UNIVERSIDAD NACIONAL DE TUMBES

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

ESCUELA PROFESIONAL DE ECONOMÍA

Brechas salariales de género en el mercado laboral del departamento de Tumbes: Un análisis cuartilico pre pandemia (2018–2019)

Tesis

Para optar el título profesional de Economista

Presentado por:

Cedillo Casariego Jean Gregori

Hidalgo Serna Melanny Yuliana

Tumbes, 2026

UNIVERSIDAD NACIONAL DE TUMBES

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

ESCUELA PROFESIONAL DE ECONOMÍA

Brechas salariales de género en el mercado laboral del departamento de Tumbes: Un análisis cuartilico pre pandemia (2018–2019)

Tesis aprobada en forma y estilo por:

Mg. José Domingo Mogollón Paico (presidente)
Cod. ORCID: 0000-0003-1528-9209

Mg. Oswaldo Rafael López Michelini (secretario)
Cod. ORCID: 0009-0006-9220-0780

Dr. Pedro Pablo Lavalle Dios (vocal)
Cod. ORCID: 0000-0002-2662-9419

Tumbes, 2026

UNIVERSIDAD NACIONAL DE TUMBES

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

ESCUELA PROFESIONAL DE ECONOMÍA

Brechas salariales de género en el mercado laboral del departamento de Tumbes: Un análisis cuartilico pre pandemia (2018–2019)

Los suscritos declaramos que la tesis es original en su contenido y forma:

Cedillo Casariego Jean Gregori
Cod. ORCID: 0009-0006-0355-7797 — **Autor**

Hidalgo Serna Melanny Yuliana
Cod. ORCID: 0009-0009-6301-3259 — **Autor**

M. Sc. Lavalle Dios, Pedro Pablo:
Cod. ORCID: 0000-0002-2662-9419 — **Asesor**

Econ. José Alberto Bayona Ramírez :
Cod. ORCID: l0009-0001-9056-519X — **Coasesor**

Tumbes, 2026

DECLARACIÓN DE ORIGINALIDAD

Nosotros, **Cedillo Casariego, Jean Gregori**, identificado(a) con DNI N.° 72174389, e **Hidalgo Serna, Melanny Yuliana**, identificado(a) con DNI N.° 75009420, bachilleres de la Escuela Profesional de Economía de la Universidad Nacional de Tumbes, declaramos bajo juramento que la tesis titulada **«Brechas salariales de género en el mercado laboral del departamento de Tumbes: Un análisis cuantílico pre pandemia (2018–2019)»** es resultado de nuestro trabajo de investigación, elaborado conforme a las normas APA (7.ª edición). Hasta donde tenemos conocimiento, el documento no contiene material publicado o escrito por otros autores, salvo aquel que ha sido debidamente citado con fines de ilustración, contraste o comparación. Los datos empleados provienen de fuentes oficiales de acceso público (Encuesta Nacional de Hogares del INEI) y su procesamiento se documenta en los anexos, de modo que los resultados pueden ser replicados. La redacción de esta tesis es producto de nuestro esfuerzo, con la orientación de nuestro asesor y coasesor y las observaciones del jurado calificador.



Cedillo Casariego, Jean Gregori

DNI N.° 72174389



Hidalgo Serna, Melanny Yuliana

DNI N.° 75009420

UNIVERSIDAD NACIONAL DE TUMBES
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

fce-secacademica@untumbes.edu.pe

"Año de la Esperanza y el Fortalecimiento de la Democracia"

ACTA DE SUSTENTACIÓN DE TESIS
(presencial)

En Tumbes, a los tres días del mes de noviembre del dos mil veintiséis, siendo las 18:00 horas, en el Auditorio Álvaro Camacho Sánchez de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Tumbes, y en acto público, se reunieron los miembros del Jurado Calificador designados mediante **RESOLUCIÓN N° 558-2025/UNTUMBES-FACEC-D**: Mg. José Domingo Mogollón Paico (Presidente), Mg. Oswaldo Rafael López Michelini (Secretario) y Dr. Pedro Pablo Lavalle Dios (Vocal). Asimismo, en la misma resolución se ratifica al Dr. Pedro Pablo Lavalle Dios como Asesor. Instalada la sesión, se procedió a evaluar, calificar y deliberar la sustentación de la tesis titulada: **"Brechas salariales de género en el mercado laboral del Departamento de Tumbes: Un análisis cuartílico pre pandemia (2018–2019)"**, presentada por los bachilleres **MELANNY YULIANA HIDALGO SERNA y JEAN GREGORI CEDILLO CASARIEGO.**, egresados de la Escuela Profesional de Economía, para optar el Título Profesional de **ECONOMÍSTA**.

Concluida la sustentación y absueltas las preguntas formuladas por los miembros del Jurado, y luego de la deliberación correspondiente, el Jurado, de conformidad con el artículo N.° 75 del Reglamento de Tesis para Pregrado y Posgrado de la Universidad Nacional de Tumbes y demás normativa institucional aplicable, procede a consignar el resultado de los sustentantes: **MELANNY YULIANA HIDALGO SERNA y JEAN GREGORI CEDILLO CASARIEGO**, Aprobados resultado calificativo: Bueno.

Se hace conocer a los sustentantes que deberán levantar las observaciones finales formuladas al informe final de tesis que el Jurado indique, de corresponder, dentro de los plazos y condiciones establecidos por la normativa institucional vigente.

En consecuencia, los bachilleres **MELANNY YULIANA HIDALGO SERNA y JEAN GREGORI CEDILLO CASARIEGO** quedan Aptos para continuar con los trámites correspondientes a la obtención del Título Profesional de **ECONOMÍSTA**, de conformidad con la Ley Universitaria N° 30220, el Estatuto de la Universidad Nacional de Tumbes, el Reglamento General, el Reglamento General de Grados y Títulos y el Reglamento de Tesis de la Universidad Nacional de Tumbes.

Siendo las 19 horas con 45 minutos del mismo día, se dio por concluido el acto académico, procediendo los miembros del Jurado a firmar la presente acta en presencia del público asistente, en señal de conformidad.

Tumbes, 03 de noviembre del 2026

Mg. José Domingo Mogollón Paico
DNI N.° 00250680
Código ORCID N.° 0000-0003-1528-9209
Presidente

Mg. Oswaldo Rafael López Michelini
DNI N.° 44408288
Código ORCID N.° 0009-0006-9220-0780
Secretario

Dr. Pedro Pablo Lavalle Dios
DNI N.° 00203616
Código ORCID N.° 0000-0002-2662-9419
Vocal

C.c.:
Jurados (3)
Asesor
Int.
Unidad de Investigación
Archivo (Decanato)

Melanny Yuliana Hidalgo Serna

Brechas salariales de género en el mercado laboral del departamento de Tumbes Un análisis cuartilico pre pandemia ...

Reporte de Similitud tesis pregrado 5-11

Detalles del documento

Identificador de la entrega
trn:oid:::3117:650384716

Fecha de entrega
5 nov 2026, 22:33 GMT-5

Fecha de descarga
12 nov 2026, 9:56 GMT-5

Nombre del archivo
Brechas salariales de género en el mercado laboral del departamento de Tumbes Un análisis cua....pdf

Tamaño del archivo
1.4 MB



Dr. Pedro PabloLavalle Dios
DNI N° 00203616
Código ORCID N° 0000-0002-2662-9419

turnitin Página 1 de 60 - Portada Identificador de la entrega trn:oid:::3117:650384716

2% Similitud general

El total combinado de todas las coincidencias, incluidas las fuentes superpuestas, para ca...

Filtrado desde el informe

- Coincidencias menores (menos de 15 palabras)



Dr. Pedro PabloLavalle Dios
DNI N° 00203616
Código ORCID N° 0000-0002-2662-9419

Fuentes principales

1% Fuentes de Internet
1% Publicaciones
1% Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Marcas de integridad

N.° de alertas de integridad para revisión

Los algoritmos de nuestro sistema analizan un documento en profundidad para buscar inconsistencias que permitirían distinguirlo de una entrega normal. Si advertimos algo extraño, lo marcamos como una alerta para que pueda revisarlo.

Una marca de alerta no es necesariamente un indicador de problemas. Sin embargo, recomendamos que preste atención y la revise.

Fuentes principales

1% Fuentes de Internet
1% Publicaciones
1% Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Fuentes principales

Las fuentes con el mayor número de coincidencias dentro de la entrega. Las fuentes superpuestas no se mostrarán.

1	Publicación	
Calsín Ramos, Yudy. "Diferencias salariales entre trabajadores del sector público ...		<1%
2	Internet	
umc.minedu.gob.pe		<1%
3	Trabajos del estudiante	
Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga on 2024-11-07		<1%
4	Internet	
recyt.fecyt.es		<1%
5	Internet	
hdl.handle.net		<1%
6	Trabajos del estudiante	
Universidad Nacional de Tumbes on 2025-10-21		<1%
7	Internet	
repositorio.esan.edu.pe		<1%
8	Trabajos del estudiante	
unapiquitos on 2026-11-04		<1%
9	Publicación	
Flor de María Tavera. "Seguridad social para personas trabajadoras del hogar en ...		<1%
10	Trabajos del estudiante	
Universidad Continental on 2024-04-27		<1%
11	Internet	
www.mintra.gob.pe		<1%



Dr. Pedro PabloLavalle Dios
DNI N° 08203616
Código ORCID N° 0000-0002-2662-9419

turnitin Página 3 de 60 - Descripción general de integridad Identificador de la entrega trn:oid:::3117:650384716

12 Trabajos del estudiante
Universidad Nacional de Tumbes on 2020-07-16 <1%

13 Trabajos del estudiante
Universidad Nacional de Tumbes on 2025-08-15 <1%

14 Internet
jalayo.blogspot.com <1%

15 Internet
www.coursehero.com <1%



Dr. Pedro PabloLavalle Dios
DNI N° 00203616
Código ORCID N° 0000-0002-2662-9419

turnitin Página 4 de 60 - Descripción general de integridad Identificador de la entrega trn:oid:::3117:650384716

DEDICATORIA

A Dios, por regalarme la vida, la fortaleza y la perseverancia para alcanzar esta meta. Gracias por guiar mis pasos y enseñarme que detrás de cada sacrificio siempre existe una bendición.

A mi mamá, **Celeste**, por su amor incondicional, por creer siempre en mí y por enseñarme a nunca rendirme. Este logro también es suyo, porque detrás de cada paso que doy están su amor, sus sacrificios y sus enseñanzas. Gracias por ser mi fuerza, mi apoyo y por acompañarme en cada momento de este camino. Este logro es para ti, con todo mi amor y gratitud.

Con mucho cariño, Jean

A Dios, por regalarme la vida, la fortaleza y la perseverancia para alcanzar esta meta. Gracias por guiar mis pasos, sostenerme en los momentos difíciles y enseñarme que detrás de cada sacrificio siempre existe una bendición.

A mis padres, **Carlos y Yuliana**, por su amor incondicional, por creer en mí y por enseñarme a nunca rendirme. Gracias por cada sacrificio, cada consejo y por acompañarme en cada paso de este camino. Este logro también es de ustedes, porque mucho de lo que soy se lo debo a ustedes.

A mis abuelos, **Lina y Rufino**, por su cariño, sus consejos y por ser parte importante de mi vida. Gracias por acompañarme y celebrar conmigo cada logro.

A mis hermanos, **Adrián y Elías**, por compartir conmigo esta etapa, por su cariño y por estar presentes en cada momento. Gracias por ser parte de mi vida y de este camino que hoy llega a una meta tan importante.

A toda mi familia, por su amor, apoyo y confianza, por estar presentes de una u otra manera en cada etapa de mi vida y por motivarme a seguir adelante. Este logro es también un reflejo de todo el cariño y los valores que me han brindado.

Con mucho cariño, Mel

AGRADECIMIENTO

Queremos comenzar agradeciendo a Dios por habernos dado la fortaleza, la salud y la perseverancia para llegar hasta este momento tan especial. Hoy, al mirar atrás, nos damos cuenta de todo lo que hemos vivido, aprendido y superado juntos, y no podemos dejar de sentirnos profundamente agradecidos.

Este logro representa mucho más que el final de una etapa; representa cada esfuerzo, cada desvelo, cada momento de cansancio y también cada sonrisa y satisfacción que compartimos durante este camino. Hubo días fáciles y otros no tanto, pero siempre encontramos la manera de seguir adelante y apoyarnos mutuamente.

A nuestras familias, gracias por estar siempre a nuestro lado, por creer en nosotros incluso cuando nosotros mismos dudábamos, por cada palabra de ánimo, cada consejo y cada gesto de cariño. Su apoyo fue una parte fundamental para que hoy podamos estar celebrando este momento.

También queremos agradecer a nuestros docentes por cada enseñanza, por la paciencia y por acompañarnos durante nuestra formación. Nos llevamos no solo conocimientos, sino también experiencias y aprendizajes que estamos seguras nos acompañarán en nuestra vida profesional.

Y a todas las personas que estuvieron presentes de alguna manera en este proceso, gracias. Gracias por alegrarse con nuestros logros, por acompañarnos en los momentos difíciles y por formar parte de esta etapa tan importante de nuestras vidas.

Hoy cerramos un capítulo con mucha emoción, pero también con la ilusión de todo lo que viene. Nos quedamos con los recuerdos, las experiencias, las personas que hicieron especial este camino y, sobre todo, con la satisfacción de saber que todo esfuerzo tuvo su recompensa.

Con mucho cariño y gratitud, Mel y Jean

.

CONTENIDO

RESUMEN xiv
ABSTRACT xv
I. INTRODUCCIÓN 1
1.1. Formulación del problema 2
1.1.1. Problema general 2
1.1.2. Problemas específicos 2
1.2. Justificación 3
1.3. Objetivos 4
1.3.1. Objetivo general 4
1.3.2. Objetivos específicos 4
II. REVISIÓN DE LA LITERATURA 5
2.1. Bases teórico-científicas 5
2.1.1. Teoría del capital humano y ecuación de Mincer 5
2.1.2. Teorías de la discriminación salarial 5
2.1.3. Segmentación del mercado laboral e informalidad 6
2.1.4. Suelo pegajoso y techo de cristal 6
2.1.5. La regresión cuantílica como marco de medición 6
2.1.6. Factores determinantes del ingreso laboral 7
2.2. Antecedentes 7
2.2.1. Antecedentes internacionales 7
2.2.2. Antecedentes nacionales 9
2.2.3. Antecedentes locales 10
2.3. Definición de términos básicos 11
III. MATERIALES Y MÉTODOS 13
3.1. Hipótesis 13
3.1.1. Hipótesis general 13
3.1.2. Hipótesis específicas 13
3.2. Variables y operacionalización 13
3.3. Tipo y diseño de investigación 14
3.4. Población, muestra y muestreo 15
3.5. Métodos, técnicas e instrumentos de recolección de datos 16
3.6. Procesamiento y análisis de datos 16
3.7. Modelo econométrico 17
3.7.1. Modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios 17
3.7.2. Modelo de regresión cuantílica 17
3.7.3. Modelos de interacción 18
3.7.4. Interpretación de los coeficientes 18
IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN 19
4.1. Caracterización de la muestra y brecha salarial bruta 19
4.2. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios y verificación de supuestos 28
4.3. Regresión cuantílica del efecto del género 33
4.4. Heterogeneidad de la brecha: modelos de interacción 36
4.5. Contrastación de hipótesis 38
4.6. Discusión 40
V. CONCLUSIONES 43
VI. RECOMENDACIONES 45
VII. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS 47
ANEXOS 53

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1 *Antecedentes internacionales* 9
Tabla 2 *Antecedentes nacionales* 10
Tabla 3 *Antecedentes locales* 11
Tabla 4 *Operacionalización de las variables del modelo* 14
Tabla 5 *Proceso de conformación de la muestra* 15
Tabla 6 *Características de la muestra por sexo, Tumbes 2018–2019* 20
Tabla 7 *Brecha salarial bruta del ingreso laboral por sexo, Tumbes 2015–2019* 20
Tabla 8 *Ingreso laboral mensual por percentil y sexo, Tumbes 2018–2019* 23
Tabla 9 *Estadísticos descriptivos del logaritmo del ingreso laboral por sexo, 2018–2019* 23
Tabla 10 *Ecuación de ingresos estimada por MCO con errores robustos, Tumbes 2018–2019* 29
Tabla 11 *Pruebas de diagnóstico de los supuestos del modelo MCO* 30
Tabla 12 *Coeficiente de la variable mujer por cuantil del ingreso, Tumbes 2018 y 2019* . 34
Tabla 13 *Coeficientes de educación y formalidad por cuantil, Tumbes 2018 y 2019* 35
Tabla 14 *Pruebas de igualdad del coeficiente de la variable mujer entre cuantiles* 35
Tabla 15 *Brecha de género según educación, ocupación, estrato, formalidad y rama (MCO 2018–2019)* 37
Tabla 16 *Interacciones en la regresión de la mediana (P50) por año* 38
Tabla 17 *Resumen de la contrastación de hipótesis* 40

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 *Ingreso laboral anual promedio por sexo, Tumbes 2015–2019* 21
Figura 2 *Brecha salarial bruta relativa por año, Tumbes 2015–2019* 22
Figura 3 *Distribución del logaritmo del ingreso laboral por sexo, 2018–2019* 24
Figura 4 *Logaritmo del ingreso laboral por sexo y año, 2018–2019* 25
Figura 5 *Ingreso laboral promedio por nivel educativo y sexo, 2018–2019* 26
Figura 6 *Ingreso laboral promedio por condición de formalidad y sexo, 2018–2019* 27
Figura 7 *Ingreso laboral promedio por rama de actividad económica y sexo, 2018–2019* 28
Figura 8 *Residuos frente a valores ajustados del modelo MCO* 31
Figura 9 *Gráfico cuantil-cuantil de los residuos del modelo MCO* 32
Figura 10 *Densidad de los residuos del modelo MCO frente a la distribución normal* 33
Figura 11 *Coeficiente de la variable mujer a lo largo de la distribución del ingreso, 2018 y 2019* 36

ÍNDICE DE ANEXOS

ANEXO 1: Matriz de consistencia 54
ANEXO 2: Matriz de operacionalización de variables 55
ANEXO 3: Estimaciones completas de la regresión cuantílica, 2019 56
ANEXO 4: Estimaciones completas de la regresión cuantílica, 2018 57
ANEXO 5: Sintaxis principal en Stata 17 58
ANEXO 6: Base de datos 59

RESUMEN

La investigación analizó los factores que determinaron los ingresos laborales en el mercado laboral del departamento de Tumbes durante el periodo pre pandemia 2018–2019, con énfasis en la brecha salarial de género a lo largo de la distribución del ingreso. El estudio fue cuantitativo, explicativo, no experimental y de corte transversal; utilizó microdatos de los módulos 3 y 5 de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) del INEI, con una muestra de 3,987 ocupados de 14 a 65 años con ingreso laboral positivo (2,192 hombres y 1,795 mujeres). Se estimó una ecuación de Mincer ampliada por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y, ante la heterocedasticidad (Breusch-Pagan $\chi^2 = 240.19$; $p < 0.001$) y la asimetría y curtosis de los residuos, mediante regresión cuantílica con errores robustos en siete cuantiles para cada año, complementada con modelos de interacción. El ingreso mensual promedio de las mujeres fue 29.5 % menor que el de los hombres. Controlando por educación, ocupación, estrato, formalidad y rama de actividad, ser mujer redujo el ingreso en 44.6 % en promedio ($\beta = -0.591$; $p < 0.001$), con una penalización mayor en la parte baja de la distribución: en 2019 el coeficiente pasó de −0.644 en el percentil 25 a −0.309 en el percentil 90, heterogeneidad estadísticamente significativa ($F = 3.68$; $p = 0.005$). La brecha fue mayor en ocupaciones no calificadas, en el empleo informal, en los estratos rurales y en el sector primario, mientras que cada año adicional de educación la redujo en 0.036 log-puntos. Se concluyó que la brecha de género en Tumbes no fue homogénea y adoptó un patrón de suelo pegajoso, lo que exige políticas laborales focalizadas en las trabajadoras de menores ingresos.

Palabras clave: brecha salarial de género, regresión cuantílica, suelo pegajoso, informalidad laboral, ecuación de Mincer, Tumbes.

ABSTRACT

This research analyzed the factors that determined labor income in the labor market of the department of Tumbes, Peru, during the pre-pandemic period 2018–2019, with emphasis on the gender wage gap along the income distribution. The study was quantitative, explanatory, non-experimental and cross-sectional; it used microdata from modules 3 and 5 of the National Household Survey (ENAHO) of INEI, with a sample of 3,987 employed persons aged 14 to 65 with positive labor income (2,192 men and 1,795 women). An augmented Mincer equation was estimated by Ordinary Least Squares (OLS) and, given heteroskedasticity (Breusch-Pagan $\chi^2 = 240.19$; $p < 0.001$) and the skewness and kurtosis of the residuals, by quantile regression with robust standard errors at seven quantiles for each year, complemented by interaction models. Women's average monthly income was 29.5% lower than men's. Controlling for education, occupation, stratum, formality and industry, being a woman reduced income by 44.6% on average ($\beta = -0.591$; $p < 0.001$), with a larger penalty at the bottom of the distribution: in 2019 the coefficient moved from −0.644 at the 25th percentile to −0.309 at the 90th percentile, a statistically significant heterogeneity ($F = 3.68$; $p = 0.005$). The gap was wider in unskilled occupations, informal employment, rural strata and the primary sector, while each additional year of schooling narrowed it by 0.036 log points. It was concluded that the gender gap in Tumbes was not homogeneous and followed a sticky-floor pattern, which calls for labor policies targeted at low-income women workers.

Keywords: gender wage gap, quantile regression, sticky floor, labor informality, Mincer equation, Tumbes.

I. INTRODUCCIÓN

La desigualdad salarial entre hombres y mujeres es uno de los rasgos más persistentes de los mercados laborales latinoamericanos. Ñopo (2012) documentó que, en América Latina y el Caribe, los hombres ganaban en promedio más que las mujeres aun cuando estas habían superado a aquellos en logro educativo, y que una parte sustancial de la diferencia no se explicaba por características observables. Estudios para Ecuador (Albuja y Enríquez, 2018), Colombia (Mejía Lleras, 2018) y Brasil (Araújo Freitas, 2015) confirmaron que la brecha subsistía después de controlar por capital humano y que su magnitud cambiaba según el nivel de ingreso de los trabajadores.

En el Perú, la evidencia con microdatos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) situó la brecha de género entre 26.7 % y 37.9 % para los trabajadores dependientes en 2012–2016, con un componente no explicado de entre 33.8 % y 41.5 % (Barra Quispe y Calatayud Mendoza, 2018), y la elevó a 53.1 % entre los trabajadores independientes (Ávila Cazorla, 2018). La Ley N.° 30709, que prohíbe la discriminación remunerativa entre varones y mujeres (Congreso de la República, 2017), respondió a esta realidad, aunque su alcance práctico es limitado en mercados donde predomina el empleo informal.

El departamento de Tumbes reúne las condiciones que agravan el problema: una economía de frontera basada en la agricultura, la pesca, el comercio y el turismo; alta informalidad; y una inserción laboral femenina concentrada en comercio y servicios de baja productividad (Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo [MTPE], 2020; OSEL Tumbes, 2021). El diagnóstico socioeconómico laboral regional reportó que las mujeres ocupadas percibían en promedio S/ 646 mensuales frente a S/ 1,266 de los hombres (MTPE, 2020). En la muestra de este estudio, construida con la ENAHO 2018–2019, el ingreso laboral mensual promedio fue de S/ 1,062 para las mujeres y de S/ 1,507 para los hombres, una diferencia de 29.5 %; en el percentil 10 la distancia fue mucho mayor (S/ 141 frente a S/ 391), lo que sugiere que la brecha no es uniforme a lo largo de la distribución.

Los estudios previos para el Perú emplearon, en su mayoría, modelos de tendencia central —Mínimos Cuadrados Ordinarios y la descomposición de Oaxaca-Blinder— que resumen la brecha en un único efecto promedio. Ese promedio oculta si la penalización se concentra en las trabajadoras de menores ingresos (suelo pegajoso) o en las de mayores ingresos (techo de cristal), distinción decisiva para el diseño de políticas (Arulampalam et al., 2007). Para Tumbes no se identificó un estudio que midiera la brecha salarial de género a lo largo de la distribución del ingreso.

La presente investigación cubrió ese vacío. Se delimitó al periodo 2018–2019, previo a la pandemia de la COVID-19, para obtener una línea de base no contaminada por el choque sanitario de 2020. Se estimó una ecuación de ingresos de Mincer ampliada mediante regresión cuantílica (Koenker y Bassett, 1978) en siete puntos de la distribución y se examinó, mediante modelos de interacción, si la brecha cambiaba según el nivel educativo, la ocupación, el estrato, la formalidad y la rama de actividad económica. El documento se organiza en siete capítulos: el primero presenta el problema, la justificación y los objetivos; el segundo, la revisión de la literatura; el tercero, los materiales y métodos; el cuarto, los resultados y su discusión; y los tres últimos, las conclusiones, las recomendaciones y las referencias.

1.1. Formulación del problema

1.1.1. Problema general

¿Cuáles son los factores que determinan los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019?

1.1.2. Problemas específicos

a) ¿Cuál es el efecto del género (mujer) en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019?
b) ¿De qué manera influye el nivel educativo en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019?

c) ¿Cuál es la incidencia de la ocupación laboral en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019?

d) ¿Cuál es el impacto que genera el estrato económico en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019?

e) ¿Cuál es la influencia de la formalidad laboral en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019?

f) ¿De qué manera influye la rama de actividad económica en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019?

1.2. Justificación

Justificación teórica. La investigación contrastó en un mercado laboral regional peruano las predicciones de la teoría del capital humano (Becker, 1964; Mincer, 1974) y de las teorías de la discriminación (Becker, 1957; Phelps, 1972). Si la brecha persiste después de controlar por educación, ocupación y formalidad, y además varía según el nivel de ingreso, la diferencia de productividad observable no basta para explicarla.

Justificación metodológica. A diferencia del MCO, que estima el efecto condicional en la media, la regresión cuantílica estima el efecto del género en cada punto de la distribución y es robusta ante la heterocedasticidad y la no normalidad de los errores (Koenker, 2005), problemas habituales en las ecuaciones de ingresos construidas con encuestas de hogares. El estudio documentó, además, el procedimiento completo de construcción de la base y las pruebas de supuestos, de modo que puede replicarse con otros departamentos o periodos.

Justificación práctica y social. Identificar en qué tramo del ingreso y en qué segmentos (informalidad, ocupaciones no calificadas, zonas rurales, ramas) se concentra la penalización femenina permite focalizar los instrumentos de política laboral del Gobierno Regional de Tumbes, del MTPE y de la SUNAFIL. El estudio se vincula con los Objetivos de Desarrollo Sostenible 5 (igualdad de género) y 8

(trabajo decente) y con la advertencia de que cerrar las brechas de género es una condición para reducir la pobreza (Taliercio O'Brien, 2020).

1.3. Objetivos

1.3.1. Objetivo general

Analizar los factores que determinan los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019, mediante la aplicación de un modelo de regresión cuantílica.

1.3.2. Objetivos específicos

a) Determinar el efecto del género (mujer) en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019.
b) Determinar el efecto del nivel educativo en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019.
c) Determinar el efecto de la ocupación laboral en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019.
d) Determinar el efecto del estrato socioeconómico en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019.
e) Determinar el efecto de la formalidad laboral en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019.
f) Determinar el efecto de la rama de actividad económica en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

2.1. Bases teórico-científicas

2.1.1. Teoría del capital humano y ecuación de Mincer

La teoría del capital humano sostiene que la educación y la experiencia son inversiones que elevan la productividad del trabajador y, en consecuencia, su salario (Becker, 1964). Mincer (1974) formalizó esta idea en la función de ingresos que lleva su nombre, en la que el logaritmo del ingreso depende linealmente de los años de escolaridad y de forma cuadrática de la experiencia. El coeficiente de la escolaridad se interpreta como la tasa de retorno de un año adicional de estudios. La ecuación se amplía habitualmente con variables de ocupación, sector, formalidad y localización, y con una variable indicadora del sexo, cuyo coeficiente mide la brecha condicional: la parte de la diferencia salarial que no se explica por las características incluidas en el modelo (Blau y Kahn, 2017).

Desde esta perspectiva, si hombres y mujeres tuvieran igual dotación de capital humano y se insertaran en ocupaciones equivalentes, sus ingresos deberían converger. En la muestra de Tumbes, sin embargo, hombres y mujeres registraron prácticamente los mismos años promedio de educación (10.3 años), por lo que las diferencias de escolaridad no pueden explicar la brecha observada.

2.1.2. Teorías de la discriminación salarial

Becker (1957) explicó la discriminación a partir de las preferencias: empleadores, compañeros o clientes con «gusto por la discriminación» actúan como si contratar a una mujer tuviera un costo adicional, lo que se traduce en menores salarios para ellas. En mercados competitivos esta discriminación tendería a desaparecer, pero persiste donde la competencia es débil o el mercado está segmentado. La teoría de la discriminación estadística (Phelps, 1972; Arrow, 1973) propone un mecanismo distinto: ante información imperfecta sobre la productividad individual, los empleadores usan el promedio del grupo —por ejemplo, la expectativa de interrupciones laborales asociadas al cuidado— como señal, y penalizan a todas las mujeres por igual. Ambas teorías predicen una brecha que sobrevive al control por capital humano.

2.1.3. Segmentación del mercado laboral e informalidad

La teoría del mercado dual (Doeringer y Piore, 1971) distingue un segmento primario, con empleos estables, salarios altos y protección, y un segmento secundario, con empleos precarios y salarios bajos, entre los cuales la movilidad es limitada. En el Perú, el segmento secundario coincide en gran medida con el empleo informal, definido por el INEI (2019) como el empleo sin protección social —sin aportes a pensiones ni seguro de salud por el trabajo— o en unidades productivas no registradas. Cuando las mujeres se concentran en el segmento secundario, la brecha resulta de dos fuerzas: su menor acceso a empleos formales y la menor remuneración que reciben dentro de cada segmento.

2.1.4. Suelo pegajoso y techo de cristal

La literatura distingue dos formas de heterogeneidad de la brecha a lo largo de la distribución. El **techo de cristal** describe una brecha que se amplía en la parte alta de la distribución, porque barreras invisibles impiden a las mujeres acceder a cargos directivos (Albrecht et al., 2003). El **suelo pegajoso** describe una brecha mayor en la parte baja, donde las mujeres quedan atrapadas en empleos de baja remuneración y escasa promoción (Booth et al., 2003). Arulampalam et al. (2007) mostraron que el patrón dominante difiere entre países y sectores, por lo que debe establecerse empíricamente en cada mercado. En economías con alta informalidad cabe esperar un suelo pegajoso, porque la penalización se concentra en el empleo de subsistencia.

2.1.5. La regresión cuantílica como marco de medición

Koenker y Bassett (1978) propusieron estimar los cuantiles condicionales de una variable minimizando una suma ponderada de desvíos absolutos. Si $Q_\tau(y|X)$ denota el cuantil τ del logaritmo del ingreso condicional a las covariables X, el modelo $Q_\tau(y|X) = X\beta(\tau)$ permite que cada coeficiente cambie según el cuantil. Así, el coeficiente de la variable mujer en $\tau = 0.10$ mide la brecha entre las trabajadoras y los trabajadores de bajos ingresos con iguales características, y en $\tau = 0.90$ la brecha entre los de altos ingresos. El estimador no requiere normalidad ni homocedasticidad de los errores y es menos sensible a valores extremos que el MCO (Koenker, 2005).

2.1.6. Factores determinantes del ingreso laboral

Género. Ser mujer se asocia con menores ingresos por la segregación ocupacional, la carga de cuidado no remunerado y la discriminación. Albuja y Enríquez (2018) mostraron para Ecuador que la brecha subsistió entre 2007 y 2016 aun con niveles educativos equivalentes entre sexos.

Nivel educativo. La educación eleva la productividad y los ingresos (Mincer, 1974). La evidencia peruana confirma retornos positivos y mayores en los niveles superiores (Ávila Cazorla, 2018; Barra Quispe y Calatayud Mendoza, 2018), aunque su efecto sobre la brecha de género es ambiguo.

Ocupación. El tipo de ocupación refleja la calificación del puesto. Las ocupaciones no calificadas, donde se concentra el empleo femenino de subsistencia, se asocian con menores salarios y mayores brechas (Ferrada y Zarzosa, 2010).

Estrato. El entorno geográfico y socioeconómico condiciona el acceso a empleos de calidad; en las áreas rurales y en los centros poblados pequeños predominan actividades de menor productividad (Albán Ríos y Nizama Yamunaque, 2021).

Formalidad laboral. El empleo formal otorga contrato, seguridad social y salarios mayores; la informalidad amplía la vulnerabilidad de las trabajadoras (INEI, 2019; Rodríguez-Pérez et al., 2017).

Rama de actividad económica. La productividad y la organización del trabajo difieren entre sectores, lo que genera diferencias salariales estructurales y brechas de género de distinta magnitud (Calsín Ramos, 2018).

2.2. Antecedentes

2.2.1. Antecedentes internacionales

Araújo Freitas (2015) midió la desigualdad salarial de género en Brasil con regresión cuantílica sobre el logaritmo del ingreso por hora en los percentiles 10, 25, 50, 75 y 99. Las mujeres ganaban en promedio el 54 % del salario masculino, proporción que caía a 44 % en el percentil 99. La educación reducía la brecha en los percentiles bajos, pero no en los altos, lo que evidenció un techo de cristal.

Castillo Robayo et al. (2017) estimaron retornos salariales heterogéneos para Colombia con microdatos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares y regresiones

cuantílicas de la ecuación de Mincer. La experiencia pesó más que la educación entre los jóvenes, y la variable de género no resultó significativa en su especificación, lo que atribuyeron a diferencias de capital humano y tipo de empleo.

Rodríguez-Pérez et al. (2017) analizaron la brecha salarial por género en los segmentos público y privado, formal e informal, de México con la ENOE 2005, 2009 y 2015, mediante la descomposición de Oaxaca-Blinder y su extensión de Juhn-Murphy-Pierce. La brecha se redujo en todos los segmentos, principalmente por la caída del componente no explicado, con mayor intensidad en el sector informal.

Albuja y Enríquez (2018) estudiaron la discriminación laboral hacia las mujeres en Ecuador entre 2007 y 2016 con la descomposición de Oaxaca-Blinder. La brecha promedio fue de 29 %, con un componente no explicado de entre 12 % y 16 %; cada año de educación elevaba el ingreso en 8.9 % para los hombres y en 9.6 % para las mujeres.

Mejía Lleras (2018) comparó metodologías de medición de la discriminación salarial en Colombia. La descomposición promedio estimó una brecha de 21.3 %, mientras que la regresión cuantílica mostró brechas de 15 % en los cuantiles bajos, 18 % en la mediana y hasta 25 % en los cuantiles altos. Concluyó que los métodos promedio ocultan heterogeneidades relevantes.

En el plano de la participación laboral, Hernández Miranda (2011), Rodríguez y Muñoz (2015) y Tobón y Rodríguez (2015) estimaron modelos logit y probit para Cartagena, el Chile rural y Medellín, respectivamente. Coincidieron en que la educación y la jefatura de hogar elevan la participación femenina, mientras que los hijos pequeños y la pareja la reducen, lo que advierte que la brecha salarial se observa solo entre las mujeres que logran insertarse en el mercado. Finalmente, Luján Reyes (2023) para Argentina y Menduiña (2022) para Colombia mostraron que el empleo formal y la educación inciden de forma desigual en los distintos segmentos de la población, lo que respalda los enfoques sensibles a la distribución.

Tabla 1

Antecedentes internacionales

Autor(es) y año	Ámbito	Método	Variable dependiente	Hallazgo principal
Araújo Freitas (2015)	Brasil	Regresión cuantílica	Log ingreso por hora	Brecha mayor en el percentil 99 (techo de cristal)
Castillo Robayo et al. (2017)	Colombia	Regresión cuantílica (Mincer)	Log salario por hora	Retornos heterogéneos; género no significativo
Rodríguez-Pérez et al. (2017)	México	Oaxaca-Blinder y Juhn-Murphy-Pierce	Log ingreso por hora	Brecha decreciente; más marcada en la informalidad
Albuja y Enríquez (2018)	Ecuador	Oaxaca-Blinder	Log ingreso por hora	Brecha de 29 %; no explicado de 12 %–16 %
Mejía Lleras (2018)	Colombia	Oaxaca, cuantílica y JMP	Log ingreso por hora	Brecha creciente hacia los cuantiles altos
Hernández Miranda (2011)	Colombia	Logit	Participación laboral femenina	Educación y jefatura elevan la participación
Rodríguez y Muñoz (2015)	Chile	Logit binario	Participación laboral rural	Hijos pequeños y pareja reducen la participación
Tobón y Rodríguez (2015)	Colombia	Logit y probit	Participación laboral	Ser hombre eleva la participación en 24.2 %

Nota. Elaboración propia con base en los estudios citados.

2.2.2. Antecedentes nacionales

Ávila Cazorla (2018) estimó la discriminación salarial por género en el Perú con la ENAHO 2016, la ecuación de Mincer y la descomposición de Oaxaca-Blinder. La brecha fue de 28 % entre los trabajadores dependientes, con 34.3 % atribuible a factores no observables, y de 53.1 % entre los independientes, con 50 % no explicado.

Barra Quispe y Calatayud Mendoza (2018) estimaron la brecha salarial por género de los trabajadores dependientes en el Perú entre 2012 y 2016 con la misma técnica. La brecha osciló entre 26.7 % y 37.9 %, y la discriminación no explicada, entre 33.8 % y 41.5 %.

Arpi Mayta y Arpi Quilca (2018) analizaron la desigualdad del ingreso laboral entre grupos étnicos en el Perú (2006–2016) con la descomposición de Oaxaca-Blinder. La parte explicada por características observables pasó de 54 % a 77 %, y la no explicada se redujo de 46 % a 23 %.

Calsín Ramos (2018) comparó los salarios de los sectores público y privado en las regiones del Perú entre 2010 y 2016 mediante MCO. El sector público pagó en promedio S/ 10.16 por hora frente a S/ 8.10 en el privado, y la educación y la formalidad elevaron los salarios en ambos.

Cárdenas Condor y De la Cruz Ccanto (2021) midieron la discriminación salarial por género en Huancavelica en 2019. Reportaron una brecha de 18.5 %, con 14.7 % no explicado, y una penalización mayor en el cuartil inferior (−21.3 %) que en el superior (−12.8 %).

Arce Heredia y Yampasi Aucchahuallpa (2023) examinaron la brecha salarial y la participación femenina en puestos de decisión en la Municipalidad de Villa El Salvador mediante regresión lineal múltiple. Ser mujer redujo el ingreso mensual en 18 % respecto de sus pares masculinos, y las mujeres ocuparon solo el 22 % de los cargos decisorios.

Otros estudios nacionales vincularon los ingresos con la pobreza. Aguirre Peña (2022) para Piura, Albán Salgado (2020) para La Libertad y Albán Ríos y Nizama Yamunaque (2021) para el Perú hallaron, con modelos logit, que la educación superior y el empleo formal reducen la probabilidad de pobreza, lo que confirma que la calidad del empleo es el canal por el cual la brecha salarial se transmite al bienestar del hogar.

Tabla 2

Antecedentes nacionales

Autor(es) y año	Ámbito	Método	Variable dependiente	Hallazgo principal
Ávila Cazorla (2018)	Perú, ENAHO 2016	Mincer y Oaxaca-Blinder	Log ingreso laboral	Brecha de 28 % (dependientes) y 53.1 % (independientes)
Barra Quispe y Calatayud Mendoza (2018)	Perú, 2012–2016	Mincer y Oaxaca-Blinder	Log salario	Brecha de 26.7 %–37.9 %
Arpi Mayta y Arpi Quilca (2018)	Perú, 2006–2016	Oaxaca-Blinder	Log ingreso laboral	Discriminación étnica explica 23 % en 2016
Calsín Ramos (2018)	Regiones del Perú	MCO	Log salario por hora	Educación y formalidad elevan salarios
Cárdenas Condor y De la Cruz Ccanto (2021)	Huancavelica, 2019	Oaxaca-Blinder	Ingreso mensual	Penalización mayor en el cuartil inferior
Arce Heredia y Yampasi Aucchahuallpa (2023)	Villa El Salvador	Regresión lineal múltiple	Ingreso mensual bruto	Ser mujer reduce el ingreso en 18 %
Aguirre Peña (2022)	Piura	Logit binario	Condición de pobreza	Educación superior reduce la pobreza

Nota. Elaboración propia con base en los estudios citados.

2.2.3. Antecedentes locales

Chávez García (2022) analizó en la Universidad Nacional de Tumbes la incidencia del crecimiento económico en los niveles de pobreza en el Perú entre 2010 y 2019

mediante MCO con series de tiempo. El crecimiento redujo la pobreza, pero con menor efecto sobre la pobreza extrema y en contextos de alta desigualdad.

Vásquez Yovera (2024) determinó los factores socioeconómicos de la informalidad laboral en Tumbes con modelos logit y probit y datos de la ENAHO 2021: la edad, el nivel educativo, el tamaño de la empresa y los ingresos fueron significativos. Dianne Mariel (2024) analizó los determinantes del empleo informal en el departamento en 2019 y encontró una relación inversa entre los ingresos y la informalidad. Estos estudios locales caracterizaron la informalidad y la pobreza, pero ninguno midió la brecha salarial de género ni su variación a lo largo de la distribución del ingreso, vacío que atiende la presente tesis.

Tabla 3

Antecedentes locales

Autor(es) y año	Ámbito	Método	Variable dependiente	Hallazgo principal
Chávez García (2022)	Perú, 2010–2019	MCO (series de tiempo)	Pobreza monetaria	El crecimiento reduce la pobreza, menos la extrema
Vásquez Yovera (2024)	Tumbes, ENAHO 2021	Logit y probit	Informalidad laboral	Educación, tamaño de empresa e ingresos son significativos
Dianne Mariel (2024)	Tumbes, ENAHO 2019	Modelo econométrico (ENAHO)	Empleo informal	Relación inversa entre ingreso e informalidad

Nota. Elaboración propia con base en los estudios citados.

2.3. Definición de términos básicos

Brecha salarial de género. Diferencia entre el ingreso laboral de hombres y mujeres, expresada en soles o como porcentaje del ingreso masculino. Es bruta cuando no controla por características y condicional cuando sí lo hace (Blau y Kahn, 2017).

Ingreso laboral. Suma de los ingresos monetarios y en especie que la persona obtiene por su ocupación principal y secundaria, como trabajador dependiente o independiente, según la ENAHO (INEI).

Discriminación salarial. Remuneración diferente a trabajadores con igual productividad por un atributo no productivo, como el sexo (Becker, 1957).

Cuantil. Valor que deja por debajo una proporción τ de la distribución; la mediana es el cuantil 0.50 y los cuartiles son los cuantiles 0.25, 0.50 y 0.75.

Regresión cuantílica. Método que estima el efecto de las covariables sobre distintos cuantiles condicionales de la variable dependiente (Koenker y Bassett, 1978).

Suelo pegajoso. Patrón en el que la brecha de género es mayor en la parte baja de la distribución salarial (Booth et al., 2003).

Techo de cristal. Patrón en el que la brecha de género se amplía en la parte alta de la distribución salarial (Albrecht et al., 2003).

Empleo informal. Empleo sin protección social vinculada al trabajo o desarrollado en unidades productivas no registradas (INEI, 2019).

Estrato. Clasificación geográfica del marco muestral de la ENAHO según el tamaño poblacional del centro poblado, desde ciudades de más de 500 000 habitantes hasta áreas de empadronamiento rural.

Rama de actividad económica. Sector productivo del establecimiento donde labora la persona, clasificado según la CIIU revisión 4.

III. MATERIALES Y MÉTODOS

3.1. Hipótesis

3.1.1. Hipótesis general

El hecho de ser mujer incide significativamente en los ingresos mensuales percibidos en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019, generando brechas salariales que varían en magnitud a lo largo de los diferentes niveles del ingreso, siendo más pronunciadas en los cuartiles inferiores.

3.1.2. Hipótesis específicas

a) H1: El hecho de ser mujer influye significativamente en la desigualdad salarial durante el periodo pre pandemia 2018–2019 en la región Tumbes, presentando efectos más negativos en los niveles bajos de ingreso.

b) H2: El impacto del hecho de ser mujer sobre los ingresos mensuales varió según el nivel educativo en el periodo 2018–2019, con menores retornos para las mujeres en comparación con los hombres, especialmente en los cuartiles superiores.

c) H3: Ser mujer afectó significativamente los ingresos laborales en función del tipo de ocupación durante el periodo pre pandemia, observándose brechas más amplias en ocupaciones de baja calificación o informalidad.

d) H4: La brecha salarial de género fue más pronunciada en los estratos socioeconómicos bajos de la región Tumbes entre 2018 y 2019, reflejando condiciones estructurales de desigualdad.

e) H5: La condición de informalidad laboral incrementó la penalización salarial asociada al hecho de ser mujer durante el periodo pre pandemia, con mayores disparidades en los tramos inferiores del ingreso.

f) H6: El efecto del hecho de ser mujer sobre los ingresos laborales varió entre ramas de actividad económica durante el periodo 2018–2019, siendo mayor la brecha salarial en sectores como comercio y servicios.

3.2. Variables y operacionalización

La variable dependiente fue el logaritmo natural del ingreso laboral. El ingreso se construyó como la suma de los ingresos monetarios y en especie de la ocupación

principal y secundaria reportados en el módulo 5 de la ENAHO (variables i524a1, d529t, i530a, d536, i538a1, d540t, i541a, d543 y d544t), en soles anuales. Dado que el ingreso mensual es el anual dividido entre doce, ln(ingreso mensual) = ln(ingreso anual) − ln(12); la diferencia es una constante que solo altera el intercepto, de modo que todos los coeficientes estimados se interpretan igualmente sobre el ingreso mensual. La Tabla 4 resume la operacionalización; el detalle se presenta en el Anexo 2.

Tabla 4

Operacionalización de las variables del modelo

Variable	Indicador (ENAHO)	Codificación en el modelo
Y: Ingreso laboral	Ingreso de la ocupación principal y secundaria (módulo 5)	ln del ingreso laboral (S/)
X1: Género	Sexo (p207)	Mujer = 1; hombre = 0
X2: Nivel educativo	Último nivel aprobado (p301a)	Años aproximados de educación (0 a 18)
X3: Ocupación	Código de ocupación (p505)	13 grupos ocupacionales; calificada (grupos 1–7) = 1
X4: Estrato	Estrato geográfico del marco muestral (estrato)	Categorías 3, 5, 6, 7 y 8; estrato bajo (6–8) = 1
X5: Formalidad	Situación de informalidad (ocupinf)	Formal = 1; informal = 0
X6: Rama de actividad	CIIU rev. 4 (p506r4)	6 ramas: primaria, manufactura, construcción, comercio, transportes y comunicaciones, otros servicios

Nota. Elaboración propia a partir del diccionario de variables de la ENAHO (INEI).

Los años de educación se asignaron a partir del nivel alcanzado: sin nivel o inicial, 0; primaria incompleta, 3; primaria completa, 6; secundaria incompleta, 9; secundaria completa, 11; superior no universitaria incompleta, 12; superior no universitaria completa, 14; superior universitaria incompleta, 13; superior universitaria completa, 16; y posgrado, 18. La variable de estrato de la ENAHO clasifica el centro poblado por su tamaño; en Tumbes se observaron las categorías de 50 000 a 99 999 habitantes (referencia), de 2 000 a 19 999, de 500 a 1 999 y las áreas de empadronamiento rural compuesta y simple. Las tres últimas se agruparon como «estrato bajo», aproximación geográfica al estrato socioeconómico planteado en el proyecto.

3.3. Tipo y diseño de investigación

La investigación fue de enfoque cuantitativo, de tipo aplicada y de nivel explicativo, porque estimó la influencia del género y de los demás factores sobre el ingreso laboral a partir de modelos econométricos, precedidos de una fase descriptiva

(Hernández Sampieri et al., 2014). El diseño fue no experimental, porque las variables se observaron tal como fueron registradas por el INEI, sin manipulación; y de corte transversal, porque cada año se analizó como una sección cruzada independiente (2018 y 2019), con una serie descriptiva 2015–2019 para contextualizar la evolución de la brecha bruta. Los coeficientes se interpretan como asociaciones condicionales y no como efectos causales en sentido estricto.

3.4. Población, muestra y muestreo

Población. La población estuvo conformada por las personas ocupadas residentes en el departamento de Tumbes, en áreas urbanas y rurales, registradas en la ENAHO durante 2018 y 2019.

Muestra. Se aplicó una selección censal condicional sobre los registros de la ENAHO. La integración de los módulos 3 y 5 para 2015–2019 y el filtro del departamento (código 24) generaron 13,534 registros. Se conservaron las personas de 14 a 65 años con ingreso laboral positivo y sin valores perdidos en educación, ocupación, estrato, formalidad y rama, lo que dejó 8,014 observaciones para 2015–2019. La muestra de estimación para el periodo pre pandemia quedó conformada por 3,987 ocupados: 1,365 en 2018 y 2,622 en 2019; 2,192 hombres y 1,795 mujeres (Tabla 5).

Tabla 5

Proceso de conformación de la muestra

Etapa	Observaciones
Registros de Tumbes tras la fusión de los módulos 3 y 5 (2015–2019)	13,534
Excluidos: menores de 14 o mayores de 65 años, sin ingreso laboral positivo o con datos faltantes	5,520
Base depurada 2015–2019 (uso descriptivo)	8,014
Muestra de estimación 2018	1,365
Muestra de estimación 2019	2,622
Muestra de estimación 2018–2019	**3,987**

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2015–2019 (INEI).

Muestreo. No se aplicó un muestreo adicional al de la ENAHO, que emplea un diseño probabilístico, de áreas, estratificado, multietápico e independiente en cada departamento. La estimación se realizó sin factores de expansión, por lo que los resultados describen la muestra y se interpretan como aproximaciones a la población ocupada de Tumbes.

3.5. Métodos, técnicas e instrumentos de recolección de datos

Métodos. Se aplicó el método hipotético-deductivo: las hipótesis derivadas de la teoría del capital humano y de la discriminación se contrastaron con evidencia empírica. Se combinó el análisis descriptivo (medias, medianas, percentiles y brechas por sexo) con el análisis econométrico (MCO, regresión cuantílica y modelos de interacción).

Técnica. La técnica fue el análisis documental y estadístico de datos secundarios: los microdatos de la ENAHO descargados del portal del INEI.

Instrumentos. El instrumento fue el cuestionario de la ENAHO, en particular el módulo 3 (educación: sexo, edad y nivel educativo) y el módulo 5 (empleo e ingresos: ocupación, rama, informalidad e ingresos), junto con el diccionario de variables y la ficha técnica de la encuesta. El procesamiento se realizó en Stata 17.

3.6. Procesamiento y análisis de datos

El procesamiento siguió cinco etapas, documentadas en el archivo de sintaxis del Anexo 5:

a) **Integración.** Se compilaron los módulos 3 y 5 de 2015 a 2019 y se fusionaron por año, conglomerado, vivienda, hogar y código de persona, conservando solo los registros presentes en ambos módulos (_merge = 3).

b) **Construcción de variables.** Se generaron el ingreso laboral, la variable mujer, los años de educación, los 13 grupos ocupacionales a partir de p505, las seis ramas a partir de la CIIU rev. 4, la formalidad a partir de ocupinf y las variables de estrato.

c) **Depuración.** Se filtró el departamento de Tumbes y se aplicaron los criterios de inclusión descritos en la sección 3.4.

d) **Análisis descriptivo.** Se calcularon la brecha bruta anual 2015–2019, los estadísticos del logaritmo del ingreso y los percentiles del ingreso mensual por sexo, y se elaboraron las figuras.

e) **Análisis econométrico.** Se estimó el modelo MCO con errores robustos, se verificaron sus supuestos, se estimaron las regresiones cuantílicas por año y se contrastaron las hipótesis con modelos de interacción.

3.7. Modelo econométrico

3.7.1. Modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios

Como punto de partida se estimó la ecuación de Mincer ampliada por MCO para el periodo 2018–2019:

$$lnY_i = \beta_0 + \beta_1 Mujer_i + \beta_2 Educ_i + \gamma_k Ocup_{ki} + \delta_s Estrato_{si} + \beta_3 Formal_i + \theta_r Rama_{ri} + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde Y_i es el ingreso laboral del individuo i; $Mujer_i$ toma el valor 1 si es mujer; $Educ_i$ son los años de educación; Ocup, Estrato y Rama son conjuntos de variables indicadoras; $Formal_i$ toma el valor 1 si el empleo es formal; y ε_i es el término de error. Las categorías de referencia fueron Fuerzas Armadas y Policiales (ocupación), centros poblados de 50 000 a 99 999 habitantes (estrato) y agricultura, pesca y minería (rama). Sobre este modelo se verificaron la homocedasticidad (pruebas de Breusch y Pagan, 1979, y de White, 1980), la multicolinealidad (factor de inflación de varianza), la especificación (linktest) y la normalidad de los residuos (descomposición de Cameron y Trivedi y gráficos de diagnóstico).

3.7.2. Modelo de regresión cuantílica

Para captar la heterogeneidad del efecto del género a lo largo de la distribución se estimó, para cada año, el modelo de regresión cuantílica:

$$Q_\tau(lnY_i|X_i) = \beta_0^{(\tau)} + \beta_1^{(\tau)} Mujer_i + \beta_2^{(\tau)} Educ_i + \gamma_k^{(\tau)} Ocup_{ki} + \delta_s^{(\tau)} Estrato_{si} + \beta_3^{(\tau)} Formal_i + \theta_r^{(\tau)} Rama_{ri} \quad (2)$$

para $\tau \in \{0.05, 0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90, 0.95\}$. El coeficiente $\beta_1(\tau)$ mide la brecha de género condicional en el cuantil τ. Se usó el comando qreg2 (Machado et al., 2011), que calcula errores estándar robustos a la heterocedasticidad (Parente y Santos Silva, 2016). Para contrastar formalmente si la brecha difería entre cuantiles se estimaron regresiones cuantílicas simultáneas (sqreg) con 50 réplicas bootstrap y se aplicaron pruebas F de igualdad de β_1 entre los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90.

3.7.3. Modelos de interacción

Las hipótesis H2 a H6 plantean que la brecha de género cambia según un factor Z (educación, ocupación calificada, estrato bajo, formalidad o rama). Se estimaron modelos del tipo:

$$lnY_i = \alpha_0 + \alpha_1 Mujer_i + \alpha_2 Z_i + \alpha_3 (Mujer_i \times Z_i) + X'_i \lambda + \mu_t + u_i \quad (3)$$

donde X_i agrupa los demás controles y μ_t es un efecto fijo de año. La brecha de género es α_1 cuando Z = 0 y $\alpha_1 + \alpha_3$ cuando Z = 1; un α_3 negativo indica que la brecha se amplía y uno positivo, que se reduce. Los modelos se estimaron por MCO con errores robustos para 2018–2019 conjunto y por regresión en la mediana para cada año.

3.7.4. Interpretación de los coeficientes

Como la variable dependiente está en logaritmos, el efecto porcentual exacto de una variable indicadora con coeficiente β es $100 \times (e^{\beta} - 1)$ (Halvorsen y Palmquist, 1980). Así, un coeficiente de −0.591 equivale a un ingreso 44.6 % menor. Para variables continuas, como los años de educación, $100 \times \beta$ aproxima la variación porcentual del ingreso por unidad adicional. Se adoptó un nivel de significancia de 5 %.

IV. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los resultados se presentan en el orden de las etapas de la metodología: la caracterización de la muestra y de la brecha bruta (4.1); la estimación por MCO y la verificación de sus supuestos (4.2); la regresión cuantílica del efecto del género (4.3); los modelos de interacción para las hipótesis específicas (4.4); la contrastación de hipótesis (4.5); y la discusión (4.6).

4.1. Caracterización de la muestra y brecha salarial bruta

La Tabla 6 describe a los 3,987 ocupados de la muestra 2018–2019. Hombres y mujeres tuvieron una edad promedio similar (40.8 y 41.5 años), los mismos años promedio de educación (10.3) y la misma tasa de formalidad (24.6 % y 25.4 %). La paridad en educación y formalidad indica que las diferencias de ingreso no se originan en una menor dotación de capital humano de las mujeres. Las diferencias aparecieron en la inserción sectorial: el 55.9 % de las mujeres trabajó en otros servicios y el 27.6 % en comercio, mientras que los hombres se distribuyeron entre otros servicios (27.0 %), transportes y comunicaciones (23.1 %) y el sector primario (22.7 %). Los hombres trabajaron además 8.4 horas semanales más que las mujeres (51.7 frente a 43.3), diferencia que explica parte de la brecha de ingresos.

Tabla 6

Características de la muestra por sexo, Tumbes 2018–2019

Característica	Hombres	Mujeres	Total
Observaciones (n)	2,192	1,795	3,987
Ingreso laboral mensual promedio (S/)	1,506.5	1,062.1	—
Ingreso laboral mensual mediano (S/)	1,156.2	791.2	—
Edad promedio (años)	40.8	41.5	—
Años de educación promedio	10.3	10.3	10.3
Horas trabajadas por semana (promedio)	51.7	43.3	—
Empleo formal (%)	24.6	25.4	25.0
Ocupación calificada (%)	22.4	39.6	30.1
Estrato bajo: centros poblados pequeños y rurales (%)	18.8	18.8	18.8
Nivel educativo (%)			
Primaria o menos	21.6	24.1	22.7
Secundaria	47.4	42.6	45.2
Superior	31.0	33.4	32.1
Rama de actividad (%)			
Agricultura, pesca y minería	22.7	7.8	16.0
Manufactura	5.8	7.6	6.6
Construcción	8.3	0.2	4.7
Comercio	13.1	27.6	19.6
Transportes y comunicaciones	23.1	0.8	13.1
Otros servicios	27.0	55.9	40.0

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI). El ingreso mensual corresponde al ingreso laboral anual dividido entre 12. La ocupación calificada agrupa a Fuerzas Armadas, directivos, profesionales, técnicos, empleados de oficina y trabajadores calificados de servicios personales.

La Tabla 7 muestra que, entre 2015 y 2019, el ingreso laboral promedio de los hombres superó al de las mujeres en todos los años. La brecha bruta relativa cayó de 41.1 % en 2015 a 29.2 % en 2017, repuntó a 34.2 % en 2018 y descendió a 26.9 % en 2019. La trayectoria fue descendente, pero no monótona, y la brecha nunca bajó de 26 %.

Tabla 7

Brecha salarial bruta del ingreso laboral por sexo, Tumbes 2015–2019

Año	Hombres: anual (S/)	Mujeres: anual (S/)	Hombres: mensual (S/)	Mujeres: mensual (S/)	Brecha anual (S/)	Brecha (%)
2015	16,955.6	9,982.7	1,413.0	831.9	6,972.9	41.1
2016	18,793.9	11,435.6	1,566.2	953.0	7,358.3	39.2
2017	17,950.1	12,710.2	1,495.8	1,059.2	5,239.9	29.2
2018	18,926.8	12,451.5	1,577.2	1,037.6	6,475.3	34.2
2019	17,627.2	12,894.3	1,468.9	1,074.5	4,732.9	26.8

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2015–2019 (INEI). Brecha (%) = (ingreso de hombres − ingreso de mujeres) / ingreso de hombres × 100.

Figura 1

Ingreso laboral anual promedio por sexo, Tumbes 2015–2019

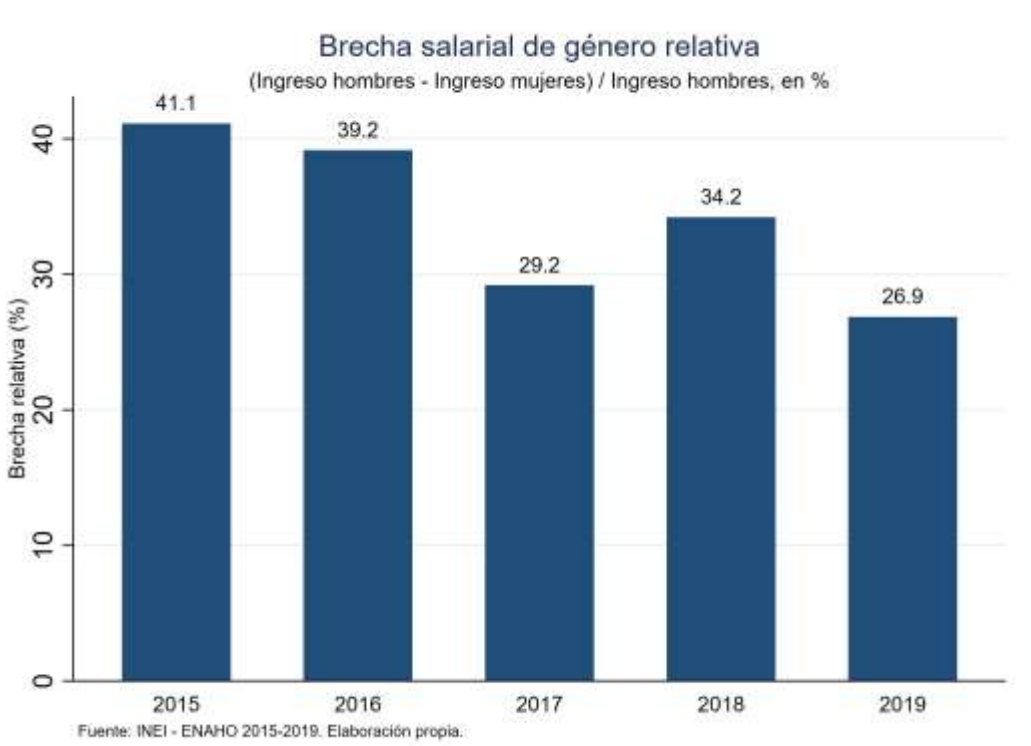


Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2015–2019 (INEI).

La Figura 1 confirma que la serie de ingreso masculino se ubicó por encima de la femenina en los cinco años, sin cruces. La distancia vertical entre ambas líneas se redujo hacia 2019, principalmente porque el ingreso de las mujeres creció de S/ 9,982.7 a S/ 12,894.3 anuales entre 2015 y 2019, mientras que el de los hombres se mantuvo cerca de S/ 18,000.

Figura 2

Brecha salarial bruta relativa por año, Tumbes 2015–2019



Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2015–2019 (INEI).

La Figura 2 muestra el repunte de la brecha en 2018 (34.2 %) después del mínimo de 2017 (29.2 %). Esta oscilación justificó analizar 2018 y 2019 por separado en las regresiones cuantílicas, en lugar de suponer una brecha constante en el periodo.

La Tabla 8 compara la distribución del ingreso mensual de hombres y mujeres. La brecha bruta no fue uniforme: en el percentil 10 las mujeres ganaron 63.9 % menos que los hombres (S/ 141 frente a S/ 391), en la mediana 31.6 % menos y en el percentil 90, 20.3 % menos. La brecha bruta se estrechó de manera sostenida al ascender en la distribución, primera evidencia de un patrón de suelo pegajoso.

Tabla 8

Ingreso laboral mensual por percentil y sexo, Tumbes 2018–2019

Percentil	Hombres (S/)	Mujeres (S/)	Brecha (S/)	Brecha (%)
P5	261	97	164	62.8
P10	391	141	250	63.9
P25	727	301	426	58.6
P50	1,156	791	365	31.6
P75	1,802	1,321	481	26.7
P90	2,954	2,354	600	20.3
P95	3,902	3,089	813	20.8

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI). Percentiles no condicionados del ingreso laboral mensual.

Los estadísticos del logaritmo del ingreso (Tabla 9) muestran que la media masculina (9.49) superó a la femenina (8.95) en 0.55 log-puntos. La desviación estándar de las mujeres (1.09) fue mayor que la de los hombres (0.83): los ingresos femeninos fueron más dispersos, con una cola izquierda más extensa, lo que anticipa que un único efecto promedio no describe adecuadamente la brecha.

Tabla 9

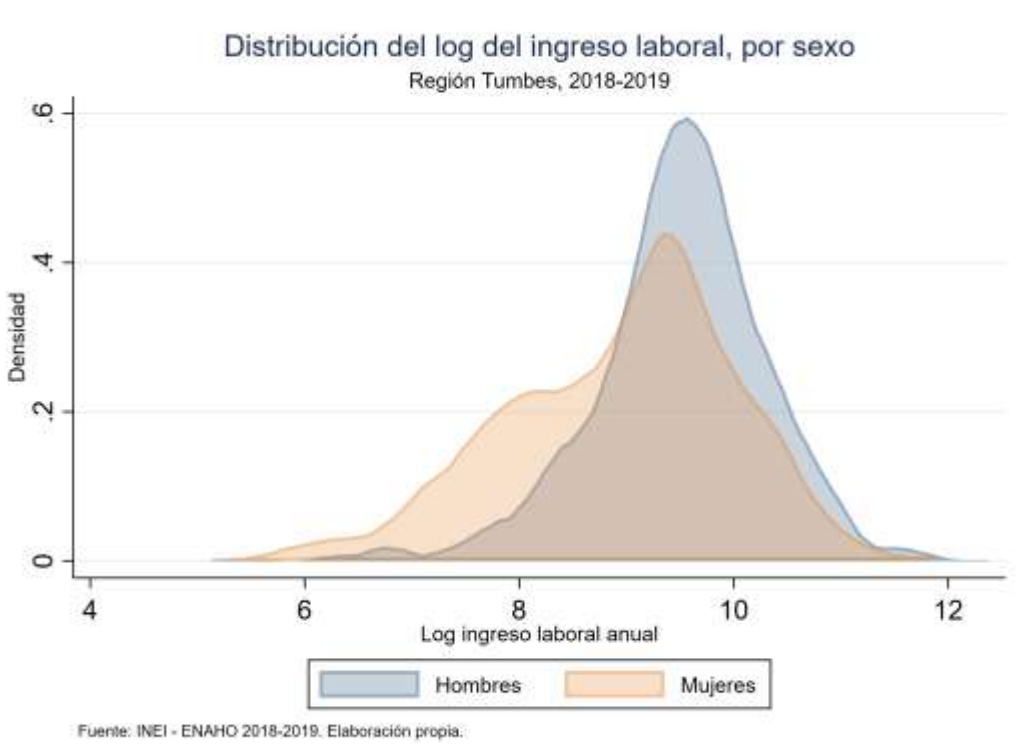
Estadísticos descriptivos del logaritmo del ingreso laboral por sexo, 2018–2019

Sexo	Media	Desviación estándar	Mediana	n
Hombre	9.491	0.835	9.538	2,192
Mujer	8.946	1.090	9.159	1,795

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI).

Figura 3

Distribución del logaritmo del ingreso laboral por sexo, 2018–2019

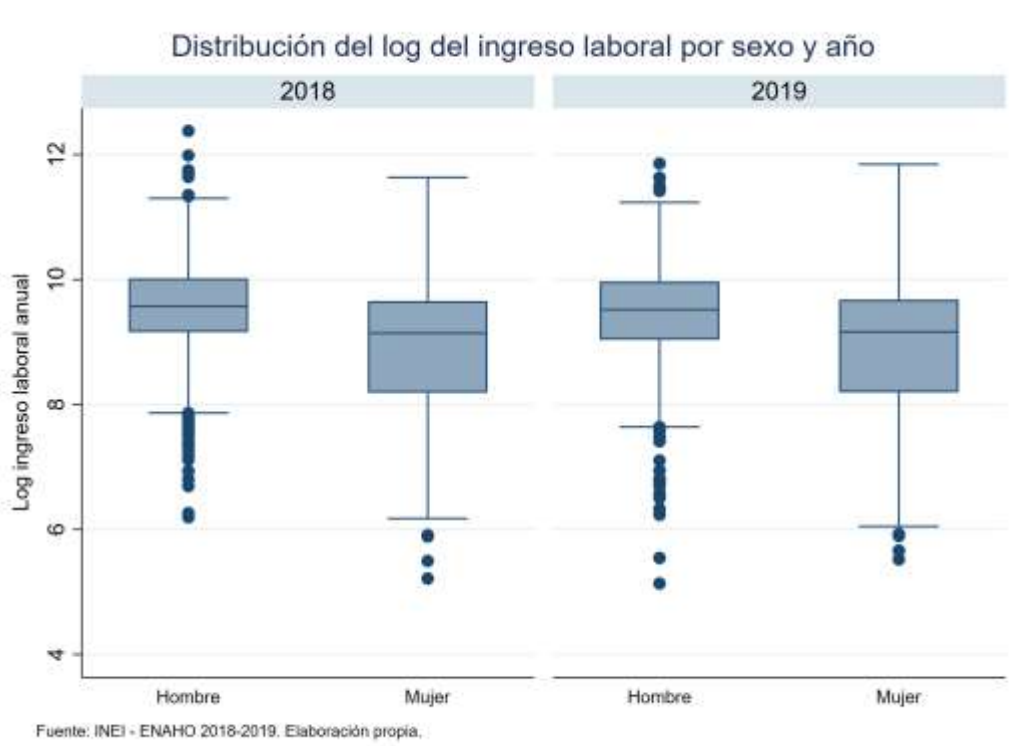


Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI). Estimación de densidad por kernel.

En la Figura 3, la densidad del ingreso masculino se ubicó a la derecha de la femenina y fue más concentrada. La distribución de las mujeres presentó una cola izquierda más gruesa, reflejo de la mayor proporción de trabajadoras con ingresos muy bajos. El solapamiento en la zona central y la separación en la cola baja son compatibles con una brecha que varía según el nivel de ingreso.

Figura 4

Logaritmo del ingreso laboral por sexo y año, 2018–2019

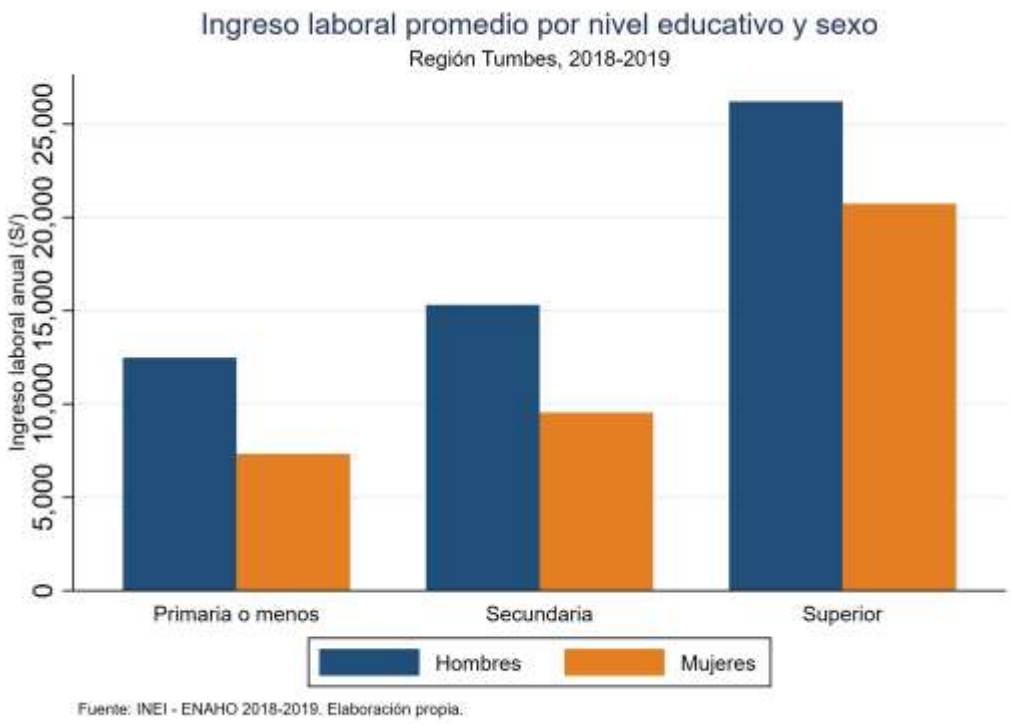


Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI).

La Figura 4 muestra que, en ambos años, la mediana y los cuartiles de los hombres se ubicaron por encima de los de las mujeres, y que la distribución femenina tuvo más valores atípicos inferiores. La forma de las distribuciones fue similar en 2018 y 2019.

Figura 5

Ingreso laboral promedio por nivel educativo y sexo, 2018–2019

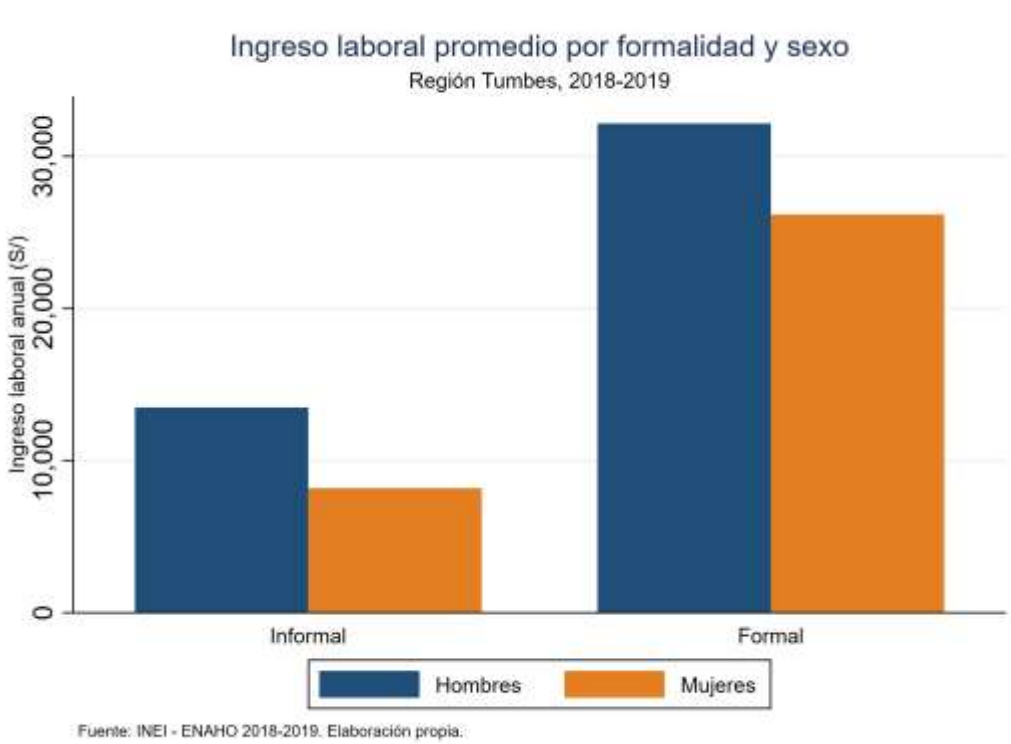


Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI).

En la Figura 5, el ingreso aumentó con el nivel educativo para ambos sexos. En términos mensuales, la brecha relativa fue de 41.3 % entre quienes tenían primaria o menos (S/ 1,040 frente a S/ 611), de 37.7 % con secundaria (S/ 1,276 frente a S/ 795) y de 20.9 % con educación superior (S/ 2,184 frente a S/ 1,728). La brecha absoluta se mantuvo alta, pero la relativa se redujo a la mitad entre los extremos educativos.

Figura 6

Ingreso laboral promedio por condición de formalidad y sexo, 2018–2019



Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI).

La Figura 6 muestra la prima salarial de la formalidad y su relación con la brecha. Entre los informales, las mujeres ganaron 39.4 % menos que los hombres (S/ 681 frente a S/ 1,124 mensuales); entre los formales, 18.6 % menos (S/ 2,181 frente a S/ 2,680). La brecha relativa en el empleo informal duplicó a la del formal.

Figura 7

Ingreso laboral promedio por rama de actividad económica y sexo, 2018–2019



Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI).

La Figura 7 evidencia la heterogeneidad sectorial. La brecha bruta fue mayor en agricultura, pesca y minería (las mujeres ganaron S/ 360 mensuales frente a S/ 1,046 de los hombres, 65.6 % menos), en comercio (49.4 % menos) y en manufactura (42.8 % menos). En construcción y transportes, el ingreso promedio femenino superó al masculino, pero estas cifras se basan en solo 4 y 15 mujeres, respectivamente, por lo que no son representativas.

4.2. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios y verificación de supuestos

La Tabla 10 presenta la ecuación (1) estimada por MCO con errores robustos. El modelo fue globalmente significativo ($F(23, 3963) = 166.46$; $p < 0.001$) y explicó el 40.1 % de la variabilidad del logaritmo del ingreso. El coeficiente de la variable mujer fue −0.591 ($p < 0.001$): con iguales años de educación, ocupación, estrato, formalidad y rama, una mujer percibió en promedio un ingreso 44.6 % menor que un hombre. La brecha condicional superó a la bruta (29.5 %) porque las mujeres se concentraron en ocupaciones clasificadas como calificadas y en servicios,

características que, en promedio, se asocian con mayores ingresos; al controlarlas, la penalización neta del género aumentó.

Tabla 10

Ecuación de ingresos estimada por MCO con errores robustos, Tumbes 2018–2019

Variable	Coeficiente	Error estándar robusto	p-valor	Efecto (%)
Mujer	−0.591	0.030	< 0.001	-44.6
Años de educación	0.021	0.004	< 0.001	2.1
Empleo formal	0.770	0.031	< 0.001	115.9
Ocupación (ref.: Fuerzas Armadas y Policiales)				
Directivos y gerentes	0.069	0.108	0.525	7.1
Profesionales, científicos e intelectuales	−0.076	0.059	0.194	-7.4
TÃ©cnicos y trabajadores asimilados	−0.383	0.075	< 0.001	-31.8
Jefes y empleados de oficina	−0.220	0.063	< 0.001	-19.7
Trab. calificados de servicios personales	−0.574	0.072	< 0.001	-43.7
Comerciantes y vendedores	−0.616	0.097	< 0.001	-46.0
Agricultores calificados	−0.913	0.090	< 0.001	-59.9
Obreros de manufactura y minas	−0.808	0.094	< 0.001	-55.4
Obreros de construcciÃ³n y choferes	−0.564	0.072	< 0.001	-43.1
Vendedores ambulantes	−0.906	0.119	< 0.001	-59.6
Trab. no calificados de servicios	−0.717	0.062	< 0.001	-51.2
Estrato (ref.: 50 000 a 99 999 habitantes)				
2 000 a 19 999 habitantes	0.010	0.028	0.725	1.0
500 a 1 999 habitantes	−0.245**	0.114	0.032	-21.7
Área rural (AER) compuesta	−0.129	0.043	0.003	-12.1
Área rural (AER) simple	−0.131**	0.055	0.017	-12.3
formal	0.770	0.031	< 0.001	115.9
Rama (ref.: agricultura, pesca y minería)				
Manufactura	0.058	0.073	0.429	6.0
ConstrucciÃ³n	0.191**	0.075	0.011	21.0
Comercio	0.006	0.082	0.944	0.6
Transportes y comunicaciones	−0.096	0.066	0.143	-9.2
Otros servicios	−0.016	0.059	0.786	-1.6
_cons	9.725	0.095	< 0.001	1673688.5
Constante	9.725	0.095	< 0.001	—
Observaciones / R^2 / F(23, 3963)	3,987	0.401	166.46	

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI). *** p < 0.01;** p < 0.05; * p < 0.10. Efecto (%) = 100 × (e^{β} − 1) para variables indicadoras y 100 × β para los años de educación. Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral.

La formalidad fue el determinante de mayor magnitud: un empleo formal se asoció con un ingreso 115.9 % mayor (β = 0.770; p < 0.001). Cada año adicional de educación elevó el ingreso en 2.1 % (β = 0.021; p < 0.001), un retorno moderado porque parte del efecto de la educación opera a través de la ocupación, incluida en el modelo. Frente a la categoría de referencia, los vendedores ambulantes (−59.6

%), los agricultores calificados (−59.9 %), los obreros de manufactura (−55.4 %) y los trabajadores no calificados de servicios (−51.2 %) registraron los menores ingresos. Los centros poblados de 500 a 1 999 habitantes percibieron 21.7 % menos y las áreas rurales entre 12.1 % y 12.3 % menos que la ciudad de referencia, y la construcción fue la única rama con una prima significativa frente al sector primario (21.0 %; p = 0.011).

La Tabla 11 resume la verificación de los supuestos del MCO.

Tabla 11

Pruebas de diagnóstico de los supuestos del modelo MCO

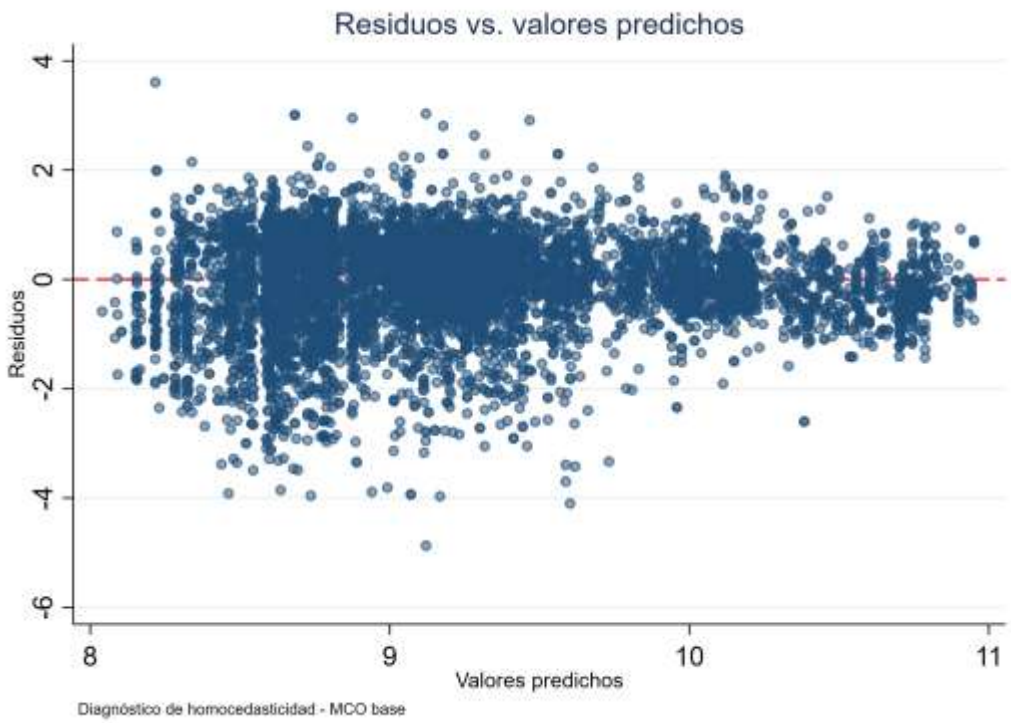
Supuesto	Prueba	Estadístico	p-valor	Decisión
Homocedasticidad	Breusch-Pagan / Cook-Weisberg	$\chi^2(1) = 240.19$	< 0.001	Se rechaza H0: heterocedasticidad
Homocedasticidad	White	$\chi^2(169) = 439.20$	< 0.001	Se rechaza H0: heterocedasticidad
Normalidad (simetría)	Cameron-Trivedi: asimetría	$\chi^2(23) = 122.52$	< 0.001	Residuos asimétricos
Normalidad (curtosis)	Cameron-Trivedi: curtosis	$\chi^2(1) = 50.54$	< 0.001	Colas más pesadas que la normal
Especificación	Linktest (_hatsq)	$t = -6.68$	< 0.001	Indicios de no linealidad
No multicolinealidad	VIF	Media = 5.80; mujer = 1.46	—	Sin colinealidad en la variable de interés

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI). Las pruebas se aplicaron sobre el modelo MCO sin errores robustos.

Las pruebas de Breusch-Pagan ($\chi^2 = 240.19$) y White ($\chi^2 = 439.20$) rechazaron la homocedasticidad, y la descomposición de Cameron y Trivedi rechazó la simetría ($\chi^2 = 122.52$) y la curtosis normal ($\chi^2 = 50.54$) de los residuos. El linktest señaló que la forma lineal no capturaba toda la relación. El VIF medio fue 5.80; los valores superiores a 10 se concentraron en las variables indicadoras de ocupación, efecto de una categoría de referencia pequeña (48 miembros de las Fuerzas Armadas y Policiales), mientras que la variable mujer registró un VIF de 1.46. Estas violaciones sesgan los errores estándar clásicos y, sobre todo, indican que la varianza del ingreso cambia con las covariables; es decir, que los efectos pueden diferir a lo largo de la distribución. Por ello se adoptó la regresión cuantílica con errores robustos, que no requiere homocedasticidad ni normalidad.

Figura 8

Residuos frente a valores ajustados del modelo MCO

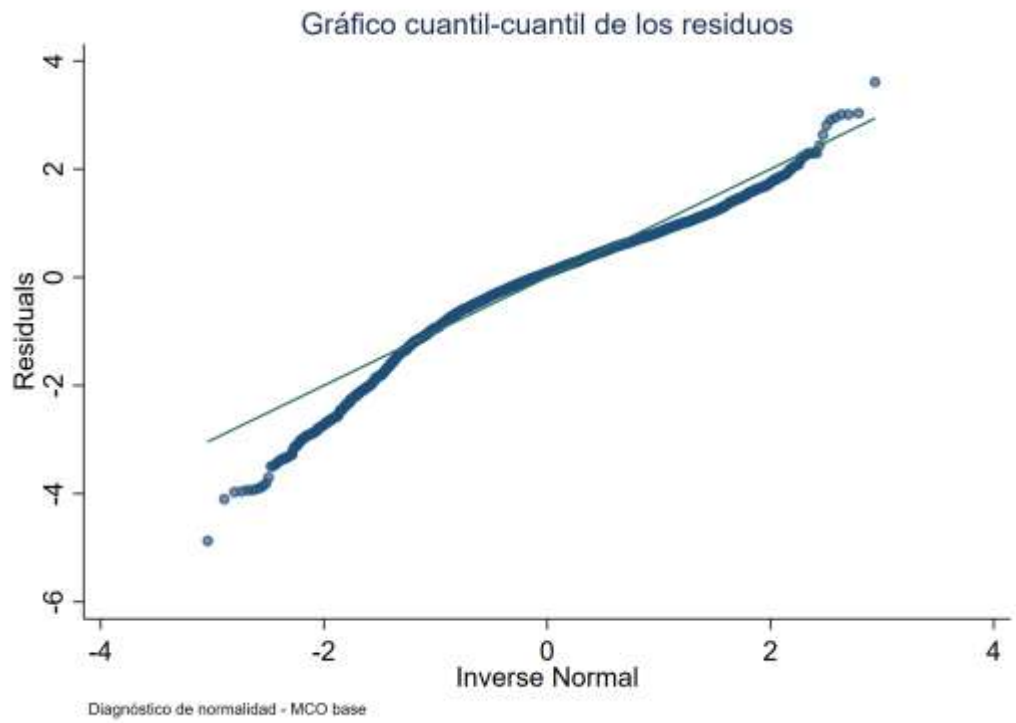


Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI).

La Figura 8 muestra una dispersión de los residuos que cambia con los valores ajustados, con mayor variabilidad y residuos negativos extremos en la zona baja, patrón compatible con la heterocedasticidad detectada.

Figura 9

Gráfico cuantil-cuantil de los residuos del modelo MCO

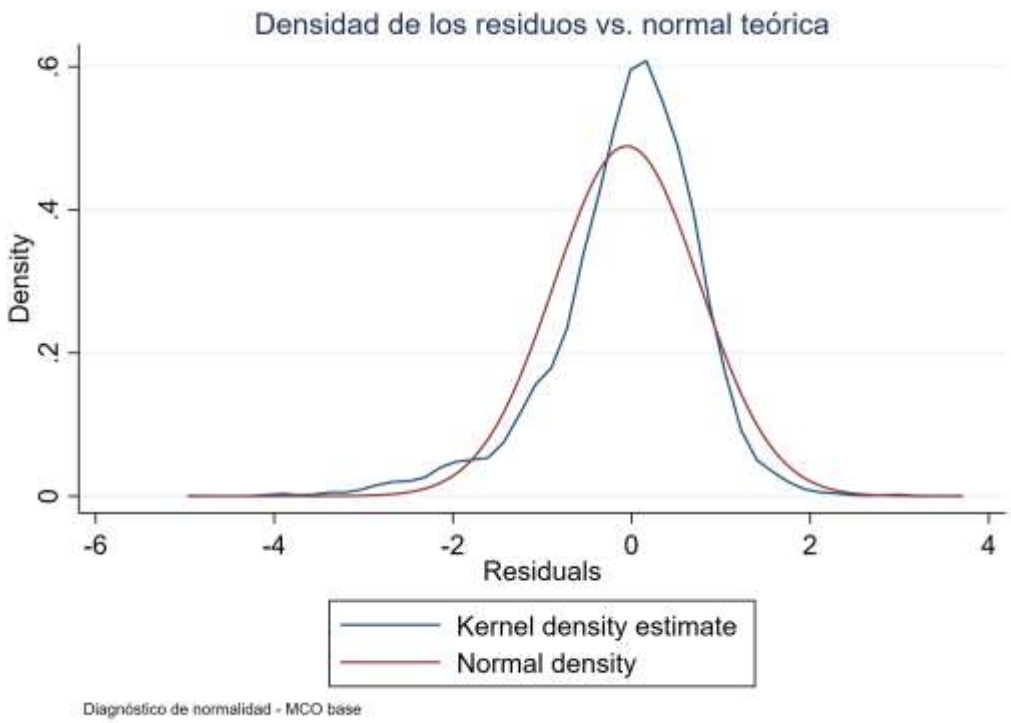


Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI).

En la Figura 9, los residuos se apartaron de la recta de normalidad en ambas colas, en especial en la inferior, lo que corrobora la asimetría y la curtosis reportadas en la Tabla 11.

Figura 10

Densidad de los residuos del modelo MCO frente a la distribución normal



Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI).

La Figura 10 confirma una distribución de residuos más apuntada y con colas más pesadas que la normal teórica.

4.3. Regresión cuantílica del efecto del género

La Tabla 12 reporta el coeficiente de la variable mujer en los siete cuantiles de la ecuación (2), estimada por separado para 2018 y 2019. Los catorce coeficientes fueron negativos y significativos al 1 %: la penalización salarial femenina existió en toda la distribución del ingreso y en ambos años. Las estimaciones completas se presentan en los Anexos 3 y 4.

Tabla 12

Coeficiente de la variable mujer por cuantil del ingreso, Tumbes 2018 y 2019

Cuantil	2018				2019			
	Coef.	E.E.	Efecto (%)	Pseudo R^2	Coef.	E.E.	Efecto (%)	Pseudo R^2
P5	−0.711	(0.135)	-50.9	0.344	−0.473	(0.112)	-37.7	0.350
P10	−0.761	(0.149)	-53.3	0.386	−0.571	(0.076)	-43.5	0.377
P25	−0.663	(0.081)	-48.5	0.398	−0.644	(0.045)	-47.5	0.389
P50	−0.543	(0.064)	-41.9	0.407	−0.478	(0.042)	-38.0	0.398
P75	−0.502	(0.063)	-39.5	0.399	−0.415	(0.045)	-34.0	0.388
P90	−0.549	(0.066)	-42.2	0.377	−0.309	(0.052)	-26.6	0.366
P95	−0.576	(0.094)	-43.8	0.359	−0.321	(0.066)	-27.4	0.307
MCO 2018–2019	−0.591	(0.030)	-44.6	0.401				

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018 (n = 1,365) y 2019 (n = 2,622), INEI. Regresión cuantílica con errores estándar robustos (qreg2) y controles por años de educación, ocupación, estrato, formalidad y rama. E.E. = error estándar. Efecto (%) = 100 × (e^{β} − 1). $p < 0.01$.

En **2018**, la brecha condicional alcanzó su máximo en el percentil 10 (β = −0.761; ingreso 53.3 % menor), disminuyó hasta el percentil 75 (β = −0.502; 39.5 % menor) y repuntó levemente en los percentiles 90 y 95 (−0.549 y −0.576). La forma de U abierta sugiere una penalización intensa en la base y un leve repunte en la cima; sin embargo, como se muestra en la Tabla 14, las diferencias entre cuantiles no fueron estadísticamente significativas en ese año.

En **2019**, la brecha fue mayor en la parte baja y media-baja de la distribución, con su máximo en el percentil 25 (β = −0.644; 47.5 % menor), y se redujo de forma sostenida hasta el percentil 90 (β = −0.309; 26.6 % menor). La penalización en el percentil 25 fue 2.1 veces la del percentil 90 en log-puntos. En el percentil 5 el coeficiente (−0.473) fue menor que en los percentiles 10 y 25, aunque su error estándar (0.112) fue el más alto de la serie. El patrón de 2019 corresponde a un suelo pegajoso y no a un techo de cristal.

En ambos años la brecha condicional en los cuantiles inferiores (P10–P25) superó a la de los superiores (P75–P90), y en ambos la atenuación hacia 2019 fue más intensa en la cola alta (P90: de −0.549 a −0.309) que en la baja (P25: de −0.663 a −0.644). El MCO habría reportado un único coeficiente de −0.591 y ocultado este gradiente. El pseudo R^2 osciló entre 0.307 y 0.407, valores habituales en ecuaciones de ingresos con datos de corte transversal.

La Tabla 13 muestra que los retornos de la educación y de la formalidad también variaron a lo largo de la distribución.

Tabla 13

Coeficientes de educación y formalidad por cuantil, Tumbes 2018 y 2019

Cuantil	Años de educación		Empleo formal	
	2018	2019	2018	2019
P5	0.003	0.038*	1.425	1.280
P10	0.006	0.029**	1.209	1.265
P25	0.014	0.020	0.912	0.925
P50	0.026	0.020	0.676	0.646
P75	0.025	0.019	0.609	0.590
P90	0.027	0.018	0.624	0.536
P95	0.031**	0.027	0.555	0.426

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI). Regresión cuantílica con errores robustos. *** p < 0.01;** p < 0.05; * p < 0.10.

La prima de la formalidad fue decreciente a lo largo de la distribución: en 2019 pasó de 1.265 log-puntos en el percentil 10 a 0.536 en el percentil 90, y en 2018, de 1.209 a 0.624. La formalidad elevó con mayor fuerza los ingresos de los trabajadores más pobres. El retorno de la educación fue positivo y significativo desde la mediana hacia arriba en ambos años (entre 0.018 y 0.031), pero no fue significativo en los cuantiles bajos de 2018, lo que indica que en la base de la distribución los años de estudio se tradujeron poco en ingresos.

Tabla 14

Pruebas de igualdad del coeficiente de la variable mujer entre cuantiles

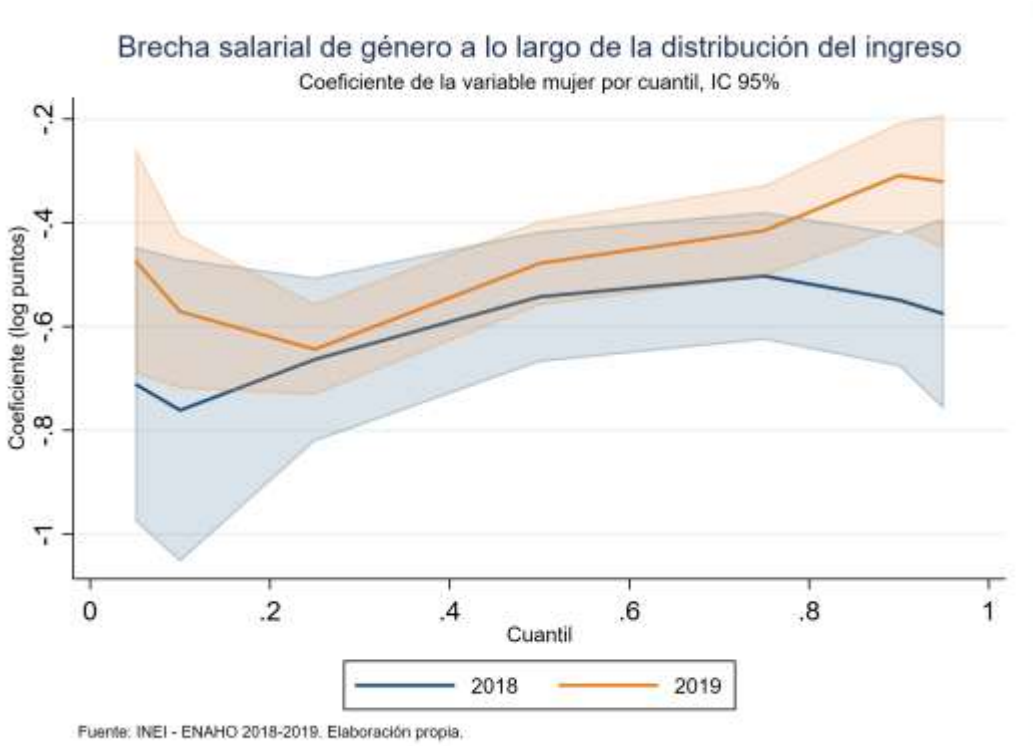
Hipótesis nula	2018: F (p-valor)	2019: F (p-valor)
β(P10) = β(P90)	F(1, 1341) = 2.16 (0.142)	F(1, 2598) = 6.02 (0.014)
β(P10) = β(P50)	F(1, 1341) = 2.56 (0.110)	F(1, 2598) = 1.21 (0.272)
β(P10) = β(P25) = β(P50) = β(P75) = β(P90)	F(4, 1341) = 1.14 (0.335)	F(4, 2598) = 3.68 (0.005)

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI). Regresión cuantílica simultánea (sqreg) con 50 réplicas bootstrap.

Las pruebas de la Tabla 14 establecen la significancia estadística de la heterogeneidad. En 2019 se rechazó que la brecha fuera igual en los percentiles 10 y 90 (p = 0.014) y que fuera igual en los cinco cuantiles evaluados (p = 0.005). En 2018 no se rechazaron estas hipótesis (p = 0.142 y p = 0.335): los coeficientes puntuales siguieron el mismo orden, pero la menor muestra (1,365 observaciones) y la leve forma de U impidieron distinguir estadísticamente las diferencias. La igualdad entre P10 y la mediana no se rechazó en ningún año, por lo que la heterogeneidad significativa se ubica entre la mitad inferior y la cola alta.

Figura 11

Coeficiente de la variable mujer a lo largo de la distribución del ingreso, 2018 y 2019



Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI). Las bandas corresponden a intervalos de confianza al 95 %.

La Figura 11 resume el hallazgo central. Ambas trayectorias se ubicaron en el dominio negativo y sus bandas de confianza al 95 % no cruzaron el cero en ningún cuantil. La curva de 2019 ascendió de forma clara desde los cuantiles bajos hacia los altos; la de 2018 se situó por debajo en casi toda la distribución, con bandas más amplias por su menor tamaño muestral.

4.4. Heterogeneidad de la brecha: modelos de interacción

La Tabla 15 presenta los términos de interacción de la ecuación (3) estimados por MCO con errores robustos para 2018–2019, con efecto fijo de año, y la brecha implícita en cada grupo.

Tabla 15

Brecha de género según educación, ocupación, estrato, formalidad y rama (MCO 2018–2019)

Hip.	Interacción	Coef.	p-valor	Brecha en el grupo base	Brecha en el grupo comparado
H2	Mujer × años de educación	0.036	< 0.001	0 años: −0.971 (−62.1 %)	11 años: −0.579 (−44.0 %); 16 años: −0.401 (−33.0 %)
H3	Mujer × ocupación calificada	0.386	< 0.001	No calificada: −0.737 (−52.1 %)	Calificada: −0.351 (−29.6 %)
H4	Mujer × estrato bajo	−0.226	< 0.001	Estrato alto/medio: −0.545 (−42.0 %)	Estrato bajo: −0.771 (−53.8 %)
H5	Mujer × formal	0.377	< 0.001	Informal: −0.709 (−50.8 %)	Formal: −0.331 (−28.2 %)
H6	Mujer × manufactura	0.396	0.001	Primario: −1.119 (−67.3 %)	Manufactura: −0.723 (−51.5 %)
H6	Mujer × construcción	0.883*	0.096		Construcción: −0.235 (−21.0 %)
H6	Mujer × comercio	0.388	< 0.001		Comercio: −0.730 (−51.8 %)
H6	Mujer × transportes y com.	0.784	< 0.001		Transportes: −0.335 (−28.5 %)
H6	Mujer × otros servicios	0.763	< 0.001		Otros servicios: −0.356 (−30.0 %)

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018–2019 (INEI). n = 3,987. Brecha = α_1 (grupo base) o $\alpha_1 + \alpha_3$ (grupo comparado), en log-puntos; entre paréntesis, $100 \times (e^{\beta} - 1)$. Controles: educación, ocupación, estrato, formalidad, rama y año, según corresponda. $p < 0.01$; * $p < 0.10$.

Educación. La interacción fue positiva (0.036; $p < 0.001$): cada año de estudios redujo la brecha en 0.036 log-puntos. En este modelo, el retorno de la educación fue de 0.4 % por año para los hombres (no significativo, $p = 0.375$) y de 4.0 % para las mujeres; la brecha pasó de −0.971 sin educación a −0.401 con educación universitaria completa, sin cerrarse. Las mujeres obtuvieron retornos educativos mayores, no menores, que los hombres.

Ocupación y formalidad. La brecha en ocupaciones no calificadas (−52.1 %) fue 1.8 veces la de las calificadas (−29.6 %), y la del empleo informal (−50.8 %), 1.8 veces la del formal (−28.2 %). Ambas interacciones fueron positivas y significativas.

Estrato. La interacción mujer × estrato bajo fue negativa (−0.226; $p < 0.001$): en los centros poblados pequeños y las áreas rurales la penalización femenina alcanzó 53.8 %, frente a 42.0 % en los estratos urbanos mayores.

Rama. La mayor brecha se registró en el sector primario (−67.3 %), seguida de comercio (−51.8 %) y manufactura (−51.5 %); fue menor en otros servicios (−30.0 %) y transportes (−28.5 %). La estimación para construcción y transportes se basa en muy pocas mujeres (4 y 15), por lo que debe leerse con cautela.

La Tabla 16 replica las interacciones en la mediana de la distribución para cada año, con el fin de verificar que los resultados no dependen de la media ni de un año en particular.

Tabla 16

Interacciones en la regresión de la mediana (P50) por año

Hipótesis	Término	2018: coef. (p)	2019: coef. (p)
H2	Mujer (base)	−1.167 (< 0.001)	−1.017 (< 0.001)
H2	Mujer × años de educación	0.060 (< 0.001)	0.049 (< 0.001)
H3	Mujer (no calificada)	−0.786 (< 0.001)	−0.760 (< 0.001)
H3	Mujer × ocupación calificada	0.517 (< 0.001)	0.552 (< 0.001)
H4	Mujer (estrato alto/medio)	−0.487 (< 0.001)	−0.435 (< 0.001)
H4	Mujer × estrato bajo	−0.426 (0.010)	−0.321 (0.003)
H5	Mujer (informal)	−0.817 (< 0.001)	−0.653 (< 0.001)
H5	Mujer × formal	0.513 (< 0.001)	0.393 (< 0.001)
H6	Mujer (sector primario)	−1.960 (< 0.001)	−1.155 (< 0.001)
H6	Mujer × manufactura	1.196 (0.001)	0.589 (< 0.001)
H6	Mujer × construcción	0.928 (0.029)	1.996 (< 0.001)
H6	Mujer × comercio	1.344 (< 0.001)	0.416 (< 0.001)
H6	Mujer × transportes y comunicaciones	1.888 (< 0.001)	0.921 (< 0.001)
H6	Mujer × otros servicios	1.714 (< 0.001)	0.933 (< 0.001)

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO 2018 (n = 1,365) y 2019 (n = 2,622), INEI. Regresión en la mediana con errores robustos (qreg2) y los mismos controles de la Tabla 15, sin efecto de año.

En la mediana, todas las interacciones conservaron el signo y la significancia del MCO en ambos años. En 2019, la brecha mediana en el sector primario (−1.155) fue 1.6 veces la de comercio (−0.738) y más de cinco veces la de otros servicios (−0.221). En 2018 la penalización del sector primario fue aún mayor (−1.960), estimada con menor precisión. La consistencia entre métodos y años respalda la robustez de los resultados.

4.5. Contrastación de hipótesis

Hipótesis general. El coeficiente de la variable mujer fue negativo y significativo al 1 % en los siete cuantiles de ambos años (entre −0.309 y −0.761) y en el MCO (−0.591). La brecha fue mayor en los cuantiles inferiores que en los superiores en ambos años, y esta diferencia fue estadísticamente significativa en 2019 (prueba conjunta: F = 3.68; p = 0.005), pero no en 2018 (F = 1.14; p = 0.335). **Se acepta parcialmente la hipótesis general:** la incidencia significativa del género se confirmó plenamente, mientras que la mayor brecha en los cuantiles inferiores se confirmó con significancia estadística solo para 2019.

H1. Los efectos más negativos se ubicaron en los niveles bajos de ingreso (2018: P10 = −0.761 frente a P75 = −0.502; 2019: P25 = −0.644 frente a P90 = −0.309), con diferencia significativa entre P10 y P90 en 2019 (p = 0.014). **Se acepta parcialmente H1**, con la misma salvedad para 2018.

H2. La brecha varió significativamente con la educación, pero en sentido opuesto al planteado: la interacción fue positiva (MCO: 0.036; mediana: 0.060 en 2018 y 0.049 en 2019), es decir, los retornos educativos fueron mayores para las mujeres y la brecha se redujo con más años de estudio. **Se rechaza H2.**

H3. La brecha fue mayor en ocupaciones de baja calificación (−52.1 % frente a −29.6 %; interacción = 0.386; p < 0.001), resultado confirmado en la mediana de ambos años. **Se acepta H3.**

H4. La brecha fue más pronunciada en el estrato bajo (−53.8 % frente a −42.0 %; interacción = −0.226; p < 0.001), con resultados consistentes en la mediana de 2018 (p = 0.010) y 2019 (p = 0.003). **Se acepta H4**, considerando que el estrato se midió con la clasificación geográfica de la ENAHO.

H5. La informalidad amplió la penalización femenina (−50.8 % frente a −28.2 % en el empleo formal; interacción = 0.377; p < 0.001), resultado confirmado en la mediana de ambos años. **Se acepta H5.** La mayor disparidad en los tramos inferiores es coherente con la concentración de la informalidad en la base de la distribución y con la prima formal decreciente de la Tabla 13, aunque no se estimó la interacción en cada cuantil.

H6. El efecto de ser mujer varió significativamente entre ramas; sin embargo, la mayor brecha se ubicó en el sector primario (−67.3 %), no en comercio (−51.8 %) ni en servicios (−30.0 %). Comercio sí registró una de las brechas más altas. **Se acepta parcialmente H6.**

Tabla 17

Resumen de la contrastación de hipótesis

Hipótesis	Evidencia principal	Decisión
General	Mujer < 0 en todos los cuantiles; heterogeneidad significativa en 2019 (p = 0.005), no en 2018	Se acepta parcialmente
H1	Brecha mayor en P10–P25 que en P75–P90; P10 ≠ P90 en 2019 (p = 0.014)	Se acepta parcialmente
H2	Mujer × educación = +0.036: mayor retorno femenino; la brecha se reduce	Se rechaza
H3	Mujer × calificada = +0.386: brecha mayor en ocupaciones no calificadas	Se acepta
H4	Mujer × estrato bajo = −0.226: brecha mayor en estratos rurales	Se acepta
H5	Mujer × formal = +0.377: brecha mayor en el empleo informal	Se acepta
H6	Brecha diferenciada por rama; máxima en el sector primario	Se acepta parcialmente

Nota. Elaboración propia.

4.6. Discusión

La investigación encontró que ser mujer se asoció con un ingreso laboral 44.6 % menor en promedio, controlando por educación, ocupación, estrato, formalidad y rama, y que la penalización fue mayor en la parte baja de la distribución. La magnitud se ubicó entre la brecha estimada por Ávila Cazorla (2018) para los asalariados (28 %) y para los independientes (53.1 %) del Perú, coherente con un mercado como el tumbesino, donde tres de cada cuatro ocupados de la muestra fueron informales. Fue superior al rango de 26.7 % a 37.9 % reportado por Barra Quispe y Calatayud Mendoza (2018) para los dependientes, lo que se explica porque ese estudio excluyó a los independientes, segmento con mayores brechas.

Tres condiciones del estudio influyeron en esta magnitud. Primero, la variable dependiente fue el ingreso laboral total y no el ingreso por hora; como las mujeres trabajaron 8.4 horas semanales menos, una parte de la brecha refleja diferencias de jornada, asociadas a su vez a la carga de cuidado. Segundo, al controlar por ocupación, la brecha condicional (44.6 %) superó a la bruta (29.5 %), porque las mujeres se concentraron en ocupaciones que, en promedio, pagan más: su desventaja se manifestó dentro de cada ocupación. Tercero, la estimación no corrigió el sesgo de selección de la participación laboral femenina documentado por Hernández Miranda (2011), Rodríguez y Muñoz (2015) y Tobón y Rodríguez (2015).

Suelo pegajoso (hipótesis general y H1). La trayectoria del coeficiente en 2019, de −0.644 en el percentil 25 a −0.309 en el 90, y la brecha bruta de 63.9 % en el

percentil 10 frente a 20.3 % en el 90 describen un suelo pegajoso en el sentido de Booth et al. (2003). El resultado coincide con Cárdenas Condor y De la Cruz Ccanto (2021), quienes hallaron en Huancavelica una penalización mayor en el cuartil inferior (−21.3 %) que en el superior (−12.8 %), y con lo que Arulampalam et al. (2007) anticipan para mercados con empleo precario. En cambio, discrepa de Araújo Freitas (2015) para Brasil y de Mejía Lleras (2018) para Colombia, que encontraron brechas crecientes hacia la cima (techo de cristal). Una explicación plausible es la estructura productiva: en Tumbes la cola baja concentra el empleo informal y de subsistencia, donde no existen escalas salariales que limiten la penalización, y la prima de la formalidad fue precisamente mayor en los cuantiles bajos (Tabla 13). El leve repunte en los percentiles 90 y 95 en 2018 sugiere que un techo de cristal incipiente no puede descartarse, aunque no fue estadísticamente significativo.

Educación (H2). La hipótesis anticipaba menores retornos educativos para las mujeres; se obtuvo lo contrario. El resultado coincide con Albuja y Enríquez (2018), quienes estimaron en Ecuador un retorno de 9.6 % por año para las mujeres frente a 8.9 % para los hombres, y con la evidencia regional de Ñopo (2012) de que la educación femenina no ha bastado para cerrar la brecha. En Tumbes la educación funcionó como atenuante: con educación universitaria completa la brecha se redujo a 33.0 %, pero no desapareció. La Figura 5 lo confirma de forma descriptiva, con una brecha relativa de 41.3 % entre quienes tenían primaria o menos y de 20.9 % entre quienes tenían educación superior. El bajo retorno masculino estimado en el modelo de interacción se explica porque la ocupación absorbe gran parte del efecto de la educación.

Ocupación e informalidad (H3 y H5). La brecha fue 1.8 veces mayor en las ocupaciones no calificadas y en el empleo informal. Este resultado es coherente con la teoría de la segmentación (Doeringer y Piore, 1971): en el segmento secundario no existen contratos ni escalas que limiten la discriminación. Rodríguez-Pérez et al. (2017) hallaron para México brechas mayores en el sector informal, y Arce Heredia y Yampasi Aucchahuallpa (2023) estimaron una brecha de 18 % en un empleador público formal, cifra cercana a la brecha bruta de 18.6 % entre los formales de Tumbes. La prima de la formalidad fue, además, más alta en los

cuantiles bajos, lo que convierte a la formalización en el instrumento con mayor potencial para elevar el ingreso de las trabajadoras de menores recursos.

Estrato (H4). La mayor brecha en centros poblados pequeños y áreas rurales (−53.8 %) es coherente con la segmentación territorial del empleo descrita por Albán Ríos y Nizama Yamunaque (2021) y con la menor competitividad de Tumbes en capital humano reportada por el IPE (2022). Debe considerarse que la ENAHO no mide un estrato socioeconómico propiamente dicho, sino el tamaño del centro poblado; la medida es, por tanto, una aproximación al entorno socioeconómico.

Rama de actividad (H6). La hipótesis esperaba mayores brechas en comercio y servicios; la mayor se registró en el sector primario (−67.3 %), donde la inserción femenina es minoritaria (7.8 % de las mujeres ocupadas) y, previsiblemente, se concentra en tareas complementarias de baja remuneración. Comercio (−51.8 %) sí presentó una brecha alta. Este patrón matiza lo reportado por Calsín Ramos (2018) sobre la heterogeneidad sectorial de los salarios en el Perú y refleja la base agropecuaria y pesquera de la economía regional. Las estimaciones para construcción y transportes descansan en muy pocas mujeres y no deben generalizarse.

Limitaciones. Primero, el diseño transversal solo permite interpretar asociaciones condicionales, no efectos causales. Segundo, no se usaron los factores de expansión ni el diseño muestral complejo de la ENAHO, por lo que los resultados describen la muestra. Tercero, la variable dependiente no ajustó por horas trabajadas y no se incluyó la experiencia potencial. Cuarto, no se corrigió el sesgo de selección de la participación femenina ni se descompuso la brecha en componentes explicado y no explicado, de modo que el coeficiente de género no equivale a discriminación pura. Quinto, algunas categorías tuvieron pocas observaciones (Fuerzas Armadas como referencia ocupacional; mujeres en construcción y transportes), y la muestra de 2018 fue menor que la de 2019, lo que redujo la potencia de las pruebas en ese año.

V. CONCLUSIONES

1. Respecto del objetivo general, se concluyó que el género, la educación, la ocupación, el estrato, la formalidad y la rama de actividad determinaron significativamente los ingresos laborales en Tumbes durante 2018–2019, con efectos que variaron a lo largo de la distribución del ingreso. El MCO explicó el 40.1 % de la variabilidad del logaritmo del ingreso, y el diagnóstico rechazó la homocedasticidad y la normalidad de los residuos, lo que validó el uso de la regresión cuantílica. La formalidad fue el factor de mayor magnitud (ingreso 115.9 % mayor), cuya prima se redujo desde los cuantiles bajos hacia los altos.
2. Respecto del primer objetivo específico, ser mujer redujo el ingreso laboral en 44.6 % en promedio ($\beta = -0.591$; $p < 0.001$), con coeficientes negativos y significativos en los siete cuantiles de ambos años. La penalización fue mayor en la parte baja de la distribución —en 2019, 47.5 % en el percentil 25 frente a 26.6 % en el percentil 90, diferencia significativa ($p = 0.005$)—, lo que configuró un patrón de suelo pegajoso. En 2018 el gradiente fue similar, pero no alcanzó significancia estadística.
3. Respecto del segundo objetivo específico, cada año de educación elevó el ingreso en 2.1 % y redujo la brecha de género en 0.036 log-puntos, porque el retorno educativo fue mayor para las mujeres. La brecha pasó de −0.971 log-puntos sin educación a −0.401 con educación universitaria completa, sin cerrarse: la educación atenuó la brecha, pero no fue suficiente para eliminarla.
4. Respecto del tercer objetivo específico, la ocupación determinó significativamente el ingreso: los vendedores ambulantes, los agricultores y los obreros registraron los menores ingresos. La brecha de género fue de 52.1 % en las ocupaciones no calificadas y de 29.6 % en las calificadas.
5. Respecto del cuarto objetivo específico, los ocupados de los centros poblados pequeños y áreas rurales percibieron entre 12 % y 22 % menos que los de la ciudad de referencia, y la brecha de género se amplió en los estratos bajos (53.8 % frente a 42.0 %), lo que indica que la desigualdad territorial agravó la penalización salarial femenina.
6. Respecto del quinto objetivo específico, la informalidad amplió la brecha de género de 28.2 % en el empleo formal a 50.8 % en el informal. Dado que el 75

% de los ocupados de la muestra fue informal y que la prima formal fue mayor en los cuantiles bajos, la informalidad constituyó el principal mecanismo de reproducción de la brecha entre las trabajadoras de menores ingresos.

7. Respecto del sexto objetivo específico, la brecha de género varió significativamente entre ramas: fue máxima en agricultura, pesca y minería (67.3 %), alta en comercio (51.8 %) y manufactura (51.5 %) y menor en otros servicios (30.0 %). El aporte del estudio fue documentar, por primera vez para Tumbes, que la brecha salarial de género no es un fenómeno homogéneo, sino que se concentra en las trabajadoras de menores ingresos, informales, no calificadas, rurales y del sector primario.

VI. RECOMENDACIONES

1. Al Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo (MTPE), en su condición de ente rector nacional, incorporar en el diseño y actualización de la Política Nacional de Empleo Decente lineamientos e instrumentos con enfoque de género explícitamente focalizados en la base de la distribución del ingreso (mitigación del suelo pegajoso) y no únicamente sobre metas salariales promedio; y al Gobierno Regional de Tumbes, a través de la Dirección Regional de Trabajo y Promoción del Empleo (DRTPE), adecuar, articular e implementar territorialmente dichas directrices mediante el Plan Regional de Empleo, los servicios del Centro de Empleo y el Consejo Regional de Trabajo y Promoción del Empleo (CRTPE), priorizando la inserción y protección de las trabajadoras de menores ingresos e informales.
2. A la Superintendencia Nacional de Fiscalización Laboral (SUNAFIL), a través de la Intendencia Regional de Tumbes y en coordinación con el Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo, priorizar los planes inspectivos sobre el cumplimiento de la Ley N.° 30709 (que prohíbe la discriminación remunerativa entre varones y mujeres) en las micro y pequeñas empresas de comercio, agroindustria y pesca de Tumbes, donde se registraron las mayores brechas, reforzando la difusión y asistencia técnica para la implementación de los cuadros de categorías y funciones.
3. Al Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo, en articulación con la Dirección Regional de Trabajo y Promoción del Empleo y la Dirección Regional de Educación de Tumbes, fortalecer los programas de capacitación laboral y certificación de competencias, orientando la oferta de los Centros de Educación Técnico-Productiva (CETPRO) e institutos tecnológicos hacia la inserción de las mujeres en ocupaciones calificadas, dado que el estudio demostró que la educación eleva más el retorno femenino pero resulta insuficiente para cerrar por sí sola la brecha salarial.
4. Al Ministerio de la Producción, a la SUNAT y al Gobierno Regional de Tumbes (Gerencia Regional de Desarrollo Económico), coordinar e intensificar las estrategias de formalización productiva dirigidas a unidades económicas con alta participación femenina en comercio y servicios, mediante incentivos tributarios, simplificación administrativa y aseguramiento social, considerando

que la brecha en el empleo informal fue 1.8 veces la del formal y que la prima de formalidad beneficia con mayor intensidad a los trabajadores de menores ingresos.

5. Al Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social, en articulación con el Gobierno Regional de Tumbes y las municipalidades provinciales y distritales, ampliar la cobertura de los servicios de cuidado infantil temprano (como Cuna Más) en centros poblados pequeños y áreas rurales del departamento, a fin de reducir la asimetría en las responsabilidades domésticas y de cuidado que restringe la jornada laboral de las mujeres —quienes trabajaron 8.4 horas semanales menos que los hombres— y perpetúa la brecha de ingresos.
6. A la Dirección Regional de Agricultura y a la Dirección Regional de la Producción del Gobierno Regional de Tumbes, en coordinación con el MIDAGRI y el Ministerio de la Producción, transversalizar el enfoque de género en los programas de asistencia técnica, extensión rural y asociatividad pesquera artesanal y acuícola, garantizando la titularidad femenina en el acceso a insumos, crédito y mercados, dado que el sector primario registró la brecha de género más profunda de la región (67.3 %).
7. A los investigadores y a la Universidad Nacional de Tumbes, extender el análisis al periodo pospandemia (2020–2024) para evaluar si la COVID-19 modificó el patrón de suelo pegajoso; estimar la brecha a partir del ingreso por hora trabajada; incorporar factores de expansión y modelar el sesgo de selección de Heckman en la participación femenina; y aplicar descomposiciones cuantílicas (Machado y Mata, 2005; Fortin et al., 2011) para aislar la dotación de características de los retornos no explicados.

VII. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Aguirre Peña, L. J. (2022). *Determinantes socioeconómicos de la pobreza en la región Piura, 2014* [Tesis de pregrado, Universidad Nacional de Piura]. Repositorio Institucional UNP.

Albán Ríos, V. del Á., & Nizama Yamunaque, G. D. (2021). *Factores determinantes de la pobreza en el Perú: Usando un modelo de elección discreta, 2020* [Tesis de pregrado, Universidad Nacional de Frontera]. https://alicia.concytec.gob.pe/vufind/Record/UNFS_cbcd5a5a7f19cacc962598500a6b0257/Details

Albán Salgado, F. A. (2020). *Determinantes de la pobreza monetaria en el departamento de La Libertad, 2019* [Tesis de pregrado, Universidad Privada del Norte]. https://repositorio.upn.edu.pe/handle/11537/25796

Albrecht, J., Björklund, A., & Vroman, S. (2003). Is there a glass ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics, 21*(1), 145–177. https://doi.org/10.1086/344126

Albuja, W., & Enríquez, M. (2018). Análisis de la discriminación laboral hacia las mujeres en Ecuador 2007-2016. *Convergencia Revista de Ciencias Sociales*, (78). https://doi.org/10.29101/crcs.v0i78.9692

Araújo Freitas, A. (2015). La desigualdad salarial de género medida por regresión cuantílica: El impacto del capital humano, cultural y social. *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales, 60*(223). https://doi.org/10.1016/S0185-1918(15)72139-2

Arce Heredia, R. M., & Yampasi Aucchahuallpa, J. T. (2023). *Análisis de la brecha salarial y el nivel de participación femenina en puestos de decisión en la Municipalidad de Villa El Salvador* [Trabajo de titulación, Universidad Autónoma del Perú]. Repositorio Institucional Universidad Autónoma del Perú.

Arpi Mayta, R., & Arpi Quilca, L. (2018). Desigualdad del ingreso laboral y nivel educativo entre grupos étnicos en el Perú: 2006-2016. *Comuni@cción: Revista de Investigación en Comunicación y Desarrollo, 9*(1), 56–67.

Arrow, K. J. (1973). The theory of discrimination. En O. Ashenfelter & A. Rees (Eds.), *Discrimination in labor markets* (pp. 3–33). Princeton University Press.

Arulampalam, W., Booth, A. L., & Bryan, M. L. (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *ILR Review, 60*(2), 163–186. https://doi.org/10.1177/001979390706000201

Ávila Cazorla, M. Y. (2018). *Discriminación y brecha salarial por género en el Perú 2016* [Tesis de pregrado, Universidad Nacional del Altiplano]. https://repositorio.unap.edu.pe/handle/20.500.14082/7964

Barra Quispe, D. E., & Calatayud Mendoza, A. P. (2018). Brecha salarial por género de los trabajadores dependientes en el Perú, 2012-2016. *Semestre Económico, 7*(2), 40–54. https://doi.org/10.26867/se.2018.2.79

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*. Columbia University Press.

Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature, 55*(3), 789–865. https://doi.org/10.1257/jel.20160995

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

Booth, A. L., Francesconi, M., & Frank, J. (2003). A sticky floors model of promotion, pay, and gender. *European Economic Review, 47*(2), 295–322. https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00197-0

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica, 47*(5), 1287–1294. https://doi.org/10.2307/1911963

Calsín Ramos, Y. (2018). *Diferencias salariales entre trabajadores del sector público y privado en las regiones del Perú 2010-2016* [Tesis de maestría,

Universidad Nacional del Altiplano]. https://repositorio.unap.edu.pe/handle/20.500.14082/7956

Cárdenas Condor, Y., & De la Cruz Ccanto, J. (2021). *Discriminación salarial por género en el departamento de Huancavelica, 2019* [Tesis de pregrado, Universidad Nacional de Huancavelica]. https://repositorio.unh.edu.pe/items/dfb3645e-bc05-4f6d-bafd-69f52a2d1e7e

Castillo Robayo, C. D., Da Silva Bichara, J., & Pérez-Trujillo, M. (2017). Retornos salariales para Colombia: Un análisis cuantílico. *Apuntes del CENES, 36*(63), 211–246. https://doi.org/10.19053/01203053.v36.n63.2017.5830

Chávez García, K. C. (2022). *Incidencia del crecimiento económico en los niveles de pobreza en el Perú: Periodo 2010-2019* [Tesis de pregrado, Universidad Nacional de Tumbes]. Repositorio Institucional UNTUMBES.

Congreso de la República. (2017, 27 de diciembre). Ley N.° 30709, Ley que prohíbe la discriminación remunerativa entre varones y mujeres. *Diario Oficial El Peruano*.

Dianne Mariel, R. B. (2024). *Influencia de los determinantes en el empleo informal del departamento de Tumbes, año 2019* [Tesis de pregrado, Universidad Nacional de Tumbes]. https://repositorio.untumbes.edu.pe/handle/20.500.12874/65077

Doeringer, P. B., & Piore, M. J. (1971). *Internal labor markets and manpower analysis*. Heath Lexington Books.

Ferrada, L. M., & Zarzosa, P. (2010). *Participación laboral de las mujeres en las regiones de Chile*. SciELO Chile. https://scielo.conicyt.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0718-23762010000200006

Halvorsen, R., & Palmquist, R. (1980). The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review, 70*(3), 474–475.

Hernández Miranda, E. (2011). *Determinantes de la participación femenina en el mercado laboral: Caso Cartagena* [Tesis de pregrado, Universidad de Cartagena]. http://190.242.62.234:8080/jspui/handle/11227/422

Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, P. (2014). *Metodología de la investigación* (6.ª ed.). McGraw-Hill.

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2019). *Producción y empleo informal en el Perú: Cuenta satélite de la economía informal 2007-2018*. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1701/libro.pdf

Instituto Peruano de Economía. (2022). *Índice de Competitividad Regional – INCORE 2022*.

Koenker, R. (2005). *Quantile regression*. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511754098

Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica, 46*(1), 33–50. https://doi.org/10.2307/1913643

Luján Reyes, I. (2023). Análisis de los determinantes de la pobreza monetaria en Argentina en el periodo 2003-2019. *Revista de Ciencias Sociales*, 705–728.

Machado, J. A. F., & Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics, 20*(4), 445–465. https://doi.org/10.1002/jae.788

Machado, J. A. F., Parente, P. M. D. C., & Santos Silva, J. M. C. (2011). *QREG2: Stata module to perform quantile regression with robust and clustered standard errors* [Software]. Statistical Software Components S457369, Boston College Department of Economics.

Mejía Lleras, D. (2018). *Comparación de metodologías de medición de discriminación salarial por género en el mercado laboral colombiano* [Tesis de maestría, Universidad Nacional de Colombia]. Repositorio Institucional UNAL.

Menduiña, J. (2022). *Evolución de la pobreza monetaria en Colombia: Un análisis de descomposiciones* [Tesis de maestría, Universidad Nacional de La Plata]. http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/139888

Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research; Columbia University Press.

Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo. (2020). *Tumbes: Diagnóstico socioeconómico laboral*. Observatorio Socio Económico Laboral (OSEL) Tumbes. https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/2506245/Tumbes%20-%20Diagn%C3%B3stico%20Socioecon%C3%B3mico%20Laboral%20-2021.pdf

Ñopo, H. (2012). *New century, old disparities: Gender and ethnic earnings gaps in Latin America and the Caribbean*. Inter-American Development Bank; World Bank. https://doi.org/10.1596/978-0-8213-8686-6

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

OSEL Tumbes. (2021). *Boletín socio económico laboral de Tumbes*. Red de Observatorios Socio Económico Laborales, Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo.

Parente, P. M. D. C., & Santos Silva, J. M. C. (2016). Quantile regression with clustered data. *Journal of Econometric Methods, 5*(1), 1–15. https://doi.org/10.1515/jem-2014-0011

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

Rodríguez, M., & Muñoz, J. (2015). Participación laboral de las mujeres rurales chilenas: Tendencias, perfiles y factores predictores. *Cuadernos de Desarrollo Rural*. https://revistas.javeriana.edu.co/index.php/desarrolloRural/article/view/10370

Rodríguez-Pérez, R. E., Ramos Lobo, R., & Castro-Lugo, D. (2017). Brecha salarial por género en los mercados de trabajo público y privado en México. *Panorama Económico*. https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6839612

Taliercio O'Brien, R. (2020, 19 de octubre). Para erradicar la pobreza hay que cerrar las brechas de género. *Blogs del Banco Mundial*.

https://blogs.worldbank.org/es/latinamerica/para-erradicar-la-pobreza-hay-que-cerrar-las-brechas-de-genero

Tobón Herrera, C., & Rodríguez Vargas, F. L. (2015). *Factores que determinan la probabilidad de participación laboral en el área metropolitana de Medellín* [Tesis de pregrado, Universidad EAFIT]. https://repository.eafit.edu.co/handle/10784/8086

Vásquez Yovera, C. L. (2024). *Determinantes socioeconómicos de la informalidad laboral en el departamento de Tumbes, 2021* [Tesis de pregrado, Universidad Nacional de Tumbes]. https://repositorio.untumbes.edu.pe/handle/20.500.12874/65274

White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica, 48*(4), 817–838. https://doi.org/10.2307/1912934

ANEXOS

Los anexos contienen la información de soporte que, sin ser esencial para la comprensión de la investigación, permite verificar y replicar sus resultados.

ANEXO 1: Matriz de consistencia

Título: Brechas salariales de género en el mercado laboral del departamento de Tumbes: Un análisis cuantílico pre pandemia (2018–2019)

Problemas	Objetivos	Hipótesis	Variables	Población y muestra	Metodología
General: ¿Cuáles son los factores que determinan los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019? **Específicos:** ¿Cuál es el efecto (1) del género, (2) del nivel educativo, (3) de la ocupación, (4) del estrato, (5) de la formalidad y (6) de la rama de actividad en los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica, en Tumbes, 2018–2019?	**General:** Analizar los factores que determinan los ingresos mensuales, considerando la heterogeneidad económica en el mercado laboral de la región Tumbes durante el periodo 2018–2019, mediante un modelo de regresión cuantílica. **Específicos:** Determinar el efecto (1) del género, (2) del nivel educativo, (3) de la ocupación, (4) del estrato, (5) de la formalidad y (6) de la rama de actividad en los ingresos mensuales, Tumbes, 2018–2019.	**General:** Ser mujer incide significativamente en los ingresos mensuales, con brechas que varían a lo largo del ingreso y son más pronunciadas en los cuartiles inferiores. **Específicas:** H1: efectos más negativos en niveles bajos de ingreso. H2: menores retornos educativos femeninos. H3: brechas mayores en ocupaciones de baja calificación. H4: brecha mayor en estratos bajos. H5: la informalidad incrementa la penalización. H6: brecha mayor en comercio y servicios.	**Dependiente:** Y = ln del ingreso laboral. **Independientes:** X1 = mujer; X2 = años de educación; X3 = ocupación; X4 = estrato; X5 = formalidad; X6 = rama de actividad económica.	**Población:** ocupados de 14 a 65 años residentes en Tumbes, ENAHO 2018–2019. **Muestra:** 3,987 ocupados con ingreso positivo y datos completos (1,365 en 2018 y 2,622 en 2019; 2,192 hombres y 1,795 mujeres).	**Tipo:** aplicada, cuantitativa, explicativa. **Diseño:** no experimental, transversal. **Técnica:** análisis de datos secundarios (ENAHO, módulos 3 y 5). **Modelos:** MCO, regresión cuantílica (P5–P95) e interacciones; Stata 17.

ANEXO 2: Matriz de operacionalización de variables

Variable	Definición conceptual	Definición operacional	Tipo	Indicador (ENAHO)	Codificación
Y: Ingreso laboral	Retribución monetaria y en especie que la persona obtiene por su trabajo (INEI).	Suma anual de ingresos de la ocupación principal y secundaria; se usa su logaritmo.	Cuantitativa continua	i524a1, d529t, i530a, d536, i538a1, d540t, i541a, d543, d544t	ln(ingreso) en soles
X1: Género	Sexo declarado de la persona, eje de desigualdad en el mercado laboral.	Variable indicadora de sexo femenino.	Cualitativa dicotómica	p207	Mujer = 1; hombre = 0
X2: Nivel educativo	Máximo nivel de estudios aprobado; aproxima el capital humano (Mincer, 1974).	Años de educación asignados según el nivel alcanzado.	Cuantitativa discreta	p301a	0, 3, 6, 9, 11, 12, 13, 14, 16 y 18 años
X3: Ocupación	Tipo de trabajo que desempeña la persona según su calificación.	Grandes grupos ocupacionales; agrupación calificada/no calificada.	Cualitativa nominal	p505	13 grupos; calificada (1–7) = 1
X4: Estrato	Entorno geográfico y socioeconómico del centro poblado de residencia.	Estrato del marco muestral de la ENAHO según tamaño poblacional.	Cualitativa ordinal	estrato	Categorías 3, 5, 6, 7, 8; estrato bajo (6–8) = 1
X5: Formalidad	Condición del empleo con protección social y registro (INEI, 2019).	Situación de informalidad del ocupado.	Cualitativa dicotómica	ocupinf	Formal (ocupinf = 2) = 1; informal = 0
X6: Rama de actividad	Sector productivo del establecimiento donde se labora.	Agrupación de la CIIU rev. 4 a dos dígitos.	Cualitativa nominal	p506r4	1 Primario; 2 Manufactura; 3 Construcción; 4 Comercio; 5 Transportes y comunicaciones; 6 Otros servicios

Nota. Elaboración propia a partir del diccionario de variables de la ENAHO (INEI).

ANEXO 3: Estimaciones completas de la regresión cuantílica, 2019

Variable	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95
Mujer	−0.473	−0.571	−0.644	−0.478	−0.415	−0.309	−0.321
	(0.112)	(0.076)	(0.045)	(0.042)	(0.045)	(0.052)	(0.066)
Años de educación	0.038*	0.029**	0.020	0.020	0.019	0.018	0.027
	(0.021)	(0.014)	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.006)	(0.008)
Ocupación (ref.: Fuerzas Armadas y Policiales)							
Directivos y gerentes	−0.479*	−0.449*	0.048	0.167	0.217	0.356	0.184
	(0.281)	(0.250)	(0.132)	(0.135)	(0.194)	(0.111)	(0.062)
Profesionales, científicos e intelectuales	−0.183	−0.101	−0.158*	−0.013	−0.010	0.056	0.134*
	(0.140)	(0.147)	(0.083)	(0.108)	(0.099)	(0.174)	(0.078)
TÃ©cnicos y trabajadores asimilados	−0.568	−0.534	−0.599	−0.380	−0.193	−0.293	−0.310
	(0.215)	(0.166)	(0.119)	(0.142)	(0.140)	(0.099)	(0.081)
Jefes y empleados de oficina	−0.384	−0.266*	−0.299	−0.198*	−0.213**	−0.200	−0.208**
	(0.147)	(0.158)	(0.090)	(0.116)	(0.100)	(0.130)	(0.096)
Trab. calificados de servicios personales	−1.303	−0.844	−0.814	−0.546	−0.374	−0.430	−0.279
	(0.284)	(0.222)	(0.100)	(0.116)	(0.094)	(0.115)	(0.090)
Comerciantes y vendedores	−1.402	−0.765	−0.565	−0.557	−0.444	−0.455	−0.321
	(0.297)	(0.270)	(0.129)	(0.146)	(0.139)	(0.124)	(0.090)
Agricultores calificados	−0.817	−0.866	−1.105	−0.894	−0.847	−0.791	−0.863
	(0.276)	(0.326)	(0.191)	(0.137)	(0.155)	(0.129)	(0.127)
Obreros de manufactura y minas	−1.385*	−0.815	−0.946	−0.622	−0.472	−0.805	−0.825
	(0.763)	(0.662)	(0.112)	(0.127)	(0.125)	(0.131)	(0.111)
Obreros de construcciÃ³n y choferes	−0.440	−0.476	−0.593	−0.464	−0.346	−0.418	−0.448
	(0.169)	(0.171)	(0.111)	(0.126)	(0.106)	(0.117)	(0.065)
Vendedores ambulantes	−1.802	−1.050	−1.119	−0.799	−0.449	−0.621	−0.005
	(0.346)	(0.254)	(0.180)	(0.276)	(0.173)	(0.129)	(0.115)
Trab. no calificados de servicios	−0.767	−0.584	−0.828	−0.686	−0.581	−0.724	−0.772
	(0.186)	(0.186)	(0.085)	(0.104)	(0.091)	(0.111)	(0.075)
Estrato (ref.: 50 000–99 999 hab.)							
2 000 a 19 999 habitantes	0.111	0.117	0.087*	0.007	−0.059*	−0.074*	−0.041
	(0.095)	(0.075)	(0.047)	(0.032)	(0.035)	(0.040)	(0.062)
500 a 1 999 habitantes	0.005	−0.065	−0.215	−0.067	−0.253	−0.508	−0.609
	(0.165)	(0.166)	(0.227)	(0.081)	(0.079)	(0.117)	(0.120)
Área rural (AER) compuesta	−0.109	−0.007	−0.049	−0.149**	−0.148**	−0.255	−0.246
	(0.225)	(0.136)	(0.090)	(0.070)	(0.061)	(0.046)	(0.077)
Área rural (AER) simple	−0.039	−0.065	−0.059	−0.083	−0.095	−0.190	−0.107
	(0.175)	(0.159)	(0.081)	(0.071)	(0.079)	(0.073)	(0.080)
Empleo formal	1.280	1.265	0.925	0.646	0.590	0.536	0.426
	(0.122)	(0.108)	(0.056)	(0.039)	(0.039)	(0.044)	(0.054)
Rama (ref.: agricultura, pesca y minería)							
Manufactura	−0.123	0.059	0.015	−0.017	−0.266**	0.033	−0.009
	(0.642)	(0.363)	(0.140)	(0.086)	(0.131)	(0.102)	(0.111)
ConstrucciÃ³n	0.087	0.306	0.083	0.168	−0.025	0.058	−0.081
	(0.313)	(0.328)	(0.153)	(0.111)	(0.122)	(0.086)	(0.094)
Comercio	0.137	0.147	−0.071	0.023	−0.237*	−0.107	−0.240**
	(0.224)	(0.334)	(0.159)	(0.136)	(0.136)	(0.080)	(0.099)
Transportes y comunicaciones	−0.107	0.241	−0.025	−0.115	−0.380	−0.408	−0.462

Variable	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95
	(0.222)	(0.339)	(0.159)	(0.094)	(0.116)	(0.085)	(0.100)
Otros servicios	0.081	0.046	−0.086	0.023	−0.156	−0.131*	−0.148
	(0.223)	(0.336)	(0.141)	(0.086)	(0.106)	(0.079)	(0.111)
Constante	8.206	8.476	9.410	9.737	10.239	10.583	10.728
	(0.350)	(0.417)	(0.174)	(0.144)	(0.146)	(0.138)	(0.129)
Pseudo R^2	0.350	0.377	0.389	0.398	0.388	0.366	0.307
Observaciones	2,622	2,622	2,622	2,622	2,622	2,622	2,622

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO (INEI). Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral. Errores estándar robustos (qreg2) entre paréntesis. *** p < 0.01;** p < 0.05; * p < 0.10.

ANEXO 4: Estimaciones completas de la regresión cuantílica, 2018

Variable	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95
Mujer	−0.711	−0.761	−0.663	−0.543	−0.502	−0.549	−0.576
	(0.135)	(0.149)	(0.081)	(0.064)	(0.063)	(0.066)	(0.094)
Años de educación	0.003	0.006	0.014	0.026	0.025	0.027	0.031**
	(0.019)	(0.016)	(0.011)	(0.008)	(0.007)	(0.009)	(0.012)
Ocupación (ref.: Fuerzas Armadas y Policiales)							
Directivos y gerentes	0.075	−0.261	−0.010	−0.066	0.100	0.338**	0.313
	(0.551)	(0.292)	(0.147)	(0.130)	(0.199)	(0.169)	(0.078)
Profesionales, científicos e intelectuales	−0.263	−0.443	−0.266**	−0.199*	−0.058	0.000	0.331**
	(0.501)	(0.115)	(0.110)	(0.110)	(0.133)	(0.082)	(0.168)
TÃ©cnicos y trabajadores asimilados	−0.627	−0.800	−0.600	−0.307*	0.063	0.194	0.340**
	(0.522)	(0.138)	(0.180)	(0.170)	(0.142)	(0.133)	(0.134)
Jefes y empleados de oficina	−0.565	−0.691	−0.361	−0.351	−0.128	−0.166*	0.029
	(0.511)	(0.598)	(0.124)	(0.120)	(0.169)	(0.086)	(0.103)
Trab. calificados de servicios personales	−1.296**	−1.151	−0.724	−0.380	−0.175	0.019	0.277
	(0.542)	(0.234)	(0.256)	(0.135)	(0.172)	(0.123)	(0.269)
Comerciantes y vendedores	−1.874	−1.670	−0.846	−0.616	−0.284	0.073	0.441**
	(0.614)	(0.375)	(0.275)	(0.201)	(0.191)	(0.135)	(0.196)
Agricultores calificados	−1.397**	−1.576	−1.227	−0.711	−0.207	−0.103	−0.268
	(0.589)	(0.280)	(0.244)	(0.162)	(0.179)	(0.185)	(0.409)
Obreros de manufactura y minas	−1.566**	−1.499	−1.020	−0.773	−0.465**	−0.229	−0.096
	(0.603)	(0.309)	(0.212)	(0.166)	(0.219)	(0.163)	(0.156)
Obreros de construcciÃ³n y choferes	−0.888	−0.854	−0.800	−0.598	−0.435	−0.299**	−0.161
	(0.581)	(0.212)	(0.174)	(0.139)	(0.140)	(0.128)	(0.131)
Vendedores ambulantes	−1.246	−1.606	−1.394	−0.997	−0.473	−0.282*	−0.054
	(0.926)	(0.311)	(0.268)	(0.313)	(0.176)	(0.171)	(0.319)
Trab. no calificados de servicios	−1.079**	−1.184	−0.829	−0.662	−0.374	−0.367	−0.288
	(0.508)	(0.179)	(0.139)	(0.110)	(0.136)	(0.094)	(0.102)
Estrato (ref.: 50 000–99 999 hab.)							
2 000 a 19 999 habitantes	0.113	0.001	0.016	0.039	0.008	0.011	0.067
	(0.151)	(0.098)	(0.065)	(0.047)	(0.044)	(0.057)	(0.084)
500 a 1 999 habitantes	−0.775**	−0.541	−0.175	−0.174	−0.115	−0.141	−0.220*
	(0.385)	(0.722)	(0.208)	(0.338)	(0.171)	(0.122)	(0.119)
Área rural (AER) compuesta	0.169	−0.110	−0.131	−0.075	−0.057	−0.142**	−0.052
	(0.194)	(0.183)	(0.111)	(0.084)	(0.074)	(0.071)	(0.147)
Área rural (AER) simple	0.053	−0.138	−0.139	−0.031	−0.001	0.051	−0.022
	(0.196)	(0.172)	(0.210)	(0.108)	(0.118)	(0.083)	(0.118)
Empleo formal	1.425	1.209	0.912	0.676	0.609	0.624	0.555
	(0.212)	(0.134)	(0.090)	(0.050)	(0.078)	(0.076)	(0.131)
Rama (ref.: agricultura, pesca y minería)							
Manufactura	0.290	0.191	0.074	0.144	0.238*	0.176	−0.180
	(0.360)	(0.205)	(0.157)	(0.135)	(0.143)	(0.150)	(0.462)
ConstrucciÃ³n	0.293	0.285	0.294*	0.287**	0.461	0.478**	0.237
	(0.347)	(0.244)	(0.152)	(0.128)	(0.108)	(0.186)	(0.404)
Comercio	−0.233	0.113	−0.059	0.112	0.201**	0.126	−0.248
	(0.427)	(0.240)	(0.238)	(0.158)	(0.095)	(0.168)	(0.405)
Transportes y comunicaciones	−0.071	−0.113	0.050	−0.009	0.189**	0.099	−0.206

Variable	P5	P10	P25	P50	P75	P90	P95
	(0.402)	(0.208)	(0.175)	(0.113)	(0.085)	(0.151)	(0.391)
Otros servicios	−0.303	−0.194	−0.129	0.038	0.207**	0.298*	−0.021
	(0.325)	(0.198)	(0.141)	(0.088)	(0.084)	(0.161)	(0.407)
Constante	8.969	9.467	9.620	9.665	9.672	9.859	10.173
	(0.638)	(0.317)	(0.223)	(0.156)	(0.181)	(0.202)	(0.379)
Pseudo R^2	0.344	0.386	0.398	0.407	0.399	0.377	0.359
Observaciones	1,365	1,365	1,365	1,365	1,365	1,365	1,365

Nota. Elaboración propia con datos de la ENAHO (INEI). Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral. Errores estándar robustos (qreg2) entre paréntesis. *** p < 0.01;** p < 0.05; * p < 0.10.

ANEXO 5: Sintaxis principal en Stata 17

Extracto del archivo DO_FILE-BRECHAS.do empleado para construir la base y estimar los modelos.

```
* Construcción del ingreso laboral, formalidad y rama (Módulo 5, 2015-2019)
gen formal = (ocupinf==2)
egen ingtrab_año = rsum(i524a1 d529t i530a d536 i538a1 d540t i541a d543 d544t)
recode ciuu1dig (1/2=1)(3=2)(4=6)(5=6)(6=3)(7=4)(8=5)(10=5)(9=6)(11/21=6), gen(ramas)
recode p505 (011/024=1)(111/139=2)(141/148=3)(211/284=4)(311/396=5) (411/462=6) ///
       (511/565=7)(571/583=8)(611/641=9)(711/799=10)(811/886=11)(911/927=12)(931/987=13),
gen(ocupac)
* Fusión de módulos 3 y 5 y filtro de Tumbes
merge m:m año conglome vivienda hogar codperso using "caso2_mod5.dta"
keep if _merge==3
gen mujer = p207-1
gen dpto = real(substr(ubigeo,1,2))
keep if dpto==24
* Variables del modelo y muestra de análisis
recode p301a (1=0)(2=0)(3=3)(4=6)(5=9)(6=11)(7=12)(8=14)(9=13)(10=16)(11=18)(12=6),
gen(anios_educ)
recode ocupac (1/7=1)(8/13=0), gen(ocupac_calif)
gen estrato_bajo = inlist(estrato,6,7,8)
gen l_igre = ln(ingtrab_año)
keep if ingtrab_año>0 & p208a>=14 & p208a<=65 & !missing(p301a,ocupac,estrato,formal,ramas)
global Xmain mujer anios_educ i.ocupac i.estrato formal i.ramas
* MCO y supuestos
regress l_igre $Xmain if año>=2018 & año<=2019, vce(robust)
quietly regress l_igre $Xmain if año>=2018 & año<=2019
estat hettest
estat imtest, white
estat vif
linktest
* Regresión cuantílica por año (P5 a P95)
foreach q in .05 .10 .25 .50 .75 .90 .95 {
    qreg2 l_igre $Xmain if año==2019, quantile(`q')
    qreg2 l_igre $Xmain if año==2018, quantile(`q')
}
* Pruebas de igualdad entre cuantiles
sqreg l_igre $Xmain if año==2019, quantile(.10 .25 .50 .75 .90) reps(50)
test [q10]mujer = [q90]mujer
test [q10]mujer = [q25]mujer = [q50]mujer = [q75]mujer = [q90]mujer
* Modelos de interacción (H2-H6)
regress l_igre mujer##c.anios_educ i.ocupac i.estrato formal i.ramas i.año, vce(robust)
regress l_igre mujer##i.ocupac_calif anios_educ i.estrato formal i.ramas i.año, vce(robust)
regress l_igre mujer##i.estrato_bajo anios_educ i.ocupac formal i.ramas i.año, vce(robust)
regress l_igre mujer##i.formal anios_educ i.ocupac i.estrato i.ramas i.año, vce(robust)
regress l_igre mujer##i.ramas anios_educ i.ocupac i.estrato formal i.año, vce(robust)
qreg2 l_igre mujer##i.formal anios_educ i.ocupac i.estrato i.ramas if año==2019,
quantile(.5)
```

ANEXO 6: Base de datos

Debido a su extensión, la base de datos procesada en formato DTA (Stata) se comparte mediante el siguiente enlace: https://drive.google.com/file/d/1vy0g02Gy0tSESqfa0X_sBvJ5ywG0f6Uu/view?usp=sharing

Los microdatos originales de la ENAHO pueden descargarse del portal de microdatos del INEI: https://proyectos.inei.gob.pe/microdatos/