REVISTA INVECOM
ISSN en línea: 2739-0063

Factores determinantes de los ingresos en trabajadoras independientes rurales: análisis longitudinal

Determinants of income among rural self-employed women: a longitudinal analysis

Recibido: 17/08/2026 - **Aceptado:** 24/10/2026

Bruno Paolo Algalobo Távara
https://orcid.org/0000-0001-8563-0391
brunoalgalobo531@gmail.com
Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo. Lambayeque, Perú

Virginia Efigenia Mendoza Pescorán
https://orcid.org/0000-0002-3469-5969
vmendoza@unprg.edu.pe
Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo. Lambayeque, Perú

Elmer Willians Rodríguez Olazo
https://orcid.org/0000-0002-4631-5329
erodriguez@unc.edu.pe
Universidad Nacional de Cajamarca. Cajamarca, Perú

Cómo citar este artículo:
Algalobo Távara, B. P., Mendoza Pescorán, V. E., & Rodríguez Olazo, E. W. (2026). Factores determinantes de los ingresos en trabajadoras independientes rurales: análisis longitudinal**.** *Revista InveCom*, *6*(Núm. Especial 3), 1-13. https://doi.org/10.5281/zenodo.24024525

Resumen

La presente investigación tuvo como objetivo analizar los factores asociados con la ganancia real anualizada de las trabajadoras independientes rurales en el Perú durante 2020-2024. Se desarrolló bajo un enfoque cuantitativo, con diseño no experimental, longitudinal y alcance correlacional. Se utilizaron datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO), módulos 200 y 500, mediante un panel no balanceado de 2 978 observaciones persona-año correspondientes a 1 177 mujeres. Se estimaron modelos de mínimos cuadrados ordinarios agrupados, efectos aleatorios, efectos fijos y efectos aleatorios correlacionados mediante el enfoque de Mundlak, con errores estándar robustos agrupados por persona. Los resultados evidenciaron que la ausencia de registro ante la Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (SUNAT) presentó una asociación negativa y significativa con la ganancia real anualizada en el modelo de efectos fijos (β = -0,482; p = 0,011), equivalente a una diferencia de 38,2 %. En los modelos agrupados, la edad, la escolaridad y el uso de internet mostraron asociaciones positivas con la ganancia; sin embargo, no conservaron significancia estadística en el modelo de efectos fijos. La tenencia de una cuenta bancaria tampoco presentó una asociación robusta. Se concluye que la falta de registro ante SUNAT está asociada con menores ganancias. Este resultado no demuestra causalidad y debe interpretarse con cautela, debido a que solo 36 mujeres cambiaron de condición registral y a la exclusión de observaciones únicas. Los hallazgos sugieren promover estrategias integrales de formalización, conectividad, capacitación e inclusión financiera vinculadas con oportunidades de mercado para las mujeres rurales.

Palabras clave: trabajo independiente rural, mujeres rurales, ganancia anualizada.

Abstract

The objective of this study was to analyze the factors associated with the annualized real earnings of rural self-employed women in Peru during 2020–2024. The study employed a quantitative approach with a non-experimental,

longitudinal design and a correlational scope. Data from the National Household Survey (ENAHO), modules 200 and 500, were used, based on an unbalanced panel of 2,978 person-years corresponding to 1,177 women. We estimated clustered ordinary least squares models with random effects, fixed effects, and correlated random effects using the Mundlak approach, with robust standard errors clustered by person. The results showed that the absence of registration with the National Superintendency of Customs and Tax Administration (SUNAT) was negatively and significantly associated with annualized real earnings in the fixed-effects model ($\beta = -0.482$; $p = 0.011$), equivalent to a difference of 38.2%. In the clustered models, age, educational attainment, and internet use showed positive associations with earnings; however, these associations were not statistically significant in the fixed-effects model. Bank account ownership also did not show a robust association. We conclude that a lack of registration with SUNAT is associated with lower earnings. This result does not establish causality and should be interpreted with caution, given that only 36 women changed their registration status and that single observations were excluded. The findings suggest promoting comprehensive strategies for formalization, connectivity, training, and financial inclusion linked to market opportunities for rural women.

Keywords: rural self-employment, rural women, annualized income.

Introducción

El emprendimiento rural femenino ha adquirido creciente relevancia en las agendas de investigación y desarrollo. Además de contribuir al ingreso de los hogares, puede fortalecer el arraigo territorial, las redes económicas y la reproducción de capacidades locales (Ahl et al., 2023; Hazudin et al., 2025; De Vita et al., 2014). Sin embargo, las trayectorias de las mujeres emprendedoras están condicionadas por el espacio social en el que viven, las responsabilidades de cuidado, el acceso a activos y las oportunidades de inserción en mercados formales (Xheneti y Madden, 2025; Welter, 2011).

Es preciso distinguir conceptualmente entre las diversas formas de actividad económica por cuenta propia. Mientras el trabajo independiente o autoempleo se refiere a la categoría ocupacional donde la remuneración depende directamente de los beneficios producidos, el emprendimiento suele implicar una orientación hacia la acumulación, la innovación o el crecimiento empresarial. En el ámbito rural peruano, gran parte del trabajo independiente opera bajo la informalidad entendida en este estudio como la ausencia de registro ante la administración tributaria, configurando frecuentemente estrategias de autoempleo de subsistencia más que modelos de negocio orientados a la expansión.

La evidencia internacional muestra que el desempeño de los emprendimientos rurales liderados por mujeres depende de factores sociodemográficos, económicos e institucionales. La edad, la educación, la ocupación y las redes de apoyo interactúan con la orientación emprendedora y con la disponibilidad de recursos del territorio (Rueda-Galvis et al., 2025; Sahu y Panda, 2025). Asimismo, el capital social, la resiliencia y el entorno institucional influyen en la capacidad para sostener y ampliar la actividad económica (García Uceda et al., 2025).

El acceso financiero y la informalidad ocupan un lugar central en esta discusión. En América Latina, las microfinanzas y el financiamiento cooperativo se asocian con el emprendimiento femenino, aunque los resultados difieren entre actividades por necesidad y por oportunidad (Coronel-Pangol et al., 2025). En el caso peruano, la alfabetización y la inclusión financieras intervienen en las prácticas informales y en las intenciones de formalización de las microemprendedoras (Silupu et al., 2024). La informalidad, por tanto, no representa solo una situación registral, sino también un conjunto de restricciones de acceso a crédito, protección, mercados y redes comerciales.

En el Perú persisten amplias brechas económicas en el ámbito rural. El Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2022) reportó una tasa de actividad de 77,4 % entre las mujeres rurales, inferior a la de los hombres rurales (88,5 %), además de una brecha desfavorable de ingreso laboral. Los indicadores de autonomía económica del INEI (2024) también muestran diferencias por categoría ocupacional, trabajo independiente e informalidad. En respuesta, el Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego (MIDAGRI, 2024) ha planteado fortalecer los emprendimientos agrícolas, pecuarios, forestales y artesanales liderados por mujeres rurales e indígenas.

Los estudios disponibles para el país han abordado el ahorro y el empoderamiento (Daher et al., 2022), el empoderamiento económico en Piura (Alburqueque y León, 2024) y los ingresos de familias agricultoras en Amazonas (Chavez Espinoza et al., 2022; Gómez García et al., 2026). No obstante, sigue siendo limitada la evidencia longitudinal reciente sobre la ganancia individual de las trabajadoras independientes rurales a escala nacional. Esa brecha es relevante porque las diferencias observadas entre personas pueden reflejar características no observadas relativamente estables, como capacidad empresarial, redes, dotación de activos o calidad del entorno.

El objetivo de esta investigación es analizar los factores asociados con la ganancia real anualizada de las trabajadoras independientes rurales en el Perú durante 2020–2024. La población analítica comprende mujeres de

18 años o más, residentes en el área rural y clasificadas por la ENAHO como trabajadoras independientes. Esta categoría se utiliza como aproximación operativa al emprendimiento rural, aunque no permite distinguir plenamente entre autoempleo de subsistencia, actividad empresarial y emprendimiento orientado al crecimiento. El estudio compara estimaciones agrupadas y de panel, y privilegia el modelo de efectos fijos para separar las diferencias persistentes entre mujeres de los cambios observados dentro de cada mujer a lo largo del tiempo.

Metodología

El análisis de datos de panel se fundamenta en los enfoques econométricos para controlar la heterogeneidad no observada entre unidades, siguiendo los criterios planteados por Wooldridge (2010) para la estimación de modelos con datos longitudinales.

La investigación adopta un enfoque cuantitativo, con diseño no experimental, longitudinal y alcance correlacional. Se contrastan asociaciones entre la ganancia individual real anualizada y características sociodemográficas, financieras, tecnológicas y registrales mediante datos secundarios (Ñaupas Paitán et al., 2018; Supo y Zacarías, 2024). Dado el carácter observacional del diseño, los coeficientes se interpretan como asociaciones condicionales y no como efectos causales.

Antes de exigir repetición temporal, se identificaron 12 314 registros que contaban con información completa en todas las variables del modelo. Dado que la identificación en un modelo de efectos fijos requiere variabilidad intraindividual a lo largo del tiempo, se excluyeron 9 336 observaciones correspondientes a mujeres encuestadas una sola vez (singletons), ya que matemáticamente no aportan variación dentro de la unidad. El diagrama de depuración y la estructura final del panel se detallan de forma exhaustiva en la Tabla 1.

El panel no balanceado final quedó conformado por 2 978 observaciones persona-año de 1 177 mujeres, con un seguimiento de dos a cinco periodos (promedio de 2,53 observaciones por mujer). Se reconoce que esta exclusión por atrición (attrition) introduce un sesgo de selección, reteniendo a participantes con mayor permanencia y estabilidad residencial en el marco muestral de la ENAHO. Por ende, el estudio prioriza la validez interna del estimador longitudinal frente a la representatividad externa.

Relacionado a lo anterior, y respecto al diseño muestral de la encuesta, no se aplicaron ponderadores poblacionales. El factor de expansión disponible en la base (facpanel2024) está calibrado exclusivamente para el panel común estricto y balanceado de cinco años. En consecuencia, las asociaciones estimadas se circunscriben estrictamente a la muestra analítica y no deben extrapolarse automáticamente a toda la población rural femenina independiente a nivel nacional.

La variable dependiente es el logaritmo natural de la ganancia mensual neta individual real anualizada más uno. Operativamente, la ganancia nominal neta del mes anterior, fue deflactada utilizando el índice de precios espacial y temporal por departamento, tomando como año base el 2024. El resultado real mensual se multiplicó por 12 para obtener una métrica anualizada. Al tratarse de una proyección de un único mes informado, se reconoce que no equivale a un ingreso anual directamente observado y que la medición puede estar sujeta a efectos de estacionalidad, especialmente en actividades de naturaleza rural.

Respecto a las reglas de recodificación y limpieza, los valores especiales de no respuesta (codificados originalmente como 999999) y las ganancias nominales negativas (producto de pérdidas en el mes de referencia) fueron tratados como datos perdidos (missing values) para evitar la distorsión del análisis logarítmico. Tras esta depuración, la muestra analítica no registró valores negativos ni iguales a cero. Sin embargo, por convención econométrica, la especificación principal emplea la transformación logarítmica $\ln(\text{ganancia real anualizada} + 1)$. Para asegurar que esta decisión funcional no introduzca sesgos, el análisis de robustez (ver Tabla 4) incorpora especificaciones alternativas utilizando el logaritmo natural estándar $\ln(y)$ para valores estrictamente positivos y la transformación del seno hiperbólico inverso (IHS), obteniendo coeficientes consistentes en magnitud y dirección.

Las variables explicativas fueron edad, edad al cuadrado, años de escolaridad, condición de soltera, presencia de un menor de cinco años en el hogar, tenencia de cuenta bancaria, uso de internet y no registro ante SUNAT. Esta última variable identifica informalidad registral: las categorías registradas se clasificaron con valor 0 y la ausencia de registro con valor 1. No debe interpretarse como una medición integral de informalidad laboral o empresarial. También se incorporaron efectos de año; los modelos MCO y de efectos aleatorios incluyeron región natural, con Costa como categoría de referencia. La región no se incluyó en efectos fijos porque es invariante o casi invariante dentro de cada persona y queda absorbida por el efecto individual.

$$ln(Y_{it} + 1) = \beta_0 + \beta_1 Informal_{it} + \beta_2 Edad_{it} + \beta_3 Edad_{it}^2 + \beta_4 Esc_{it} + \beta_5 Soltera_{it} + \beta_6 Menor5_{it} + \beta_7 Cuenta_{it} + \beta_8 Internet_{it} + \delta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Se estimaron modelos de mínimos cuadrados ordinarios agrupados, efectos aleatorios, efectos fijos y efectos aleatorios correlacionados mediante el enfoque de Mundlak.

La relación entre las características individuales y la ganancia real anualizada se estimó mediante modelos para datos de panel. La especificación general fue:

$$\mathrm{Yit} = \beta 0 + \beta \mathrm{Xit} + \delta t + \varepsilon \mathrm{it}$$

Donde Yit representa el logaritmo natural de la ganancia real anualizada más uno de la mujer i en el año t; Xit incluye las características sociodemográficas, financieras y registrales; y δt corresponde a efectos fijos temporales.

Posteriormente se estimó un modelo de efectos aleatorios:

$$\mathrm{Yit} = \beta 0 + \beta \mathrm{Xit} + \delta t + \mathrm{ui} + \varepsilon \mathrm{it}$$

donde:

ui~(0,σu2) representa características individuales no observadas constantes en el tiempo.

Este modelo supone:

$$\mathrm{Cov}(\mathrm{Xit}, \mathrm{ui}) = 0$$

es decir, que las características no observadas de las mujeres no están correlacionadas con las variables explicativa

El modelo de efectos fijos individuales se especificó como:

$$\mathrm{Yit} = \beta \mathrm{Xit} + \delta t + \alpha \mathrm{i} + \varepsilon \mathrm{it}$$

donde αi representa características no observadas constantes en el tiempo propias de cada mujer, permitiendo controlar la heterogeneidad individual invariante.

Adicionalmente, se estimó un modelo de efectos aleatorios correlacionados mediante el enfoque de Mundlak:

$$Yit = \beta Xit + \theta \bar{Xi} + \delta t + \alpha i + \varepsilon it$$

donde Xit corresponde al promedio temporal individual de cada covariable. La significancia conjunta de estos términos permite evaluar la correlación entre los efectos individuales no observados y los regresores.

Esta última especificación incorpora las medias individuales de las covariables para evaluar la posible correlación entre la heterogeneidad no observada y los regresores. En todos los modelos principales se utilizaron errores estándar robustos agrupados por persona. La prueba conjunta de las medias individuales rechazó la hipótesis de ausencia de correlación entre heterogeneidad individual y regresores ($\chi^2(8)=47{,}97$; $p<0{,}001$), lo que respalda el uso de especificaciones que controlan los efectos individuales. El Hausman clásico también rechazó diferencias no sistemáticas ($\chi^2(12)=63{,}58$; $p<0{,}001$), pero se considera complementario porque se calculó sin la matriz de varianzas robusta agrupada. Como análisis de sensibilidad se estimaron efectos fijos sin edad y edad al cuadrado, transformaciones IHS y logarítmica convencional, winsorización en los percentiles 1 y 99, agrupación alternativa por UPM, primeras diferencias para pares de años consecutivos y exclusión sucesiva de cada mujer que cambió de condición registral.

El procesamiento y la estimación se realizaron en Stata/MP 16 y se utilizaron herramientas de Inteligencia artificial generativa como Chat Gpt para el seguimiento econométrico y Claude para ayuda en la argumentación. Los resultados quedan a responsabilidad de los autores.

Resultados

La depuración modifica sustancialmente la base utilizada en la versión previa del estudio. Aunque existían 12 314 observaciones completas, tres cuartas partes correspondían a personas observadas una sola vez. Al exigir al menos dos períodos por mujer, la muestra se redujo a 2 978 observaciones persona-año. La Tabla 1 resume la construcción y la estructura del panel.

Tabla 1
Construcción y estructura de la muestra analítica

Indicador	Valor
Observaciones completas antes de exigir panel	12 314
Observaciones de personas con un solo período excluidas	9 336
Observaciones persona-año del panel final	2 978
Mujeres	1 177
Períodos por mujer: promedio (mínimo–máximo)	2,53 (2–5)
Mujeres con 2 períodos	716
Mujeres con 3 períodos	315
Mujeres con 4 períodos	129
Mujeres con 5 períodos	17
Observaciones formales / informales	59 / 2 919
Mujeres que cambiaron de formalidad	36

Nota: *Elaboración propia con datos de la ENAHO 2020–2024. Una misma mujer puede aparecer entre dos y cinco veces.*

La muestra se concentra en la Sierra (62,89 %), seguida de la Selva (24,35 %) y la Costa (12,76 %). El no registro ante SUNAT alcanza 98,02 % de las observaciones. La ganancia real anualizada promedio fue S/ 3 790,44, mientras que la mediana fue S/ 1 731,03; esta diferencia confirma una distribución asimétrica con pocos valores altos. La Tabla 2 presenta los estadísticos descriptivos completos.

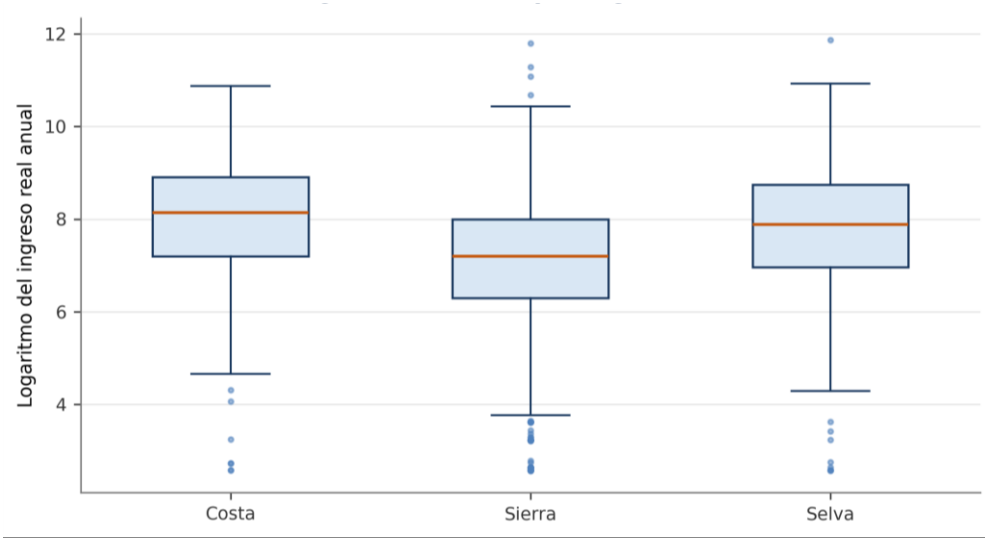
Tabla 2
Estadísticos descriptivos de la muestra analítica 2020 a 2024

Variable	Media	Desv. est.	Mín.	Máx.	N
ln(ingreso real anual + 1)	7,383	1,417	2,565	11,873	2 978
Ganancia real anualizada (S/ de 2024)	3 790,44	6 725,44	12,00	143 376,00	2 978
Edad (años)	52,099	14,879	18	95	2 978
Escolaridad (años)	5,791	6,355	0	22	2 978
Soltera	0,086	0,280	0	1	2 978
Hogar con menor de 5 años	0,172	0,378	0	1	2 978
Cuenta bancaria	0,398	0,490	0	1	2 978
Uso de internet	0,291	0,454	0	1	2 978
No registro ante SUNAT	0,980	0,139	0	1	2 978

Nota: *Elaboración propia con datos de la ENAHO 2020–2024. Las variables dicotómicas toman el valor 1 cuando se cumple la condición indicada.*

Figura 1

Distribución de la ganancia real anualizada por región natural

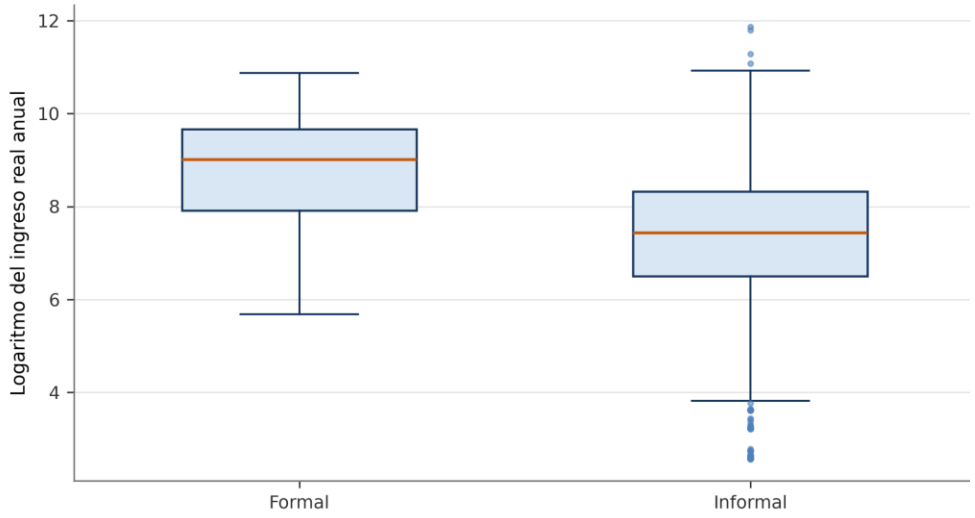


Nota: *Elaboración propia. Las cajas muestran el rango intercuartílico, la línea central representa la mediana y los puntos corresponden a valores atípicos.*

La mediana del logaritmo del ingreso fue 8,144 en la Costa, 7,203 en la Sierra y 7,888 en la Selva. La Sierra presenta una distribución desplazada hacia valores menores. Sin embargo, estas comparaciones son descriptivas y no controlan por la composición de las mujeres ni por el año. En las regresiones agrupadas, la Sierra mantiene una diferencia negativa frente a la Costa, mientras que la Selva no difiere estadísticamente de la categoría de referencia una vez incorporados los controles.

Figura 2

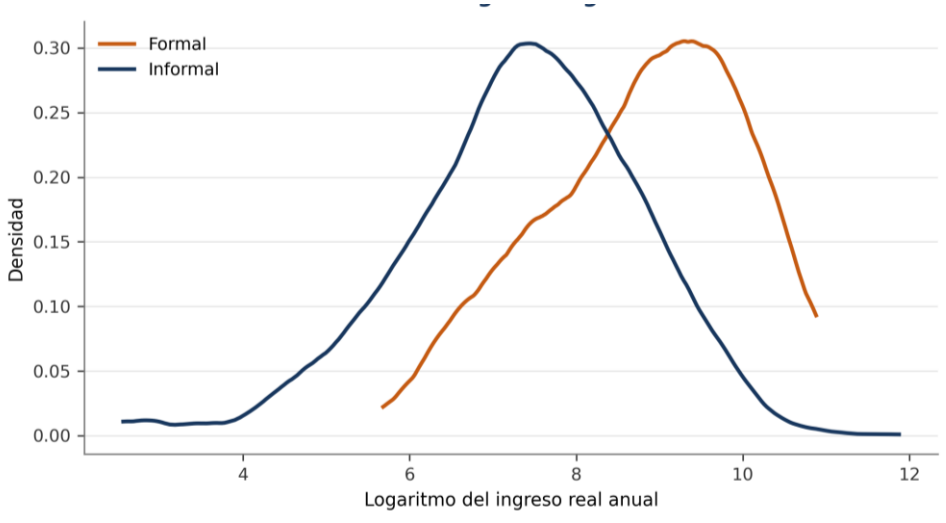
Distribución de la ganancia real anualizada según registro ante SUNAT



Nota*: Elaboración propia. El grupo formal contiene 59 observaciones y el informal 2 919; por ello, la comparación gráfica debe interpretarse con cautela.*

La mediana descriptiva fue 9,007 entre las observaciones formales y 7,434 entre las informales. La diferencia es visible, pero el fuerte desbalance entre grupos impide atribuirla exclusivamente a la formalidad. Las mujeres formales e informales también pueden diferir en capital humano, actividad, activos, localización y otras características observadas o no observadas.

Figura 3
Densidad de la ganancia real anualizada según registro ante SUNAT



Nota: *Elaboración propia. Las curvas son estimaciones de densidad kernel generadas por Stata; no incorporan ponderadores muestrales.*

La curva del grupo formal se concentra en valores más altos del logaritmo del ingreso, mientras que la del grupo informal se extiende hacia la parte baja de la distribución. Este patrón complementa el diagrama de cajas, pero sigue siendo exploratorio: la curva formal se estima con pocas observaciones y la comparación no controla por heterogeneidad individual.

La prueba conjunta de Mundlak rechazó la ausencia de correlación entre la heterogeneidad individual y los regresores ($\chi^2(8)=47{,}97$; $p<0{,}001$), por lo que el modelo de efectos fijos se adopta como especificación principal. El Hausman clásico condujo a una conclusión coincidente ($\chi^2(12)=63{,}58$; $p<0{,}001$), aunque se utiliza solo como evidencia complementaria porque no incorpora la matriz robusta agrupada. La Tabla 3 compara los tres modelos principales con errores estándar agrupados por persona.

Tabla 3
Modelos de ganancia real anualizada MCO efectos aleatorios y efectos fijos

Variable	MCO	Efectos aleatorios	Efectos fijos
Edad	0,0828*** *(0,0134)*	0,0799*** *(0,0131)*	0,0615 *(0,0885)*
Edad al cuadrado	-0,000831*** *(0,000122)*	-0,000812*** *(0,000118)*	-0,000841 *(0,000654)*
Años de escolaridad	0,0225*** *(0,0056)*	0,0222*** *(0,0054)*	-0,0158 *(0,0137)*
Soltera	-0,2656** *(0,1152)*	-0,2043* *(0,1107)*	0,2055 *(0,1955)*
Hogar con menor de 5 años	0,1021 *(0,0766)*	0,0777 *(0,0706)*	0,0174 *(0,0983)*
Cuenta bancaria	-0,0452 *(0,0581)*	-0,0094 *(0,0544)*	0,0690 *(0,0791)*

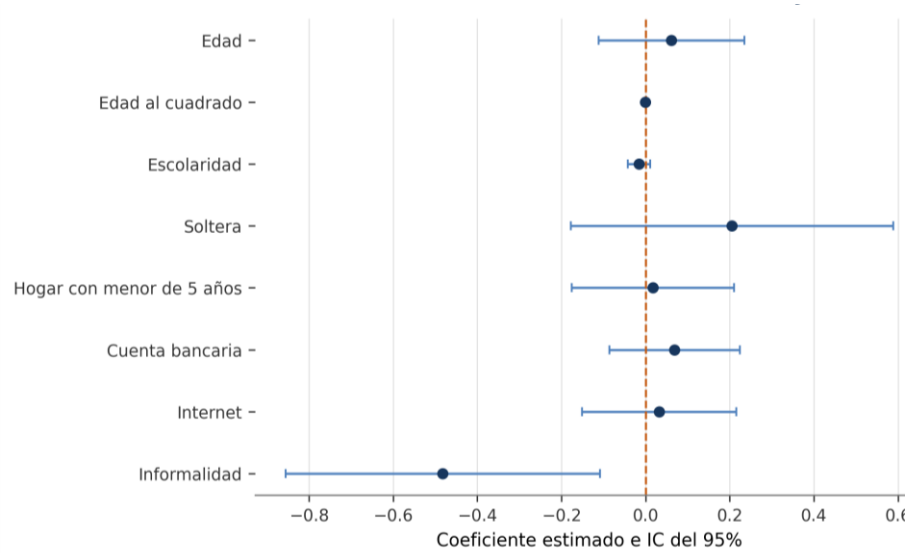
Variable	MCO	Efectos aleatorios	Efectos fijos
Uso de internet	0,4456*** *(0,0755)*	0,3321*** *(0,0697)*	0,0325 *(0,0933)*
No registro ante SUNAT	-0,9624*** *(0,1667)*	-0,8282*** *(0,1562)*	-0,4821** *(0,1905)*
Año 2021	0,1162* *(0,0645)*	0,1344** *(0,0624)*	0,1848** *(0,0770)*
Año 2022	-0,0488 *(0,0709)*	-0,0330 *(0,0668)*	0,0456 *(0,1099)*
Año 2023	-0,1564** *(0,0788)*	-0,1371* *(0,0753)*	-0,0066 *(0,1510)*
Año 2024	0,0024 *(0,0839)*	0,0042 *(0,0789)*	0,1426 *(0,1852)*
Sierra	-0,4723*** *(0,0954)*	-0,5392*** *(0,0951)*	—
Selva	0,0507 *(0,1050)*	-0,0053 *(0,1050)*	—
Constante	6,5167*** *(0,4234)*	6,5341*** *(0,4078)*	7,0827** *(2,9455)*
Observaciones	2 978	2 978	2 978
Mujeres / clústeres	1 177	1 177	1 177
R^2 global	0,1533	0,1521	0,0496
R^2 dentro	—	0,0059	0,0131

Nota: *Variable dependiente: ln(ganancia real anualizada + 1). Coeficientes y errores estándar robustos agrupados por persona entre paréntesis. Año base: 2020. Región base: Costa. La región queda absorbida en efectos fijos. * p < 0,10; ** p < 0,05; *** p < 0,01.*

En MCO y efectos aleatorios, la edad presenta un perfil cóncavo, la escolaridad y el uso de internet se asocian positivamente con la ganancia, y el no registro ante SUNAT muestra una asociación negativa. La Sierra registra menores ganancias que la Costa, mientras que la diferencia de la Selva no es significativa. Estos resultados combinan variación entre mujeres y cambios dentro de cada mujer y, por ello, no deben equipararse con el estimador longitudinal.

En efectos fijos, la mayoría de las covariables pierde significancia. El no registro ante SUNAT conserva un coeficiente de -0,482 (p=0,011; IC del 95 %: -0,856 a -0,108). La transformación 100 × [exp(β) - 1] equivale a una diferencia aproximada de -38,2 % en la ganancia más uno, con un intervalo aproximado de -57,5 % a -10,3 %. El indicador de 2021 también es positivo respecto de 2020 (β=0,185; p=0,017). Debido a la anualización de una ganancia mensual y al reducido número de cambios registrales, estas magnitudes deben interpretarse con cautela. La Figura 4 muestra los coeficientes de las variables sustantivas del modelo principal.

Figura 4
Coeficientes e intervalos de confianza del modelo de efectos fijos



Nota: *Elaboración propia a partir del coeficiente de efectos fijos. Los intervalos de confianza del 95 % se calculan con errores estándar robustos agrupados por persona. Los efectos de año y la constante no se muestran.*

Tabla 4
Robustez del modelo de efectos fijos

Variable	FE principal	FE sin edad y edad²
Edad	0,0615 (0,0885)	—
Edad al cuadrado	-0,000841 (0,000654)	—
Años de escolaridad	-0,0158 (0,0137)	-0,0164 (0,0136)
Soltera	0,2055 (0,1955)	0,2082 (0,1956)
Hogar con menor de 5 años	0,0174 (0,0983)	0,0130 (0,0985)
Cuenta bancaria	0,0690 (0,0791)	0,0567 (0,0788)
Uso de internet	0,0325 (0,0933)	0,0455 (0,0931)
No registro ante SUNAT	-0,4821** (0,1905)	-0,4761** (0,1905)
Año 2021	0,1848** (0,0770)	0,1534** (0,0666)
Año 2022	0,0456 (0,1099)	-0,0128 (0,0735)

Variable	FE principal	FE sin edad y edad²
Año 2023	-0,0066 (0,1510)	-0,0894 (0,0877)
Año 2024	0,1426 (0,1852)	0,0329 (0,0952)
Observaciones	2 978	2 978
Mujeres	1 177	1 177
R^2 dentro	0,0131	0,0117

Nota: *Coeficientes y errores estándar robustos agrupados por persona entre paréntesis. ** p < 0,05. La constante se omite para ahorrar espacio.*

Al excluir edad y edad al cuadrado, el coeficiente del no registro ante SUNAT cambia de -0,482 a -0,476 y mantiene significancia al 5 %. Esta especificación es especialmente relevante porque la edad está estrechamente vinculada al paso del tiempo en un modelo con efectos individuales y de año. No obstante, solo 36 de las 1 177 mujeres cambiaron de condición registral. Son estas transiciones las que aportan la identificación directa del coeficiente, por lo que la precisión, la estabilidad inferencial y la validez externa siguen siendo limitadas.

Las pruebas adicionales muestran un patrón parcialmente estable. El coeficiente fue -0,477 con la transformación IHS (p=0,013), -0,477 con el logaritmo convencional (p=0,013), -0,439 tras winsorizar la ganancia en los percentiles 1 y 99 (p=0,015) y -0,476 al agrupar los errores por UPM (p=0,014). La sensibilidad leave-one-switcher-out mantuvo el coeficiente entre -0,567 y -0,404. Sin embargo, el modelo de primeras diferencias para pares de años consecutivos produjo un coeficiente menor y no significativo (β=-0,291; p=0,188). Por tanto, la evidencia respalda la dirección negativa de la asociación, pero no permite afirmar que su significancia sea uniforme en todas las especificaciones.

Tabla 5

Comparación de modelos con heterogeneidad no observada

Variable	Efectos fijos (FE)	Mundlak CRE
No registro ante SUNAT	-0,482**	-0,481**
Escolaridad	-0,016	-0,016
Internet	0,032	0,037
Observaciones	2 978	2 978
Mujeres	1 177	1 177
Test Mundlak	—	$\chi^2(8)=47,97$***

Nota: *Los coeficientes corresponden a modelos con variable dependiente ln(ganancia real anualizada + 1). Errores estándar robustos agrupados por persona. ** p < 0,05; *** p < 0,01. La prueba de Mundlak evalúa conjuntamente las medias individuales de las covariables.*

Discusión

El principal hallazgo es la asociación negativa entre el no registro ante SUNAT y la ganancia real anualizada. El coeficiente es grande y significativo en MCO y efectos aleatorios, y se reduce al introducir efectos fijos individuales. La reducción de -0,962 en MCO a -0,482 en efectos fijos indica que una parte importante de la brecha bruta se relaciona con diferencias persistentes entre mujeres, como dotación de activos, experiencia, redes, ubicación o tipo de actividad. El resultado de primeras diferencias conserva el signo, pero no alcanza significancia estadística, lo que refuerza la necesidad de interpretar la magnitud con cautela. Este patrón coincide con la literatura que vincula la informalidad femenina con restricciones institucionales y socioespaciales (Xheneti y Madden, 2025; Kitole y Genda, 2024; Barriga et al., 2024).

La persistencia del signo negativo dentro de la persona es compatible con la idea de que el registro formal puede facilitar el acceso a mercados, financiamiento, contratos y redes (La Porta y Shleifer, 2014; Rufai et al., 2021). Sin embargo, el diseño no permite afirmar que registrarse ante SUNAT cause automáticamente un aumento de la ganancia. La transición registral puede ocurrir al mismo tiempo que cambios en escala, sector, activos, demanda o capacidad de gestión. Además, solo 36 mujeres cambian de condición y las primeras diferencias no producen un resultado significativo. La interpretación más defendible es, por tanto, una asociación longitudinal condicionada e indicativa, no un efecto causal.

La edad, la escolaridad y el uso de internet son positivos y significativos en las especificaciones agrupadas, pero no en efectos fijos. Esto no demuestra que carezcan de importancia económica. La escolaridad varía poco o nada dentro de una mujer adulta; el acceso digital puede cambiar, pero su aprovechamiento depende de capacidades y condiciones de mercado. Por tanto, los resultados agrupados capturan diferencias entre personas, mientras que los efectos fijos preguntan si un cambio dentro de la misma mujer se acompaña de un cambio en ingreso. Esta distinción es coherente con la literatura sobre digitalización rural y vacíos institucionales (Soluk et al., 2021; Dong et al., 2024; Rajkhowa y Qaim, 2022).

La tenencia de una cuenta bancaria no presenta una asociación robusta. El resultado sugiere que el acceso nominal a una cuenta no equivale necesariamente a uso productivo del crédito, ahorro, seguros o medios de pago. Las microfinanzas pueden facilitar la actividad, pero su desempeño depende del propósito del emprendimiento y de restricciones sociales e institucionales (Coronel-Pangol et al., 2025; Shahriar et al., 2025; Sherwani et al., 2024). En consecuencia, la inclusión financiera debería medirse con indicadores de uso, costo, calidad y destino de los servicios, no solo con tenencia.

Las diferencias territoriales también son relevantes. La Sierra presenta una brecha negativa frente a la Costa en MCO y efectos aleatorios, mientras que la Selva no muestra una diferencia ajustada estadísticamente significativa. Este resultado corrige la interpretación de la versión previa, que atribuía a la Selva una ventaja general. Debido a que la región es esencialmente invariante dentro de la persona, el modelo de efectos fijos no puede estimar su coeficiente de forma separada. Por ello, la dimensión territorial se interpreta a partir de modelos entre personas y de evidencia descriptiva, no del estimador principal.

Finalmente, el panel analítico no utiliza ponderadores. La muestra excluye a quienes aparecen una sola vez y combina distintas longitudes de seguimiento, mientras que el factor disponible corresponde al panel común de cinco años. La exclusión de 9 336 observaciones puede generar selección hacia participantes con mayor permanencia en la encuesta. Los resultados son informativos para las mujeres que cumplen los criterios analíticos, pero no ofrecen estimaciones poblacionales nacionales. Futuros trabajos deberían comparar sistemáticamente a las mujeres incluidas y excluidas, definir un estimando poblacional explícito y emplear factores específicos de cada ventana panel o métodos de ponderación longitudinal compatibles con la selección y la atrición.

Conclusiones

La investigación evaluó los factores asociados con la ganancia mensual real anualizada de las trabajadoras independientes rurales del Perú durante 2020–2024 mediante un panel no balanceado de 2 978 observaciones y 1 177 mujeres. La corrección de la estructura del panel fue decisiva: 9 336 de las 12 314 observaciones completas correspondían a personas registradas una sola vez y no podían contribuir a la identificación dentro de la persona. Esta depuración mejora la coherencia longitudinal, pero también limita la representatividad y puede introducir selección por permanencia en el panel.

El no registro ante SUNAT es la única variable sustantiva que mantiene una asociación estadísticamente significativa en el modelo principal de efectos fijos. El coeficiente de -0,482 equivale a una diferencia aproximada de -38,2 % en la ganancia más uno y permanece próximo en las especificaciones sin edad, IHS, logarítmica, winsorizada, Mundlak y con agrupación por UPM. No obstante, el modelo de primeras diferencias conserva el signo, pero no la significancia estadística (β=-0,291; p=0,188), y la estimación principal se apoya en solo 36 mujeres que cambian de condición registral. Por ello, la magnitud debe tratarse como evidencia indicativa y no como una estimación causal generalizable.

La edad, la escolaridad y el uso de internet distinguen los ingresos entre mujeres en MCO y efectos aleatorios, pero no explican cambios estadísticamente significativos dentro de la misma mujer. La cuenta bancaria tampoco muestra una relación robusta. Territorialmente, la Sierra presenta menores ingresos ajustados que la Costa en las especificaciones que permiten estimar región, mientras que la Selva no difiere de manera significativa.

En términos de política, los resultados sugieren considerar intervenciones integrales: simplificación y acompañamiento del registro, conectividad con uso productivo, capacitación vinculada a mercados, inclusión financiera efectiva y fortalecimiento de redes comerciales. El registro ante SUNAT no debería plantearse como un

trámite aislado ni como garantía automática de mayores ganancias, sino como parte de una estrategia que reduzca costos, amplíe oportunidades y proteja la sostenibilidad económica de las mujeres rurales.

Las principales limitaciones son el autorreporte de la ganancia, la anualización de un único mes, la ausencia de controles por estacionalidad, sector y activos productivos, la escasa variación temporal de varias covariables, el reducido número de transiciones registrales, la posible selección derivada de excluir observaciones únicas y la falta de una estrategia de ponderación para el panel no balanceado. Las estimaciones alternativas mantienen generalmente el signo negativo, pero las primeras diferencias muestran que la significancia no es uniforme. Estas limitaciones impiden atribuir causalidad y restringen la generalización de los resultados.

Referencias

Ahl, H., Berglund, K., Pettersson, K., & Tillmar, M. (2023). Women's contributions to rural development: Implications for entrepreneurship policy. *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, *30*(7), 1652-1677. https://doi.org/10.1108/IJEBR-11-2022-0973

Alburqueque, H., & León, J. (2024). Economic Empowerment among Rural Women Entrepreneurs in Piura—Peru: A Measurement Model. En I. B. Franco, S. U. Mehreen, & A. Joshi (Eds.), *Gender Aspects of Climate Change and Sustainable Development: A Global Overview* (pp. 103-127). Springer Nature. https://doi.org/10.1007/978-981-97-1192-5_8

Barriga, L., Bautista, J., & Aguaded, I. (2024). Heterogeneidad no observada en los ingresos de los trabajadores independientes en el Perú urbano. *Estudios Gerenciales, 40*(172), 329-339. https://doi.org/10.18046/j.estger.2024.172.6624

Chavez Espinoza, W., Morante Dávila, M. A., Cueva Vega, E., Cruz Caro, O., & Chavez Espinoza, O. (2022). Factores que influyen en el ingreso de las familias agricultoras en Amazonas Perú. *Comuni@cción*, *13*(4), 291-300. https://doi.org/10.33595/2226-1478.13.4.773

Coronel-Pangol, K., Orden-Cruz, C., & Paule-Vianez, J. (2025). Women entrepreneurs' access to microfinance and cooperative finance in Latin America: Differences between opportunity and necessity entrepreneurship. *International Entrepreneurship and Management Journal*, *21*(1), 113. https://doi.org/10.1007/s11365-025-01135-z

Daher, M., Rosati, A., & Jaramillo, A. (2022). Saving as a Path for Female Empowerment and Entrepreneurship in Rural Peru. *Progress in Development Studies*, *22*(1), 32-55. https://doi.org/10.1177/14649934211035219

De Vita, L., Mari, M., & Poggesi, S. (2014). Women entrepreneurs in and from developing countries: Evidences from the literature. *European Management Journal*, *32*(3), 451–460. https://doi.org/10.1016/j.emj.2013.07.009

Dong, S., Wang, N., Fan, C., Chen, S., & Zhang, L. (2024). E-commerce and rural women entrepreneurship——Based on the quasi-natural experiment of "comprehensive demonstration policy" for E-commerce in rural areas. *Economic Analysis and Policy*, *83*, 749-765. https://doi.org/10.1016/j.eap.2024.07.018

García Uceda, E., Blázquez, B. O., Asensio-Martínez, Á., & Gascón-Santos, S. (2025). Analysis of Professional Development, Social Capital and Resilience of Women in Rural Areas: A Cross-Sectional Descriptive Study. *SAGE Open*, *15*(3). https://doi.org/10.1177/21582440251367825

Gómez García, L. D., Zambrano Aranda, G. M., & Toledo Concha, E. J. (2026). Beyond the counter: Unveiling the financial informality dynamics of female entrepreneurs in Lima's Bodega sector. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, *33*(2), 428-450. https://doi.org/10.1108/JSBED-03-2024-0172

Hazudin, S. F., Sabri, M. F., Tamyez, P. F. M., Awang Kader, M. A. R., Ridzuan, M. R., Tajuddin, N., & Kumar, S. (2025). Systematic Review of Determinants of Rural Women Entrepreneurs' Success: Research Progress and Future Agenda. *Sage Open*, *15*(4), 21582440251390861. https://doi.org/10.1177/21582440251390861

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2022). *Perú: Compendio Estadístico 2022.* https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1872/COMPENDIO2022.html

Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2024). *Camino a la autonomía económica de las mujeres – EPEN.* https://m.inei.gob.pe/estadisticas/indice-tematico/camino-a-la-autonomia-economica-de-las-mujeres-epen-14810/

Kitole, F. A., & Genda, E. L. (2024). Empowering her drive: Unveiling the resilience and triumphs of women entrepreneurs in rural landscapes. *Women's Studies International Forum, 104,* 102912. https://doi.org/10.1016/j.wsif.2024.102912

La Porta, R., & Shleifer, A. (2014**).** Informality and development. *Journal of Economic Perspectives, 28*(3), 109–126. https://doi.org/10.1257/jep.28.3.109

Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego. (2023). *Mujeres Emprendedoras Estrategia de Emprendimiento de la Mujer Rural e Indígena EEMRI 2022*. http://hdl.handle.net/20.500.13036/1573
Ñaupas Paitán, H., Valdivia Dueñas, M. R., Palacios Vilela, J. J., & Romero Delgado, H. E. (2018). *Metodología de la investigación cuantitativa-cualitativa y redacción de la tesis (5.ª ed.)*. Ediciones de la U.
Rajkhowa, P., & Qaim, M. (2022). Mobile phones, off-farm employment and household income in rural India. *Journal of Agricultural Economics, 73*(3), 789–805. https://doi.org/10.1111/1477-9552.12480
Rueda-Galvis, J. F., Garavito-Hernández, Y., Castro-Castro, M. L., & Pérez-Picón, K. L. (2025). Profile of female entrepreneurship in pre-pandemic Latin America: Trends and challenges. *Journal of Innovation and Entrepreneurship*, *14*(1), 147. https://doi.org/10.1186/s13731-025-00604-7
Rufai, A. M., Ogunniyi, A. I., Salman, K. K., Salawu, M. B., & Omotayo, A. O. (2021). Rural transformation and labor market outcomes among rural youths in Nigeria. *Sustainability*, *13*(24), 13794. https://doi.org/10.3390/su132413794
Sahu, C. K., & Panda, R. K. (2025). Institutional environment dimensions and business performance of rural-based women entrepreneurs: The role of entrepreneurial orientation. *Journal of Entrepreneurship and Public Policy,15*(3), 382–402. https://doi.org/10.1108/JEPP-03-2024-0029
Shahriar, A. Z. M., Chase, S. R., & Shepherd, D. (2025). Financial inclusion and low-income women's new venture initiation: A field experiment. *Journal of Business Venturing*, *40*(5). https://ideas.repec.org//a/eee/jbvent/v40y2025i5s0883902625000539.html
Sherwani, F. K., Shaikh, S. Z., Behal, S., & Siddiqui, M. S. (2024). Determinants of financial inclusion among women-owned enterprises: A case study of the informal sector. *Arab Gulf Journal of Scientific Research*, *42*(4), 1340-1358. https://doi.org/10.1108/AGJSR-05-2023-0193
Silupu, B., Usero, B., & Montoro, M. A. (2024). Why formalize? Examining the context of Peruvian women microentrepreneurs. *Journal of Enterprising Communities: People and Places in the Global Economy*, *18*(6), 1364-1383. https://doi.org/10.1108/JEC-07-2023-0124
Supo, J., & Zacarías, H. (2024). *Metodología de la investigación científica (3.ª ed.)*. Editorial Sociedad Hispana de Investigadores Científicos.
Soluk, J., Kammerlander, N., & Darwin, S. (2021). Digital entrepreneurship in developing countries: The role of institutional voids. *Technological Forecasting and Social Change*, *170*(C). https://ideas.repec.org//a/eee/tefoso/v170y2021ics0040162521003085.html
Welter, F. (2011). Contextualizing entrepreneurship—Conceptual challenges and ways forward. *Entrepreneurship Theory and Practice, 35*(1), 165–184. https://doi.org/10.1111/j.1540-6520.2010.00427.x
Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data (2nd ed.)*. MIT Press.
Xheneti, M., & Madden, A. (2025). Women's entrepreneurship in the informal economy: A socio-spatial perspective. *Human Relations*, *78*(9), 1123-1162. https://doi.org/10.1177/00187267241288661

Contribución de la autoría

Bruno Paolo Algalobo Távara: Conceptualización, Metodología, Software (procesamiento en Stata/MP 16), Curación de datos, Análisis formal (modelamiento econométrico de datos de panel), Investigación, Visualización, Redacción – borrador original, Redacción – revisión y edición.
Virginia Efigenia Mendoza Pescorán: Conceptualización, Investigación, Validación, Supervisión, Redacción – revisión y edición.
Elmer Willians Rodríguez Olazo: Metodología, Validación, Investigación, Supervisión, Redacción – revisión y edición.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses en relación con la presente investigación.

Autor de correspondencia

Bruno Paolo Algalobo Távara. Correo electrónico: brunoalgalobo531@gmail.com