Capital humano, brecha de género y segmentación laboral en la provincia del Guayas, Ecuador: Evidencia de la ENEMDU 2025

Human capital, gender gap and labor market segmentation in the province of Guayas, Ecuador: Evidence from ENEMDU 2025

https://doi.org/10.5281/zenodo.24286702

AUTORES:

Mario Fabrisio Vásquez Benavidez
Universidad Estatal de Milagro
https://orcid.org/0009-0000-8272-1343
mvasquezb@unemi.edu.ec

Stinly Elizabeth Oviedo Carpio
Universidad Estatal de Milagro
https://orcid.org/0009-0004-7611-2436
soviedoc2@unemi.edu.ec

Fernando Gregorio Espinoza Espinoza
Universidad Técnica de Babahoyo
https://orcid.org/0000-0002-7854-8389
fespinoza@utb.edu.ec

DIRECCIÓN PARA CORRESPONDENCIA: mvasquezb@unemi.edu.ec

Fecha de recepción: 20 / 04 / 2026

Fecha de aceptación: 18 / 06 / 2026

RESUMEN

Este estudio analiza los determinantes del ingreso laboral en la provincia del Guayas, Ecuador, desde la teoría del capital humano, la discriminación por género y la segmentación del mercado de trabajo. Se utilizaron los microdatos de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) anual 2025 para 17.070 ocupados de 15 a 65 años en 943 unidades primarias de muestreo. Se estimó una ecuación de Mincer ampliada por Mínimos Cuadrados Ordinarios ponderados con el factor de expansión y errores agrupados por unidad primaria de muestreo, complementada con regresiones cuantílicas y una

descomposición de Oaxaca-Blinder de la brecha de género. Cada año adicional de escolaridad se asocia con un ingreso 8,3 % mayor en la especificación básica; el retorno se reduce a 3,0 % al controlar la categoría ocupacional y la informalidad, lo que indica que la educación opera en buena medida a través del acceso a empleos de mejor calidad. A igualdad de características, las mujeres perciben un salario por hora 9,5 % menor que los hombres, pese a contar con más escolaridad; la brecha es mayor en los salarios bajos. El trabajo por cuenta propia (−50 %) y el empleo en el sector informal (−34 %) presentan las mayores penalizaciones, y los ocupados fuera del área metropolitana de Guayaquil ganan 11 % menos que trabajadores comparables de esa ciudad. Los resultados respaldan políticas de formalización y de equidad salarial con enfoque territorial.

Palabras clave: *Ingreso laboral; Ecuación de Mincer; Brecha salarial de género; Informalidad; ENEMDU.*

ABSTRACT

This study analyzes the determinants of labor income in the province of Guayas, Ecuador, drawing on human capital theory, gender discrimination and labor market segmentation. Microdata from the 2025 annual National Survey of Employment, Unemployment and Underemployment (ENEMDU) were used for 17,070 employed persons aged 15 to 65 in 943 primary sampling units. An extended Mincer equation was estimated by Ordinary Least Squares weighted by the expansion factor, with standard errors clustered by primary sampling unit, complemented by quantile regressions and an Oaxaca-Blinder decomposition of the gender gap. Each additional year of schooling is associated with 8.3% higher income in the basic specification; the return falls to 3.0% after controlling for occupational category and informality, indicating that education operates largely through access to better jobs. Holding characteristics constant, women earn an hourly wage 9.5% lower than men, despite having more schooling; the gap is larger at the bottom of the wage distribution. Own-account work (−50%) and informal-sector employment (−34%) show the largest penalties, and workers outside the Guayaquil metropolitan area earn 11% less than comparable workers in that city. The results support formalization and pay-equity policies with a territorial approach.

Keywords: *Labor income; Mincer equation; Gender wage gap; Informality; ENEMDU.*

INTRODUCCIÓN

El ingreso laboral es la principal fuente de recursos de los hogares ecuatorianos y el canal por el que el crecimiento económico se traduce en bienestar. En 2025, solo el 37,1 % de la población económicamente activa del país tenía un empleo adecuado (Instituto Nacional de Estadística y Censos [INEC], 2026a). La calidad del empleo, sin embargo, no es homogénea en el territorio: las grandes ciudades concentran el empleo asalariado formal, mientras que en los cantones pequeños y en las zonas rurales predominan la agricultura, el comercio minorista y el trabajo por cuenta propia.

La provincia del Guayas reúne esa diversidad en un mismo espacio. Guayaquil, principal centro económico del país, convive con una conurbación en expansión —Durán, Daule y Samborondón—, con ciudades intermedias como Milagro, vinculada a la agroindustria azucarera y a los servicios regionales, y con cantones de base agrícola. Analizar los determinantes del ingreso en la provincia permite, por tanto, estudiar el papel del capital humano, del género y de la segmentación laboral en mercados de trabajo muy distintos dentro de una misma unidad territorial.

El marco de referencia es la teoría del capital humano. Becker (1964) planteó que la educación y la experiencia son inversiones que elevan la productividad y, con ello, los ingresos, y Mincer (1974) formalizó esta idea en una ecuación en la que el logaritmo del ingreso depende de los años de escolaridad y de una función cóncava de la experiencia. La ecuación de Mincer es hoy la herramienta estándar para estimar retornos a la educación; la revisión de Psacharopoulos y Patrinos (2018) reporta un retorno promedio mundial cercano al 9 % por año adicional de escolaridad. Card (1999) advierte, no obstante, que estas estimaciones miden asociaciones condicionadas y no necesariamente efectos causales, por la posible correlación entre escolaridad y habilidad no observada.

La teoría del capital humano no explica por sí sola las diferencias de ingreso entre trabajadores con dotaciones similares. Becker (1957) analizó la discriminación como una

preferencia de los empleadores que se traduce en menores salarios para ciertos grupos, y Oaxaca (1973) y Blinder (1973) propusieron descomponer la brecha entre grupos en una parte explicada por diferencias en características y otra no explicada, que incluye la discriminación y factores no observados. Para América Latina, Ñopo (2012) documentó que las mujeres tienen en promedio más escolaridad que los hombres, por lo que la brecha que se mantiene al comparar trabajadores similares es mayor que la brecha bruta.

Un tercer enfoque destaca la segmentación del mercado laboral. Doeringer y Piore (1971) describieron un mercado dual, con un segmento primario de empleos estables y bien remunerados y uno secundario de empleos precarios, con escasa movilidad entre ambos. En los países en desarrollo, este debate se expresa en la informalidad. Una visión la interpreta como exclusión de quienes no acceden a empleos formales; otra, sostenida por Maloney (2004), argumenta que una parte del trabajo por cuenta propia es una elección voluntaria que responde a los costos y beneficios de la formalidad. Perry et al. (2007) sintetizaron ambas posiciones al señalar que la informalidad combina mecanismos de exclusión y de salida voluntaria, cuya importancia relativa varía entre grupos.

La evidencia para Ecuador es coherente con estos marcos. Lucero (2020) estimó ecuaciones de Mincer con la ENEMDU de 2007–2017 y encontró que la educación otorga una ventaja de ingreso decreciente en el tiempo. Linthon-Delgado y Méndez-Heras (2022), con la ENEMDU de septiembre de 2020 y una descomposición de Oaxaca-Blinder con corrección de Heckman, hallaron que la parte no explicada supera la brecha total, dado que las mujeres tienen mejores dotaciones educativas. Guillen y Ortiz (2022) confirmaron, para 2010–2020, la presencia de discriminación salarial y el papel de la escolaridad en la reducción de la brecha. Estos estudios trabajan a escala nacional y no examinan cómo varían los determinantes del ingreso entre territorios de una misma provincia.

El presente trabajo aborda ese vacío con la ENEMDU anual 2025, cuyo diseño permite el análisis a nivel provincial (INEC, 2026b), para la provincia del Guayas. El objetivo es analizar los determinantes del ingreso laboral desde el capital humano, la brecha de género y la segmentación laboral, y examinar las diferencias territoriales dentro de la provincia. Se

contrastan tres hipótesis: el ingreso aumenta con la escolaridad (H1a) y con la experiencia a tasa decreciente (H1b); a igualdad de características, las mujeres perciben menores ingresos que los hombres (H2), y el trabajo por cuenta propia, jornalero, doméstico y en el sector informal se asocia con una penalización respecto del empleo público (H3). Para cada hipótesis, la hipótesis nula (H0) plantea que la variable no tiene una asociación estadísticamente significativa con el ingreso. De forma complementaria y exploratoria, sin hipótesis previa, se examina si el ingreso de trabajadores comparables difiere entre Guayaquil y el resto de la provincia.

METODOLOGÍA

La investigación tiene enfoque cuantitativo, diseño no experimental de corte transversal y alcance explicativo. Se utilizó la base de personas de la ENEMDU anual 2025, que agrupa las doce rondas mensuales del año y es publicada como datos abiertos por el INEC (2026b). La encuesta emplea un muestreo probabilístico estratificado y bietápico, cuya unidad primaria de muestreo (UPM) es un conglomerado de viviendas.

La población de estudio comprende a los ocupados de 15 a 65 años residentes en la provincia del Guayas. Se seleccionaron las personas con ingreso laboral positivo y válido y con horas de trabajo declaradas, y se excluyó a los trabajadores no remunerados. La muestra final es de 17.070 personas en 23 cantones y 943 UPM. Para el análisis territorial se distinguen cuatro ámbitos: Guayaquil (14.349 observaciones, 780 UPM), la conurbación formada por Durán, Daule y Samborondón (1.138; 66 UPM), Milagro (148; 9 UPM) y el resto de la provincia (1.435; 88 UPM). Dado que la ENEMDU no es representativa a nivel cantonal, los resultados para Milagro se presentan con fines descriptivos.

La variable dependiente es el logaritmo del ingreso laboral mensual (variable ingrl de la ENEMDU) y, en una especificación alternativa, el logaritmo del salario por hora, calculado como el ingreso mensual dividido para las horas semanales del trabajo principal multiplicadas por 4,33. Los años de escolaridad se construyeron con el nivel de instrucción

(p10a) y el último año aprobado (p10b). La experiencia potencial se calculó como la edad menos los años de escolaridad menos seis. La Tabla 1 describe las variables.

Tabla 1: Variables del modelo

Variable	Definición	Signo esperado
ln ingreso	Logaritmo del ingreso laboral mensual (USD)	Dependiente
ln salario por hora	Logaritmo del ingreso mensual / (horas semanales × 4,33)	Dependiente
Escolaridad	Años de escolaridad aprobados (0 a 21)	(+)
Experiencia	Experiencia potencial: edad − escolaridad − 6	(+)
Experiencia² / 100	Cuadrado de la experiencia dividido para 100	(−)
Mujer	1 = mujer; 0 = hombre	(−)
ln horas	Logaritmo de las horas semanales del trabajo principal	(+)
Categoría ocupacional	Empleado público (referencia), empleado privado, jornalero, patrono, cuenta propia, empleo doméstico	(−) frente a público
Sector informal	1 = sector informal según la clasificación del INEC (secemp)	(−)
Urbano	1 = área urbana	(+)
Ámbito territorial	Guayaquil (referencia), conurbación (Durán, Daule, Samborondón), Milagro, resto del Guayas	(−) frente a Guayaquil

Elaboración: Autores con base en INEC (2026b).

La especificación de partida es la ecuación de Mincer ampliada:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2/100 + \beta_4 M_i + \gamma' Z_i + u_i \quad (1)$$

donde $\ln y_i$ es el logaritmo del ingreso del individuo i, S_i la escolaridad, X_i la experiencia potencial, M_i el indicador de mujer y Z_i el vector de controles: horas trabajadas, categoría ocupacional, sector informal, área urbana y ámbito territorial. El coeficiente β_1 aproxima el retorno porcentual de un año adicional de escolaridad; para las variables binarias, el efecto porcentual exacto se calcula como exp(b) − 1.

Se estimaron cinco especificaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) ponderados con el factor de expansión (fexp), con errores estándar agrupados por UPM para reflejar el diseño muestral (Cameron & Miller, 2015). El modelo 1 es la ecuación básica; el modelo 2 añade las horas; el modelo 3 incorpora la categoría ocupacional, la informalidad, el área y el

ámbito territorial; el modelo 4 reemplaza el ámbito territorial por efectos fijos de cantón, y el modelo 5 usa el salario por hora como variable dependiente. Como prueba de robustez, el modelo 3 se estimó también sin ponderar y por separado para cada ámbito territorial. Las hipótesis se evaluaron con los modelos 3 y 5, con un nivel de significancia del 5 % y atendiendo a la coherencia del signo con la teoría.

Para evaluar si los retornos difieren a lo largo de la distribución, se estimaron regresiones cuantílicas del salario por hora en los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90 (Koenker & Bassett, 1978). La brecha de género en el salario por hora se descompuso con el método de Oaxaca-Blinder, con los coeficientes de una regresión agrupada que incluye el indicador de sexo (Jann, 2008); los errores estándar de la descomposición se obtuvieron por bootstrap con 200 réplicas, remuestreando UPM. Las estimaciones se realizaron en Python con la librería statsmodels y se replican en Stata.

RESULTADOS

La Tabla 2 presenta las características de la población ocupada por sexo y ámbito territorial. El ingreso laboral mensual promedio en la provincia es de 478 dólares, apenas superior al salario básico unificado de 2025 (470 dólares), y la mitad de los ocupados trabaja en el sector informal. Las mujeres cuentan con 1,3 años más de escolaridad que los hombres, trabajan 6,2 horas menos por semana y se concentran en el trabajo por cuenta propia (45,3 %) y en el empleo doméstico (9,5 %); los hombres, en cambio, tienen mayor presencia como jornaleros (22,5 %).

Tabla 2: Características de la población ocupada (promedios ponderados)

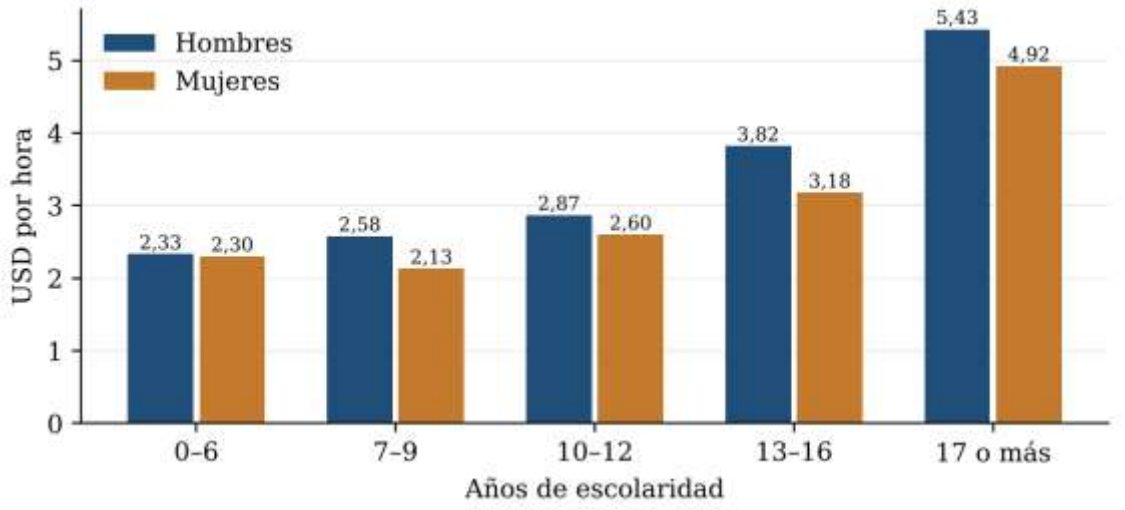
Variable	Total	Hombres	Mujeres	GYE	Conurb.	Milagro	Resto
Ingreso mensual (USD)	477,9	497,5	440,8	517,7	532,3	584,0	345,3
Salario por hora (USD)	2,94	2,93	2,96	3,13	3,23	3,52	2,29
Horas semanales	36,5	38,6	32,4	37,3	36,9	35,9	34,2
Escolaridad (años)	10,5	10,0	11,3	11,2	10,9	12,7	8,4
Experiencia (años)	23,2	23,5	22,7	22,6	22,8	22,4	25,1
Mujeres (%)	34,6	—	—	38,4	36,3	38,1	23,9
Sector informal (%)	49,8	52,1	45,5	41,9	47,3	37,4	72,3
Empleado público (%)	4,7	3,7	6,6	4,5	8,6	13,8	3,0
Empleado privado (%)	38,9	40,6	35,7	46,7	38,1	32,1	19,4
Jornalero (%)	15,3	22,5	1,9	6,5	11,2	7,5	40,4
Cuenta propia (%)	35,5	30,4	45,3	36,3	37,2	44,5	32,4
Patrono y doméstico (%)	5,6	2,9	10,6	6,0	4,9	2,1	4,8
Observaciones	17.070	10.484	6.586	14.349	1.138	148	1.435
UPM	943	939	926	780	66	9	88

Nota: promedios ponderados con el factor de expansión; observaciones y UPM sin ponderar. GYE: Guayaquil; Conurb.: Durán, Daule y Samborondón; Resto: resto del Guayas. Los valores de Milagro son descriptivos, dado su reducido número de UPM. **Elaboración:** Autores con datos de la ENEMDU anual 2025 (INEC, 2026b).

Las diferencias territoriales son marcadas. En el resto de la provincia, el ingreso mensual promedio (345 dólares) es un tercio inferior al de Guayaquil, la escolaridad es 2,7 años menor, la informalidad alcanza el 72,3 % y el 40,4 % de los ocupados trabaja como jornalero. La conurbación presenta indicadores similares a los de Guayaquil. Los ocupados de Milagro muestran, en promedio, la mayor escolaridad (12,7 años) y la menor informalidad (37,4 %), aunque estas cifras provienen de solo nueve conglomerados y deben leerse con cautela.

La Figura 1 muestra el salario por hora según años de escolaridad y sexo. El salario crece poco entre los primeros niveles y se acelera a partir de la educación superior: quienes tienen 17 años o más de escolaridad ganan por hora más del doble que quienes tienen hasta seis. Las mujeres perciben salarios por hora menores que los hombres en todos los niveles; la diferencia es mínima hasta seis años de escolaridad y oscila entre 9 % y 17 % en los niveles superiores.

Figura 1: Salario por hora según años de escolaridad y sexo, Guayas 2025 (USD)



Nota: promedios ponderados con el factor de expansión. **Elaboración:** Autores con datos de la ENEMDU anual 2025 (INEC, 2026b).

La Tabla 3 presenta las estimaciones de la ecuación de ingresos.

Tabla 3: Estimaciones de la ecuación de ingresos

Variable	**(1) ln ingreso**	**(2) ln ingreso**	**(3) ln ingreso**	**(4) ln ingreso**	**(5) ln salario hora**
Escolaridad	0,083***	0,058***	0,030***	0,029***	0,029***
	(0,004)	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Experiencia	0,029***	0,016***	0,016***	0,016***	0,015***
	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Experiencia² / 100	−0,038***	−0,019***	−0,019***	−0,019***	−0,018***
	(0,005)	(0,006)	(0,004)	(0,004)	(0,005)
Mujer	−0,375***	−0,067***	−0,117***	−0,119***	−0,100***
	(0,040)	(0,021)	(0,015)	(0,015)	(0,018)
ln horas		1,192***	0,929***	0,931***	
		(0,048)	(0,039)	(0,038)	
Empleado privado			−0,609***	−0,606***	−0,610***
			(0,034)	(0,035)	(0,034)
Jornalero			−0,614***	−0,604***	−0,611***
			(0,055)	(0,055)	(0,054)
Patrono			−0,236*	−0,226*	−0,247*
			(0,135)	(0,132)	(0,143)

Variable	(1) ln ingreso	(2) ln ingreso	(3) ln ingreso	(4) ln ingreso	(5) ln salario hora
Cuenta propia			−0,704***	−0,700***	−0,696***
			(0,046)	(0,047)	(0,046)
Empleo doméstico			−0,763***	−0,763***	−0,760***
			(0,044)	(0,046)	(0,043)
Sector informal			−0,415***	−0,415***	−0,400***
			(0,037)	(0,036)	(0,035)
Urbano			0,008	0,028	0,003
			(0,033)	(0,039)	(0,033)
Conurbación			−0,029	—	−0,028
			(0,040)		(0,040)
Milagro			−0,077	—	−0,070
			(0,053)		(0,051)
Resto del Guayas			−0,118***	—	−0,115***
			(0,029)		(0,029)
Efectos fijos de cantón	No	No	No	Sí	No
Observaciones	17.070	17.070	17.070	17.070	17.070
R^2	0,187	0,526	0,641	0,645	0,366

Nota: MCO ponderados con el factor de expansión. Errores estándar agrupados por UPM (943 grupos) entre paréntesis. Referencias: empleado público y Guayaquil. *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. **Elaboración:** Autores.

En la especificación básica (columna 1), cada año adicional de escolaridad se asocia con un ingreso mensual 8,3 % mayor, cifra cercana al promedio internacional (Psacharopoulos & Patrinos, 2018). La experiencia muestra el perfil cóncavo predicho por Mincer (1974): el coeficiente lineal es positivo y el cuadrático negativo, y el ingreso alcanza su máximo con alrededor de 41 años de experiencia potencial. El retorno a la escolaridad cae a 5,8 % al controlar las horas (columna 2) y a 3,0 % al incluir la categoría ocupacional, la informalidad y el territorio (columna 3). Esta reducción indica que una parte sustancial de la ventaja de los más educados proviene de su acceso a empleos asalariados formales y al sector público; el retorno restante corresponde a diferencias de ingreso dentro de cada tipo de empleo.

La brecha de género varía según los controles. En la columna 1, las mujeres perciben un ingreso mensual 31,3 % menor (exp(−0,375) − 1) que hombres con igual escolaridad y experiencia. Al controlar las horas (columna 2), la brecha se reduce a −6,5 %: buena parte de la diferencia mensual responde a que las mujeres trabajan menos horas remuneradas. Al

comparar trabajadores de la misma categoría ocupacional y condición de formalidad (columna 3), la brecha aumenta a −11,0 %, porque las mujeres están subrepresentadas entre los jornaleros, una de las categorías de menor ingreso; a igualdad de inserción laboral, ganan menos. En salario por hora (columna 5), la brecha condicional es de −9,5 %.

La categoría ocupacional es el determinante de mayor magnitud. Frente a un empleado público con características similares, un trabajador por cuenta propia percibe un ingreso 50,5 % menor, un jornalero 45,9 % menor, un empleado privado 45,6 % menor y una trabajadora doméstica 53,4 % menor. El empleo en el sector informal se asocia con una penalización adicional de 34,0 %. Estas estimaciones se mantienen prácticamente iguales al incluir efectos fijos de cantón (columna 4).

En el plano territorial, los ocupados del resto de la provincia ganan 11,1 % menos que trabajadores comparables de Guayaquil, mientras que la conurbación no presenta diferencias significativas. Para Milagro, el coeficiente (−0,077) no es estadísticamente distinto de cero; con nueve conglomerados, la estimación es imprecisa y no permite afirmar ni descartar una diferencia con Guayaquil.

La Tabla 4 reporta las estimaciones del modelo 3 por ámbito territorial. El retorno a la escolaridad en la especificación completa es mayor en la conurbación (4,4 %) y en Guayaquil (3,3 %) que en el resto de la provincia (1,7 %), donde predominan el trabajo agrícola y la informalidad. La brecha de género es significativa en los tres ámbitos con muestra suficiente. En Milagro, el retorno básico es alto (13,7 %), pero el condicional y la brecha de género no son significativos, y sus errores estándar son varias veces mayores que los de los demás ámbitos.

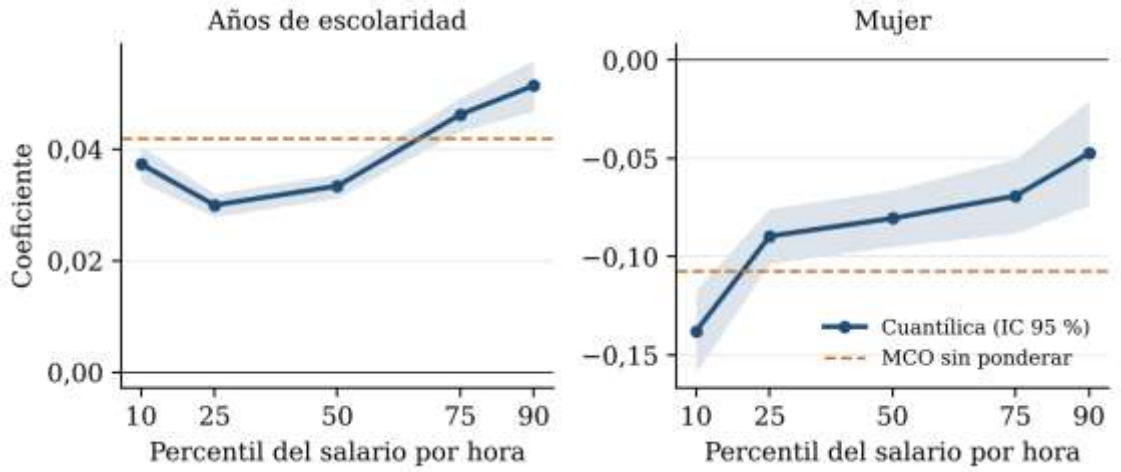
Tabla 4: Estimaciones por ámbito territorial (variable dependiente: ln ingreso)

Variable	Guayaquil	Conurbación	Resto del Guayas	Milagro
Escolaridad, modelo básico	0,072*** (0,004)	0,097*** (0,014)	0,073*** (0,012)	0,137*** (0,021)
Escolaridad, modelo completo	0,033*** (0,002)	0,044*** (0,008)	0,017*** (0,005)	0,025 (0,019)
Mujer, modelo completo	−0,105*** (0,013)	−0,201*** (0,078)	−0,136*** (0,048)	−0,068 (0,083)
Sector informal, modelo completo	−0,404*** (0,032)	−0,436** (0,175)	−0,391*** (0,061)	−0,728*** (0,174)
Observaciones	14.349	1.138	1.435	148
UPM	780	66	88	9

Nota: modelo básico = columna 1 de la Tabla 3; modelo completo = columna 3 sin variables territoriales. MCO ponderados con errores agrupados por UPM. En Milagro, con nueve conglomerados, los errores agrupados son poco confiables y los resultados son solo indicativos. *** p < 0,01; ** p < 0,05. **Elaboración:** Autores.

La Figura 2 presenta las regresiones cuantílicas del salario por hora. El retorno a la escolaridad aumenta en la parte alta de la distribución: pasa de 3,0 % en el percentil 25 a 5,1 % en el percentil 90, lo que indica que la educación se valora más en los empleos mejor remunerados. La brecha de género, en cambio, disminuye a lo largo de la distribución: es de −13,8 log puntos en el percentil 10 y de −4,7 en el percentil 90, un patrón de «suelo pegajoso» en el que la desventaja femenina es mayor entre los trabajadores de menores ingresos. La penalización por informalidad es mayor en los extremos de la distribución (−48,5 y −51,1 log puntos en los percentiles 10 y 90).

Figura 2: Coeficientes de la regresión cuantílica del salario por hora



Nota: el área sombreada muestra el intervalo de confianza al 95 %. Las regresiones cuantílicas no aplican el factor de expansión; por comparabilidad, la línea discontinua corresponde a la estimación MCO sin ponderar del modelo 5. **Elaboración:** Autores.

La Tabla 5 descompone la brecha de género en el logaritmo del salario por hora. La brecha bruta es pequeña y no significativa: los hombres ganan por hora, en promedio, 3,6 log puntos más que las mujeres. Esa similitud aparente oculta dos fuerzas opuestas. Las mujeres tienen mejores dotaciones, principalmente más escolaridad y menor informalidad, que deberían otorgarles un salario 6,4 log puntos mayor; la parte no explicada, de 10,0 log puntos en contra de las mujeres, es significativa y supera la brecha bruta.

Tabla 5: Descomposición de Oaxaca-Blinder de la brecha de género en el ln del salario por hora

Componente	**Coeficiente**	**Error estándar**
Brecha bruta (hombres − mujeres)	0,036	(0,042)
Parte explicada por características	−0,064**	(0,029)
Escolaridad	−0,037	
Experiencia	−0,001	
Categoría ocupacional	0,014	
Sector informal	−0,026	
Área y ámbito territorial	−0,013	
Parte no explicada	0,100***	(0,017)

Nota: descomposición con coeficientes de una regresión agrupada ponderada (Jann, 2008). Valores negativos en la parte explicada indican que las características de las mujeres son más favorables. Errores estándar por bootstrap (200 réplicas por UPM). *** p < 0,01; ** p < 0,05. **Elaboración:** Autores.

La Tabla 6 resume el contraste de hipótesis. Las conclusiones no cambian al estimar sin ponderar: el retorno a la escolaridad del modelo 3 es de 4,2 % y la brecha de género de −10,6 log puntos.

Tabla 6: Contraste de hipótesis

Hipótesis	Signo esperado	Resultado (modelos 3 y 5)	Decisión
H1a: el ingreso aumenta con la escolaridad	(+)	0,030 (modelo 3) y 0,029 (modelo 5); p < 0,01	Se rechaza H0; se acepta H1a
H1b: el ingreso aumenta con la experiencia a tasa decreciente	(+) lineal, (−) cuadrático	Lineal 0,016 y cuadrático −0,019 (modelo 3); p < 0,01	Se rechaza H0; se acepta H1b
H2: a igualdad de características, las mujeres perciben menores ingresos	(−)	−0,117 (mensual) y −0,100 (por hora); p < 0,01; no explicada de Oaxaca-Blinder 0,100; p < 0,01	Se rechaza H0; se acepta H2
H3: penalización del trabajo por cuenta propia, jornalero, doméstico e informal frente al empleo público	(−)	Entre −0,614 y −0,763; informal −0,415; p < 0,01	Se rechaza H0; se acepta H3

Elaboración: Autores.

DISCUSIÓN

El retorno a la escolaridad de la especificación básica (8,3 %) coincide con la evidencia internacional y con estudios previos para Ecuador (Psacharopoulos & Patrinos, 2018; Lucero, 2020). El hallazgo más relevante es su caída al controlar la inserción laboral: en un mercado donde la mitad de los ocupados es informal, la educación paga sobre todo al permitir el acceso a empleos asalariados formales y públicos. Esta lectura es coherente con la segmentación descrita por Doeringer y Piore (1971). Debe notarse que, al controlar la ocupación, se condiciona en una variable que también depende de la educación, por lo que el retorno de la columna 3 no mide el efecto total de estudiar, sino la parte que opera dentro de cada tipo de empleo.

La brecha de género reproduce el patrón documentado para América Latina y Ecuador: las mujeres tienen mejores dotaciones, por lo que la brecha no explicada supera la brecha bruta (Ñopo, 2012; Linthon-Delgado & Méndez-Heras, 2022). El patrón de «suelo pegajoso» indica que la desventaja se concentra en las mujeres con empleos de menor ingreso, como el trabajo por cuenta propia y el doméstico. La parte no explicada no debe atribuirse íntegramente a discriminación, pues incluye diferencias no observadas en rama de actividad, tamaño de empresa o preferencias; además, las mujeres que participan en el mercado laboral —el 34,6 % de los ocupados— pueden diferir de las que no lo hacen.

Las penalizaciones por trabajo por cuenta propia e informalidad son de una magnitud que difícilmente se explica solo como elección voluntaria. Aunque Maloney (2004) sostiene que una parte de la informalidad es voluntaria, una diferencia de ingreso cercana al 50 % frente al empleo público, entre trabajadores con igual escolaridad y experiencia, es más compatible con mecanismos de exclusión o con diferencias de productividad asociadas al tamaño de las unidades económicas (Perry et al., 2007).

Las diferencias territoriales aportan un matiz relevante. La menor remuneración en el resto de la provincia se explica sobre todo por la composición del empleo —menor escolaridad, más informalidad y más trabajo jornalero—, pero persiste una penalización de 11 % entre trabajadores comparables, y el retorno a la escolaridad dentro de cada tipo de empleo es allí menor. Esto sugiere que la expansión educativa en esos cantones debe acompañarse de políticas que amplíen la demanda de empleo formal; de lo contrario, su efecto sobre los ingresos será limitado. En cuanto a Milagro, sus indicadores descriptivos son favorables, pero la ENEMDU no ofrece una muestra suficiente para estimar con precisión sus parámetros; un análisis específico del cantón requiere acumular varios años de la encuesta o fuentes con representatividad cantonal.

El estudio tiene limitaciones. El diseño transversal no permite interpretar los coeficientes como efectos causales y no corrige el sesgo de selección en la participación laboral (Heckman, 1979). El ingreso de los trabajadores por cuenta propia puede estar sujeto a errores de declaración. Las regresiones cuantílicas no incorporan el diseño muestral, por lo

que sus intervalos de confianza son aproximados. Futuras investigaciones pueden acumular varios años de la ENEMDU para ampliar la muestra cantonal, incorporar la rama de actividad y el tamaño del establecimiento, y aplicar correcciones de selección o métodos de emparejamiento.

CONCLUSIONES

Este trabajo analizó los determinantes del ingreso laboral en la provincia del Guayas con la ENEMDU anual 2025. Se acepta la primera hipótesis: la escolaridad se asocia con un ingreso 8,3 % mayor por año adicional y la experiencia presenta rendimientos decrecientes, coherentes con la ecuación de Mincer. La mayor parte del retorno educativo opera a través del acceso a empleos formales y públicos: con controles de inserción laboral se reduce a 3,0 %, y es mayor en la parte alta de la distribución salarial.

Se acepta también la segunda hipótesis. Las mujeres ocupadas tienen más escolaridad que los hombres, pero, a igualdad de características, perciben un salario por hora 9,5 % menor; la descomposición de Oaxaca-Blinder muestra una parte no explicada de 10,0 log puntos, más severa en los salarios bajos. La tercera hipótesis se acepta, y la segmentación laboral resulta el factor de mayor magnitud: el trabajo por cuenta propia, jornalero y doméstico se asocia con ingresos entre 46 % y 53 % menores que el empleo público, y la informalidad con una penalización adicional de 34 %.

En el análisis exploratorio territorial, fuera del área metropolitana de Guayaquil los ingresos son menores por la composición del empleo y por una penalización de 11 % entre trabajadores comparables. Los resultados respaldan políticas de formalización del trabajo por cuenta propia, de equidad salarial con énfasis en las trabajadoras de menores ingresos y de articulación entre la oferta educativa y el empleo formal en los cantones fuera de Guayaquil. El análisis específico de ciudades intermedias como Milagro requiere fuentes con mayor tamaño muestral cantonal.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

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

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

Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. *Journal of Human Resources, 50*(2), 317–372. https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317

Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. En O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3A, pp. 1801–1863). Elsevier. https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03011-4

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

Guillen, M., & Ortiz, C. (2022). Impacto de la escolaridad en las brechas salariales por género en Ecuador durante 2010–2020. *Ad-Gnosis, 11*(11), 1–23. https://doi.org/10.21803/adgnosis.11.11.553

Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica, 47*(1), 153–161. https://doi.org/10.2307/1912352

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2026a). *Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU), anual 2025: Boletín técnico*. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/enemdu-anual/

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2026b). *Base de datos de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU), anual 2025* [Conjunto de datos]. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/enemdu-anual/

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

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

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

Lucero, M. F. (2020). Rendimiento de la educación en Ecuador. *Estudios de la Gestión: Revista Internacional de Administración*, (6), 37–90. https://doi.org/10.32719/25506641.2019.6.2

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

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

Ñopo, H. (2012). *New century, old disparities: Gender and ethnic earnings gaps in Latin America and the Caribbean*. Banco Interamericano de Desarrollo y Banco Mundial. 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

Perry, G. E., Maloney, W. F., Arias, O. S., Fajnzylber, P., Mason, A. D., & Saavedra-Chanduvi, J. (2007). *Informality: Exit and exclusion*. Banco Mundial. https://doi.org/10.1596/978-0-8213-7092-6

Psacharopoulos, G., & Patrinos, H. A. (2018). Returns to investment in education: A decennial review of the global literature. *Education Economics*, *26*(5), 445–458. https://doi.org/10.1080/09645292.2018.1484426