué relación laboral), por lo que se mantienen juntas en la especificación principal. Algunas categorías tienen muy pocas observaciones, como los empleados tercerizados (3), los ayudantes no remunerados (13) y la rama de hogares como empleadores (2). Su peso es mínimo y no afecta las estimaciones, como lo confirma la estabilidad de la Tabla 9.

DISCUSIÓN

Los resultados indican que la desventaja de ingresos de las mujeres existe en ambos sectores, pero es mayor en el informal, y que esta diferencia es estadísticamente significativa. La conclusión se sostiene con la brecha inicial, con la brecha condicionada del modelo con interacción y con la descomposición, y resiste diez especificaciones alternativas. Esto coincide con Uyaguari Ochoa (2019) para Quito y con Caria y Yepez (2024), quienes encuentran que la exposición de las mujeres a empleos precarios contribuye a la desigualdad. En cambio, difiere de Ben Yahmed (2018), quien encuentra para Brasil una brecha no explicada mayor en el empleo formal. Una posible razón es que ese estudio clasifica la formalidad según la relación laboral (contrato registrado) y corrige la selección entre sectores, mientras que este trabajo usa la formalidad de la unidad productiva y no modela esa selección.

Desde la teoría del capital humano, se esperaría que la educación y la experiencia expliquen buena parte de la brecha (Becker, 1964; Mincer, 1974). Los resultados muestran lo contrario: en el sector formal, las mujeres tienen más escolaridad y obtienen un mayor retorno por cada año de estudio, y aun así su ingreso por hora es menor una vez que se consideran sus características. En el sector informal, la escolaridad casi no difiere entre sexos. Por lo tanto, la brecha no se origina en una menor acumulación de capital humano femenino, un resultado que coincide con Linthon-Delgado y Méndez-Heras (2022) y Urquidi et al. (2023).

La descomposición del sector informal aporta un matiz que los estudios previos no permitían observar. La parte explicada de la brecha proviene sobre todo de la categoría de ocupación: los hombres informales se ubican con más frecuencia como jornaleros y las mujeres como trabajadoras por cuenta propia. Este patrón es coherente con lo que plantean la CEPAL (2023) y Maloney (2004): el trabajo por cuenta propia permite combinar el empleo remunerado con el cuidado, pero con menores ingresos y menos horas. La diferencia de 7,1 horas semanales entre hombres y mujeres informales, y la mayor amplitud de la brecha mensual frente a la brecha por hora, apuntan en la misma dirección, aunque la ENEMDU no permite identificar por qué las mujeres trabajan menos horas (Goldin, 2014).

El componente no explicado es el de mayor peso en el sector informal, con una participación de al menos 78% con cualquiera de las referencias utilizadas. Este resultado es compatible con los mecanismos que plantean las teorías de la discriminación (Arrow, 1972; Becker, 1957; Phelps, 1972), pero no permite afirmar que la discriminación sea su causa. El componente también puede reflejar variables que la ENEMDU no registra, como la experiencia laboral efectiva, las interrupciones por maternidad, la carga de cuidado o la productividad del negocio en el caso de quienes trabajan por cuenta propia, además de errores en la declaración de ingresos, que suelen ser mayores en el sector informal.

El estudio tiene limitaciones que deben considerarse. Primero, los resultados son asociaciones condicionadas y no efectos causales: no se modeló la selección en el empleo ni la elección del sector, por lo que el estudio no demuestra que la informalidad cause una mayor brecha, sino que la brecha es mayor entre quienes trabajan en ese sector. Segundo, la muestra excluye a las personas sin ingresos, al empleo doméstico y a quienes no tienen clasificación sectorial, por lo que los resultados no se extienden a toda la población económicamente activa. Tercero, la edad es

una aproximación imperfecta de la experiencia, aunque los resultados no cambian con las alternativas disponibles.

CONCLUSIONES

Este artículo analizó la brecha de ingresos laborales por hora entre mujeres y hombres en los sectores formal e informal del Ecuador durante 2024–2025, con microdatos de la ENEMDU. Los resultados muestran que la brecha no tiene la misma magnitud ni la misma composición en ambos sectores.

La hipótesis se respalda. Una vez controladas las características observables, ser mujer se asocia con un ingreso por hora 11,69% menor en el sector formal y 23,30% menor en el informal, y la diferencia entre ambos coeficientes (−0,141 puntos logarítmicos) es estadísticamente significativa. Este resultado se mantiene con distintas especificaciones, con la exclusión o winsorización de valores extremos y con otras medidas de experiencia. La brecha inicial por hora del sector formal no es significativa, pero esto se debe a que las mujeres formales tienen características asociadas con mayores ingresos; al compararlas con hombres similares, aparece una penalización.

La descomposición Oaxaca-Blinder muestra que, en el sector formal, las características de las mujeres reducirían la brecha, pero la diferencia en la remuneración de esas características la vuelve desfavorable. En el sector informal, ambos componentes son negativos con la referencia principal y el no explicado representa al menos el 78,4% de la brecha con cualquiera de las estructuras de referencia. Dentro de la parte explicada, la categoría de ocupación es el factor más importante, por la distinta presencia de mujeres y hombres en el trabajo por cuenta propia y como jornaleros.

El aporte del estudio consiste en comparar directamente ambos sectores con información nacional reciente, contrastar estadísticamente la diferencia entre ellos y separar, para cada sector, la contribución de las dotaciones y de los retornos por factor, con inferencia ajustada al diseño de la encuesta. Este enfoque permite ver que la desigualdad informal se relaciona tanto con la ubicación de las mujeres en determinadas categorías de ocupación como con diferencias que las variables disponibles no explican.

Como implicaciones, y no como políticas cuya efectividad haya sido evaluada en este estudio, los resultados sugieren que las acciones orientadas a reducir la brecha deberían considerar la situación de las trabajadoras por cuenta propia informales, el acceso de las mujeres a empleos formales y la distribución del trabajo de cuidado, en línea con lo que plantean la CEPAL (2023) y la OIT (2025). Futuras investigaciones podrían incorporar correcciones por selección en el empleo y en el sector, medidas directas de la carga de cuidado y análisis a lo largo de la distribución del ingreso, para profundizar en los factores que el componente no explicado no permite identificar.

REFERENCIAS

Aigner, D. J., & Cain, G. G. (1977). Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor Relations Review, 30*(2), 175–187. https://doi.org/10.1177/001979397703000204

Arrow, K. J. (1972). Models of job discrimination. En A. H. Pascal (Ed.), *Racial discrimination in economic life* (pp. 83–102). D. C. Heath.

Becker, G. S. (1957). *The economics of discrimination*. University of Chicago Press.

Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. National Bureau of Economic Research.

Ben Yahmed, S. (2018). Formal but less equal: Gender wage gaps in formal and informal jobs in urban Brazil. *World Development, 101*, 73–87. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.08.012

Binder, D. A. (1983). On the variances of asymptotically normal estimators from complex surveys. *International Statistical Review, 51*(3), 279–292. https://doi.org/10.2307/1402588

Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources, 8*(4), 436–455. https://doi.org/10.2307/144855

Caria, S., & Yepez, J. (2024). The intersection between traditional roles and a fragmented labor market: A propensity score matching analysis of gender wage gap in Ecuador. *Journal of Economic Studies, 52*(4), 633–654. https://doi.org/10.1108/JES-01-2024-0002

Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (2023). *Panorama Social de América Latina y el Caribe, 2023: La inclusión laboral como eje central para el desarrollo social inclusivo* (LC/PUB.2023/18-P). https://www.cepal.org/es/publicaciones/68702-panorama-social-america-latina-caribe-2023-la-inclusion-laboral-como-eje-central

Fortin, N., Lemieux, T., & Firpo, S. (2011). Decomposition methods in economics. En O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of labor economics* (Vol. 4A, pp. 1–102). Elsevier. https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2

Fox, J., & Monette, G. (1992). Generalized collinearity diagnostics. *Journal of the American Statistical Association, 87*(417), 178–183. https://doi.org/10.1080/01621459.1992.10475190

Fox, J., & Weisberg, S. (2019). *An R companion to applied regression* (3.ª ed.). Sage.

Goldin, C. (2014). A grand gender convergence: Its last chapter. *American Economic Review*, *104*(4), 1091–1119. https://doi.org/10.1257/aer.104.4.1091

Heckman, J. J., Lochner, L. J., & Todd, P. E. (2006). Earnings functions, rates of return and treatment effects: The Mincer equation and beyond. En E. A. Hanushek & F. Welch (Eds.), *Handbook of the economics of education* (Vol. 1, pp. 307–458). Elsevier. https://doi.org/10.1016/S1574-0692(06)01007-5

Heeringa, S. G., West, B. T., & Berglund, P. A. (2017). *Applied survey data analysis* (2.ª ed.). Chapman & Hall/CRC. https://doi.org/10.1201/9781315153278

Iñiguez Ladines, L. M. (2025). Análisis de la brecha salarial de género en Ecuador (2024). *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas, 7*(9), 15–36. https://doi.org/10.53591/fce.v7i9.2365

Instituto Nacional de Estadística y Censos [INEC]. (2015). *Actualización metodológica: Empleo en el sector informal y la clasificación de los ocupados según sectores* [Nota técnica]. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/EMPLEO/2015/Junio-2015/Metogologia_Informalidad/notatecnica.pdf

Instituto Nacional de Estadística y Censos [INEC]. (2026a). *ENEMDU anual* [Conjunto de datos]. Recuperado el 2 de julio de 2026, de https://www.ecuadorencifras.gob.ec/enemdu-anual/

Instituto Nacional de Estadística y Censos [INEC]. (2026b, 8 de enero). *INEC presenta resultados de la ENEMDU – diciembre 2025*. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/institucional/inec-presenta-resultados-de-la-enemdu-diciembre-2025/

Jann, B. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, *8*(4), 453–479. https://doi.org/10.1177/1536867X0800800401

Linthon-Delgado, D. E., & Méndez-Heras, L. B. (2022). Descomposición de la brecha salarial de género en el Ecuador. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época REMEF, 17*(1), Artículo e706. https://doi.org/10.21919/remef.v17i1.706

Lohr, S. L. (2022). *Sampling: Design and analysis* (3.ª ed.). Chapman & Hall/CRC.

López Lapo, J. L., & Sarmiento Castillo, G. (2019). Determinants of the wage gap in Ecuador: Analysis under a Minceriano model related to dummy aggregate variables.

Espirales Revista Multidisciplinaria de Investigación, 3(29), 70–85. https://doi.org/10.31876/er.v3i29.591

Lumley, T. (2010). *Complex surveys: A guide to analysis using R*. Wiley. https://doi.org/10.1002/9780470580066

Maloney, W. F. (2004). Informality revisited. *World Development, 32*(7), 1159–1178. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.01.008

Mendoza, C. A., & Jara, B. (2020). Natural disasters and informality: Are local labor markets impacted after an earthquake? *Regional Science Policy & Practice, 12*(1), 125–157. https://doi.org/10.1111/rsp3.12258

Meneses, K., Carrington, S. J., Cuesta, G., & Oleas, K. (2026). The rural-urban divide in gender wage gaps: An analysis of Ecuador. *The European Journal of Development Research, 38*(1), 118–147. https://doi.org/10.1057/s41287-025-00732-6

Mincer, J. A. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research.

Neumark, D. (1988). Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources, 23*(3), 279–295. https://doi.org/10.2307/145830

Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics, 61*(1), 5–21. https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90074-4

Oaxaca, R. L. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review, 14*(3), 693–709. https://doi.org/10.2307/2525981

Organización Internacional del Trabajo [OIT]. (2013). *La medición de la informalidad: Manual estadístico sobre el sector informal y el empleo informal*. OIT.

Organización Internacional del Trabajo [OIT]. (2025). *Panorama Laboral 2024 de América Latina y el Caribe*. Oficina Regional de la OIT para América Latina y el Caribe. https://www.ilo.org/es/publications/panorama-laboral-2024-de-america-latina-y-el-caribe

Perticará, M., & Tejada, M. (2022). Sources of gender wage gaps for skilled workers in Latin American countries. *The Journal of Economic Inequality, 20*(2), 439–463. https://doi.org/10.1007/s10888-021-09500-y

Phelps, E. S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review, 62*(4), 659–661.

Posso, A. (2016). ¿Hay discriminación en contra de las mujeres en el mercado laboral ecuatoriano? *Cuadernos de Economía, 39*(111), 175–188. https://doi.org/10.1016/j.cesjef.2015.10.004

R Core Team. (2025). *R: A language and environment for statistical computing* (Versión 4.5.0) [Software]. R Foundation for Statistical Computing. https://www.R-project.org/

Rao, J. N. K., & Wu, C. F. J. (1988). Resampling inference with complex survey data. *Journal of the American Statistical Association, 83*(401), 231–241. https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478591

Rao, J. N. K., Wu, C. F. J., & Yue, K. (1992). Some recent work on resampling methods for complex surveys. *Survey Methodology, 18*(2), 209–217.

Rivera, J. (2013). Teoría y práctica de la discriminación en el mercado laboral ecuatoriano (2007–2012). *Analítika: Revista de Análisis Estadístico, 5*(1), 7–22.

Sánchez Cañar, P., Uriguen Aguirre, P., & Vega Jaramillo, F. (2021). Discriminación y desigualdad salarial: Exploración de brechas por género en Ecuador. *Revista Científica y Tecnológica UPSE, 8*(1), 48–55. https://doi.org/10.26423/rctu.v8i1.544

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review, 51*(1), 1–17.

Semblantes-Guamán, R. P., Salinas-Quintana, S., & Arcos-Naranjo, E. V. (2026). Análisis de la brecha salarial de género en Ecuador: Una descomposición cuantílica con datos de la ENEMDU 2024. *Innova Science Journal, 4*(1), 159–166. https://doi.org/10.63618/omd/isj/v4/n1/218

Tenjo Galarza, J., Ribero Medina, R., & Bernat Díaz, L. F. (2006). Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina: Un intento de interpretación. En C. Piras (Ed.), *Mujeres y trabajo en América Latina: Desafíos para las políticas laborales* (pp. 149–198). Banco Interamericano de Desarrollo.

Tokman, V. E. (2007). *Informalidad, inseguridad y cohesión social en América Latina* (Serie Políticas Sociales N.º 130, LC/L.2694-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

Urquidi, M., Chalup, M., & Serrate, L. (2023). *Changes in Ecuador's gender earning gap: An analysis from 2000 to 2021* (Nota Técnica N.º IDB-TN-2807). Banco Interamericano de Desarrollo. https://doi.org/10.18235/0005249

Uyaguari Ochoa, K. B. (2019). *Mujer y empleo: Análisis de la diferencia de ingresos por género en el sector formal e informal, de la ciudad de Quito, 2016* [Tesis de

maestría, Universidad Andina Simón Bolívar, Sede Ecuador]. Repositorio UASB-Digital. http://hdl.handle.net/10644/6902

Vega, P., & Granda, D. (2019). Descomposición de las brechas de ingresos entre trabajadores del sector formal e informal en el periodo 2007–2016. *Revista Económica, 7*(1), 11–17. https://revistas.unl.edu.ec/index.php/economica/article/view/798

Wickham, H., Averick, M., Bryan, J., Chang, W., McGowan, L. D., François, R., Grolemund, G., Hayes, A., Henry, L., Hester, J., Kuhn, M., Pedersen, T. L., Miller, E., Bache, S. M., Müller, K., Ooms, J., Robinson, D., Seidel, D. P., Spinu, V., … Yutani, H. (2019). Welcome to the tidyverse. *Journal of Open Source Software, 4*(43), Artículo 1686. https://doi.org/10.21105/joss.01686

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2.ª ed.). MIT Press.

Yun, M.-S. (2005). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic Inquiry, 43*(4), 766–772. https://doi.org/10.1093/ei/cbi053

ANEXOS

Anexo 1. Composición por rama de actividad y grupo ocupacional

Tabla A1

Composición ponderada por grupo ocupacional y rama de actividad, por sexo y sector

Categoría	Hombres	Mujeres	Diferencia M−H	EE
Sector formal: grupo ocupacional (%)				
Directores y gerentes	2,1	2,6	0,5***	(0,2)
Profesionales científicos e intelectuales	10,8	23,4	12,6***	(0,5)
Técnicos y profesionales de nivel medio	8,4	11,3	2,9***	(0,4)
Personal de apoyo administrativo	5,4	8,3	3,0***	(0,4)
Trabajadores de servicios y vendedores	20,0	33,0	13,0***	(0,6)
Agricultores calificados	11,3	5,3	−6,0***	(0,6)
Oficiales, operarios y artesanos	15,2	6,2	−9,0***	(0,5)
Operadores de instalaciones y máquinas	13,9	1,8	−12,1***	(0,4)
Ocupaciones elementales	11,5	7,9	−3,6***	(0,5)
Sector formal: rama de actividad (%)				
Agricultura, ganadería y pesca	13,9	6,3	−7,6***	(0,7)
Manufactura	18,0	12,8	−5,2***	(0,6)
Construcción	4,5	0,7	−3,8***	(0,3)
Comercio	18,2	22,6	4,4***	(0,6)
Transporte y almacenamiento	8,4	2,2	−6,2***	(0,3)
Alojamiento y comidas	4,6	10,7	6,2***	(0,4)
Servicios administrativos	5,3	3,8	−1,5***	(0,3)
Administración pública	7,6	5,9	−1,7***	(0,4)
Enseñanza	4,6	13,5	8,9***	(0,5)
Salud y asistencia social	2,5	8,3	5,8***	(0,3)
Otros servicios	1,7	3,1	1,4***	(0,2)
Sector informal: grupo ocupacional (%)				
Directores y gerentes	0,0	0,0	0,0	(0,0)
Profesionales científicos e intelectuales	1,1	2,0	0,9***	(0,2)
Técnicos y profesionales de nivel medio	1,1	0,8	−0,3***	(0,1)
Personal de apoyo administrativo	0,2	0,3	0,1*	(0,1)
Trabajadores de servicios y vendedores	6,6	31,4	24,8***	(0,8)
Agricultores calificados	42,9	30,6	−12,2***	(1,6)
Oficiales, operarios y artesanos	17,8	10,0	−7,8***	(0,6)
Operadores de instalaciones y máquinas	9,1	0,7	−8,4***	(0,4)
Ocupaciones elementales	21,2	24,2	2,9***	(0,9)
Sector informal: rama de actividad (%)				
Agricultura, ganadería y pesca	45,5	32,6	−12,9***	(1,7)
Manufactura	5,2	8,8	3,6***	(0,5)
Construcción	17,8	0,1	−17,6***	(0,6)
Comercio	11,2	25,2	14,0***	(0,7)
Transporte y almacenamiento	11,6	0,9	−10,6***	(0,5)
Alojamiento y comidas	2,4	14,6	12,2***	(0,6)
Servicios administrativos	1,4	6,3	5,0***	(0,4)
Administración pública	0,0	0,0	0,0	(0,0)
Enseñanza	0,3	1,2	0,9***	(0,1)
Salud y asistencia social	0,2	1,7	1,5***	(0,1)
Otros servicios	2,6	6,9	4,2***	(0,4)

Nota. Porcentaje de los ocupados de cada sexo en cada sector, ponderado con el factor de expansión. Se muestran las ramas con mayor participación; las restantes suman el complemento. EE por linealización de Taylor. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

Anexo 2. Errores estándar de los controles en los modelos principales

Tabla A2

Coeficientes y errores estándar de los controles continuos, Panel A de la Tabla 5

Modelo	Edad	Edad²	Escolaridad	Rural	Año 2025	Constante
M1. Formal 2024–2025	0,032 (0,002)	−0,00029 (0,00002)	0,028 (0,001)	−0,082 (0,012)	0,019 (0,007)	1,133 (0,052)
M2. Informal 2024–2025	0,033 (0,002)	−0,00034 (0,00002)	0,016 (0,002)	−0,091 (0,014)	0,031 (0,014)	0,374 (0,305)

Nota. Coeficiente (error estándar por linealización de Taylor). Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.

Anexo 3. Descomposición Oaxaca-Blinder por año (resultados complementarios)

Tabla A3

Descomposición Oaxaca-Blinder por sector y año

Modelo	Brecha (Δ)	Composición (E)	Precios (U)	% U
Formal 2024	−0,028***	0,103***	−0,131***	n. a.
	(0,010)	(0,009)	(0,008)	
Formal 2025	−0,026**	0,093***	−0,119***	n. a.
	(0,011)	(0,007)	(0,010)	
Informal 2024	−0,264***	−0,060***	−0,204***	77,3
	(0,019)	(0,012)	(0,021)	
Informal 2025	−0,293***	−0,059***	−0,233***	79,7
	(0,018)	(0,011)	(0,017)	

Nota. Puntos logarítmicos, orientación mujeres menos hombres, referencia de coeficientes de hombres; errores estándar por bootstrap Rao-Wu con 200 réplicas entre paréntesis. Elaboración propia con base en ENEMDU 2024–2025, INEC.