

## Heterogeneidad no observada en los ingresos de los trabajadores independientes en el Perú urbano

Luis Barriga\* 

Egresado, Facultad de Economía, Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Arequipa, Perú.  
[lbarrigas@unsa.edu.pe](mailto:lbarrigas@unsa.edu.pe)

Juliana Bautista 

Docente, Facultad de Economía, Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa, Arequipa, Perú.  
[jbautistal@unsa.edu.pe](mailto:jbautistal@unsa.edu.pe)

Ignacio Aguaded 

Docente, Departamento de Pedagogía, Universidad de Huelva, Huelva, España.  
[aguaded@uhu.es](mailto:aguaded@uhu.es)

### Resumen

En la investigación se estima que factores socioeconómicos influyeron en los ingresos de los trabajadores independientes en los periodos 2017-2019 y 2020-2022, utilizando la Encuesta Nacional de Hogares que realizó el Instituto Nacional de Estadística e Informática. Se aplicó un modelo de regresión de mezcla finita de cuantiles de panel, esto permitió estimar los efectos heterogéneos de los factores socioeconómicos y modelar las características propias de las personas, conocidas como *heterogeneidad no observada*. Se halló que utilizando dos locaciones o mezclas en las regresiones cuantílicas, existe una amplia gama de efectos de los años de educación en los distintos cuantiles en mujeres y hombres. Además, estos efectos son diferentes si se comparan los periodos de antes y durante la COVID-19.

**Palabras clave:** trabajadores independientes; ingresos; heterogeneidad no observada; cuantiles; mezcla finita.

### Unobservable heterogeneity in the income of independent workers in urban Peru

#### Abstract

The research estimates that socioeconomic factors influenced the income of self-employed workers during the periods 2017-2019 and 2020-2022, using data from the National Household Survey conducted by the National Institute of Statistics and Informatics. A finite mixture quantile panel regression model was applied, which allowed estimating the heterogeneous effects of socioeconomic factors and modeling the individual characteristics of people, known as unobserved heterogeneity. It was found that, by using two locations or mixtures in the quantile regressions, there is a wide range of effects of years of education across different quantiles for both women and men. Moreover, these effects differ when comparing the periods before and during COVID-19.

**Keywords:** self-employed; income; unobserved heterogeneity; quantiles; finite mixture.

### Heterogeneidade não observada nas rendas dos trabalhadores autônomos no Peru urbano

#### Resumo

Na pesquisa, estima-se que fatores socioeconômicos influenciaram os rendimentos dos trabalhadores autônomos nos períodos de 2017-2019 e 2020-2022, utilizando a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios realizada pelo Instituto Nacional de Estatística e Informática. Aplicou-se um modelo de regressão de mistura finita de quantis em painel, o que permitiu estimar os efeitos heterogêneos dos fatores socioeconômicos e modelar as características próprias das pessoas, conhecidas como heterogeneidade não observada. Verificou-se que, utilizando duas localizações ou misturas nas regressões quantílicas, há uma ampla gama de efeitos dos anos de educação em diferentes quantis para mulheres e homens. Além disso, esses efeitos são diferentes quando se comparam os períodos antes e durante a COVID-19.

**Palavras-chave:** trabalhadores autônomos; rendas; heterogeneidade não observada; quantis; mistura finita.

\*Autor para dirigir correspondencia.

**Clasificación JEL:** C15; C33.

**Cómo citar:** Barriga, L.; Bautista, J. y Aguaded, I. (2024). Heterogeneidad no observada en los ingresos de los trabajadores independientes en el Perú urbano. *Estudios Gerenciales*, 39(166), 329-339. <https://doi.org/10.18046/j.estger.2024.172.6624>

**DOI:** <https://doi.org/10.18046/j.estger.2024.172.6624>

**Recibido:** 14-12-2023

**Aceptado:** 29-08-2024

**Publicado:** 30-10-2024

## 1. Introducción

Un trabajador independiente es autoempleado en su negocio o empresa, puede o no tener empleados a su cargo (Instituto Nacional de Estadística e Informática - INEI, 2022). Según la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH), que realiza el INEI, la Población Económicamente Activa (PEA) ocupada en el área urbana del Perú en el 2017 fue de 11 171,5 miles de personas, pasando en el 2021 a 13 229,2. Los trabajadores independientes representaron una gran proporción de la PEA ocupada: en 2017, alrededor del 35,9 %, en 2020 se redujo a 35,9 %, y en 2021 aumentó a 36,0 %. La PEA ocupada joven (14 a 29 años) en 2019 fue de 3 679,4 miles de personas, en 2020 y 2021 de 3 077,9 y 3 778,9 respectivamente. Además, los independientes jóvenes en 2019 representaron el 21,1 % de la PEA ocupada, en 2020 se contrajo a 20,6 % y en 2021 se expandió a 22,5 % (INEI, 2022).

Los trabajadores independientes tuvieron un ingreso promedio de S/ 927,1 durante el periodo 2017-2021. Respecto a los ingresos del año 2021, en comparación al 2019, sufrieron un incremento de 9,1 % en el caso de los trabajadores independientes y de 11,9 % en empleadores o patronos (INEI, 2022). Estas variaciones no indican homogeneidad entre ellos, sino una diferenciación, ya que todas estas cifras reflejan que los independientes en el área urbana tenían características heterogéneas, desde un incremento importante en la cantidad de personas jóvenes que contaban con un empleo, aun cuando se daba la COVID-19, hasta diferencias en los ingresos que percibieron.

Es importante tener en cuenta no solo factores como la edad pueden tener distintas relaciones con los ingresos de los trabajadores independientes, sino que se suman otros como la educación (Becker, 1994; Mincer, 1974), el género y otras características propias de la persona. Para el Perú, y a nivel de sus regiones, algunas de estas características son: salud, número de integrantes del hogar, condición marital y cantidad de descendientes (León, 2018; León y Valcárcel, 2022).

Con base en lo expuesto anteriormente, surgió la incertidumbre respecto a cómo calcular los impactos que podría tener cada una de estas variables socioeconómicas en los ingresos del trabajador independiente, tanto en el contexto previo como durante la pandemia de la COVID-19. Por esta razón, el presente estudio abordó este tema a través de la estimación de modelos econométricos, tales como las regresiones cuantílicas. Estos modelos permitieron abordar interrogantes como ¿cuál es el efecto que ejercen los factores socioeconómicos sobre los ingresos de quienes son trabajadores independientes con ingresos elevados y bajos?, ¿cuál es la diferencia de impacto entre hombres y mujeres?, ¿son comparables los resultados para ambos grupos? Además, se exploró el efecto de la inclusión de características inobservables de los trabajadores independientes en sus ingresos.

Este último punto no se consideró en investigaciones locales, debido a que solo tomaron como fuente de información datos de corte transversal y modelos de

regresión lineales. Para llevar a cabo la aplicación empírica, se utilizaron regresiones cuantílicas para datos de panel, basados en el trabajo de Alfò *et al.* (2017).

El artículo está compuesto por una revisión de literatura, en su mayoría, de estudios internacionales; las variables a utilizar; la metodología; los resultados; y, finalmente, las conclusiones.

## 2. Revisión de literatura

Las investigaciones que abordan el tema de los efectos heterogéneos de un conjunto de variables sobre los ingresos de una persona se han incrementado en los últimos años, sin embargo, si se añade el análisis de la heterogeneidad no observada, es decir, las características propias de las personas, la cantidad se reduce significativamente. Aunque se encontraron algunas que tratan otros temas como el dolor de parto (Alfò *et al.* 2017), el gasto en alimentos (Gupta *et al.*, 2021) o la degeneración macular relacionada con la edad (Ji y Shi, 2022).

Para estimar los efectos heterogéneos de un conjunto de variables sobre los ingresos se cuenta con los modelos de regresión cuantílicos. A nivel internacional, en Corea del Sur, Ha (2023) encontró que, durante la COVID-19, los trabajadores autónomos en industrias vulnerables en cuantiles de bajos ingresos presentaron los daños más graves. En Europa oriental y occidental, Pantea (2022) estimó que el autoempleo pagaba más que el empleo regular, pero esto ocurrió para los trabajadores con mayores ingresos, y mucho menos que el empleo regular para aquellos que estaban por debajo de la media.

Además, en Brasil, França *et al.* (2020) hallaron que las mujeres independientes ganaban menos que los hombres, en promedio, y a lo largo de la distribución de los ingresos, porque ellas elegían ocupaciones con menores ingresos. En Alemania, Schneck (2020) calculó que un incremento en la proporción de personas que trabajan por cuenta propia en la fuerza laboral, aumenta la polarización del ingreso, tanto en la parte inferior como superior de la distribución del ingreso por hora. Willis *et al.* (2020) determinaron que educación, edad y género explican las diferencias en los ingresos de trabajadores autoempleados en Estados Unidos, y cómo estas varían para los que ganan menos y más. En Nigeria, Olowajolu *et al.* (2019) estimaron que los trabajadores por cuenta propia experimentan penalizaciones de ingresos en los cuantiles inferiores de la distribución de los ingresos, caso contrario al que ocurre en los trabajadores asalariados.

Sumado a lo anterior, y dejando de lado los modelos de regresión cuantílicos, algunas investigaciones controlaron la heterogeneidad no observada utilizando un modelo de efectos fijos en datos de panel. En Reino Unido, Jones y Kaya (2023) descubrieron que la brecha salarial de género aumenta con el tamaño de la empresa, aun cuando se considera la heterogeneidad a nivel de individuo, pero esto cambia cuando se incluye a nivel de empresa. En Italia, Damiani *et al.* (2023) encontraron efectos heterogéneos de la reducción de impuestos sobre los ingresos promedio

de las empresas italianas. En el área rural de la India, [Rajkhowa y Qaim \(2022\)](#) detectaron que poseer un celular tiene efectos positivos sobre la participación en trabajos no agrícolas y en los ingresos totales de los hogares. En Nigeria, [Rufai et al. \(2021\)](#) determinaron que contar con educación, acceso a infraestructura e información, tiene efectos positivos sobre los jóvenes que optaron por un empleo asalariado en las zonas rurales.

Otra forma de abordar la heterogeneidad no observada fue a través de variables instrumentales. En Grecia, [Chletsos y Roupakias \(2020\)](#) usaron un estimador de variables instrumentales para modelar la heterogeneidad a través de regresiones cuantílicas aplicadas a datos de corte transversal, y encontraron que los retornos de la educación son mayores en los cuantiles inferiores de los ingresos de los hombres en un periodo de precrisis, efecto que fue contrario en uno de poscrisis.

En el Perú, algunas investigaciones consideraron a los trabajadores independientes, sin embargo, solo se limitaron a la utilización de modelos de regresión lineales para estimar efectos promedio sobre los ingresos; probabilísticos sobre la decisión de ser independiente; y a investigaciones del tipo correlacional-descriptivas. Así pues, [Barriga et al. \(2024a\)](#) estimaron que los ingresos de autoempleados o emprendedores se ven incrementados por los años de educación y la antigüedad de su negocio, siendo este efecto mayor para hombres durante la COVID-19, y el tener una enfermedad tuvo efectos negativos. Por su parte, el [Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo \(MTPE, 2022\)](#) indicó que la probabilidad de que una persona se encuentre empleada fue de 70,3 % —15,2 % a trabajadores independientes voluntarios y 8,5 % involuntarios—. [Cruz Saco et al. \(2022\)](#) hallaron una gran diferencia en los ingresos entre hombres y mujeres mayores de edad. Por último, [Perez-Silva y Krivosos \(2021\)](#) sostuvieron que la apertura comercial estaba asociada con un aumento de los trabajadores autónomos del área urbana.

Otros estudios se centraron en los trabajadores dependientes y sus salarios, como el de [Carlosviza et al. \(2021\)](#), que encontraron que la COVID-19 tuvo un efecto negativo sobre los salarios, el cual fue mayor en mujeres. Asimismo, variables como área rural, seguro de salud y ser una persona adulta mayor de 65 años tuvieron un efecto divergente sobre los salarios de ellas. Además, hallaron que los salarios de los hombres eran superiores a los de las mujeres, diferencia que se incrementó aún más por el efecto de la COVID-19.

[Arroyo et al. \(2022\)](#) también identificaron una diferencia significativa entre los salarios de hombres y mujeres en el sector formal en la zona central de Perú. En el caso del sector informal, esta diferencia salarial se redujo. [Vaccaro et al. \(2022\)](#) calcularon que la brecha en los salarios de la ocupación principal según el género entre 2007 y 2018 fue del 10 %, en promedio, a favor de los hombres. [Maurizio \(2019\)](#) sostuvo que los trabajadores dependientes informales y no asalariados tienen una mayor probabilidad de convertirse en trabajadores independientes. Por su parte, un tema próximo a los ingresos de los independientes

fue el desarrollado por [Barriga et al. \(2024b\)](#), quienes estimaron que el ingreso mínimo requerido por el hogar se ve influenciado positivamente por el nivel de educación superior, la edad, los miembros del hogar; y de manera negativa por el nivel socioeconómico.

Aun cuando se realizó una revisión en la literatura acerca del control de la heterogeneidad no observada, las investigaciones trataron la heterogeneidad a través de coeficientes de regresión promedios, como es el caso de la utilización de modelos de datos de panel; mientras que los efectos heterogéneos fueron abordados mediante la aplicación de regresiones cuantílicas. A esto se añade que las investigaciones que consideraron al trabajador independiente en el Perú son reducidas y se limitaron a la estimación de efectos promedio a través de regresiones lineales; y la mayoría de estas se enfocó en los trabajadores dependientes o asalariados. Por lo tanto, controlar de manera simultánea la heterogeneidad no observada con datos de panel y los efectos heterogéneos a través de regresiones cuantílicas sobre los ingresos permitirá llegar a hallazgos resaltantes para la literatura y para el caso de Perú.

### 3. Data

La investigación utilizó como fuente de información la ENAHO que realiza el INEI, seleccionando como bases de datos panel 2017-2019 y 2020-2022. Los módulos empleados fueron: características de los miembros del hogar, educación, empleo e ingresos, salud y sumarias. En la Tabla 1, se muestran las variables usadas en la regresión de mezcla finita de cuantiles de panel. La unidad espacial fue el área urbana en el Perú y se llevó a cabo un análisis a nivel de trabajador independiente —que es la unidad de estudio—. La muestra son aquellas personas que contaban con un trabajo independiente, eran patronos o empleadores.

Los ingresos del trabajador independiente se expresaron a través del ingreso neto mensual, el cual está compuesto por las ganancias netas del mes y el valor de los bienes utilizados para autoconsumo —tanto de su ocupación primaria como de la secundaria—. Asimismo, se expresaron en logaritmos, lo que ayudó a manejar la distribución asimétrica de los ingresos e interpretar los efectos de los factores socioeconómicos como porcentajes; además, estos ingresos se indicaron en precios constantes de 2007, tomando como referencia los precios al consumidor de Lima Metropolitana. En el periodo 2017-2019, el ingreso de las mujeres representó aproximadamente una sexta parte del ingreso de los hombres, mientras que durante el 2020-2022, casi una séptima, lo que indica una clara diferenciación.

En el módulo de educación de la ENAHO, los años de educación son calculados según el mayor nivel de estudios que aprobó la persona: primaria, secundaria, superior, etc., sumándole el último grado o año de estudios al que asistió. Por ejemplo, si es alguien que terminó la universidad, tendría 18 años de educación que corresponden a dos años

de educación inicial, seis de primaria, cinco de secundaria y cinco de superior universitaria; pero si fuera una persona que solo asistió hasta cuarto año de secundaria, tendría 12 años que se deben a los primeros dos niveles (ocho años), y al último año de estudio al que asistió que fue cuarto de secundaria. Durante los periodos analizados, en promedio, los hombres poseían uno y dos años más de educación que las mujeres.

Dentro de otros factores socioeconómicos como la edad, se resaltó que, en promedio, los trabajadores independientes tenían 49 años en ambos grupos. La experiencia laboral se basó en la antigüedad del negocio en años. Durante el 2017-2019 fue sustancialmente mayor en el caso de los hombres, pero tuvo una reducción importante mientras se desarrollaba la COVID-19. Además, la cantidad de niños menores de cinco años y adultos mayores fue similar para ambos periodos.

En el grupo factores socioeconómicos que se comportaron como variables dicotómicas, y que se expresaron con valores de 0 y 1, destaca que un gran

porcentaje indicó que su lengua materna era el castellano. Mientras que en el estado civil sobresalió que, en el grupo de los hombres, la proporción de solteros era del 16 % y, aproximadamente, una de cada cinco mujeres era separada, lo que da cuenta de que un elevado porcentaje de trabajadores independientes se caracteriza por estar solos.

Posterior al año 2019, tener una enfermedad o malestar crónico se incrementó tanto en hombres como en mujeres, aun cuando no se midió directamente si la persona tuvo la COVID-19. Este incremento dio un indicio de los perjuicios que generó la pandemia.

A su vez, los independientes se caracterizaron por estar en una situación de informalidad que se acrecentó aún más durante el periodo 2020-2022. La actividad productiva donde más se concentraron los independientes fue en manufactura, comercio, hoteles y transporte. Sobresale que siete de cada diez mujeres estaban en esta actividad. Por su parte, las mujeres jefas de hogar con su negocio propio pasaron del 32,43 % entre 2017-2019 al 44,01 % entre 2020-2022 (ver [Tabla 1](#)).

**Tabla 1.** Variables utilizadas en la regresión de mezcla finita de cuantiles de panel

|  | Hombres           |           | Mujeres   |           |
|--|-------------------|-----------|-----------|-----------|
|  | 2017-2019         | 2020-2022 | 2017-2019 | 2020-2022 |
| Total observaciones                              | 4573              | 4077      | 4616      | 3874      |
|  | <b>Promedio</b>   |           |           |           |
| Ingreso neto del trabajador independiente        | S/ 1 246          | S/ 1121   | S/ 798    | S/ 747    |
| Años de educación                                | 12                | 12        | 10        | 11        |
| Experiencia laboral                              | 14                | 11        | 9         | 7         |
| Edad   | 49                | 49        | 49        | 49        |
| Niños de 5 años o menos                          | 0,24              | 0,16      | 0,24      | 0,17      |
| Adultos de 65 años o más                         | 0,39              | 0,37      | 0,35      | 0,32      |
|  | <b>Porcentaje</b> |           |           |           |
| Lengua materna                                   |                   |           |           |           |
| Otros (=0)                                       | 21,17             | 21,34     | 21,40     | 22,56     |
| Castellano (=1)                                  | 78,83             | 78,66     | 78,60     | 77,44     |
| Estado civil                                     |                   |           |           |           |
| Conviviente (=0)                                 | 33,04             | 34,39     | 27,47     | 27,47     |
| Casado(a) (=0)                                   | 40,02             | 36,47     | 34,01     | 26,38     |
| Viudo(a) (=0)                                    | 3,00              | 3,34      | 9,66      | 10,27     |
| Divorciado(a) (=0)                               | 0,42              | 0,66      | 0,82      | 1,39      |
| Separado(a) (=0)                                 | 7,96              | 9,00      | 18,24     | 22,79     |
| Soltero(a) (=1)                                  | 15,57             | 16,14     | 9,79      | 11,69     |
| Enfermedad crónica                               |                   |           |           |           |
| No (=0)  | 53,61             | 47,63     | 39,87     | 34,80     |
| Sí (=1)  | 46,39             | 52,37     | 60,13     | 65,20     |
| Informalidad                                     |                   |           |           |           |
| Formal (=0)                                      | 21,10             | 14,55     | 18,48     | 13,42     |
| Informal (=1)                                    | 78,90             | 85,45     | 81,52     | 86,58     |
| Actividad productiva                             |                   |           |           |           |
| Agropecuaria y pesca (=1)                        | 26,53             | 32,43     | 11,11     | 15,90     |
| Minería, electricidad y construcción (=0)        | 8,18              | 7,04      | 0,06      | 0,15      |
| Manufactura, comercio, hoteles y transporte (=1) | 54,78             | 51,48     | 77,53     | 72,10     |
| Actividades intensivas en servicios (=1)         | 10,52             | 9,05      | 11,29     | 11,85     |
| Jefe(a) del hogar                                |                   |           |           |           |
| No (=0)  | 25,26             | 23,28     | 67,57     | 55,99     |
| Sí (=1)  | 74,74             | 76,72     | 32,43     | 44,01     |

Nota. Indicadores obtenidos de la ENAHO 2017-2019 y 2020-2022.

Fuente: elaboración propia.

#### 4. Metodología

Para llevar a cabo la estimación de qué factores socioeconómicos influyeron en los ingresos de los trabajadores independientes en el Perú urbano, se utilizaron regresiones cuantílicas aplicadas a datos de panel con el fin incluir las características inobservables propias de estos trabajadores. Para esto, se tomó en consideración el trabajo realizado por Alfò et al. (2017), el cual incluyó coeficientes aleatorios en intercepto y el uso de una especificación de mezcla finita.

La utilización de modelos de mezcla finita puede dividir la muestra de observaciones en varios grupos con relaciones distintas entre las variables, es decir, se pueden modelar las características propias de cada grupo, lo que es útil cuando hay heterogeneidad en las observaciones. Además, incluir efectos aleatorios ayuda a describir el impacto de las variables omitidas sobre la estimación de los parámetros de las covariables observadas. Por último, de manera simultánea, se suma la inclusión de regresiones cuantílicas que controlan la presencia de datos atípicos a través de los efectos en las diferentes partes de la distribución de la variable dependiente, lo que no puede realizarse con los modelos de regresión lineales que se ven afectados por todo esto.

Dada una variable continua  $y_i$ , la cual representa el ingreso del trabajador independiente  $i$ ; y  $\mathbf{x}_i$  como el vector de covariables que representa a los factores socioeconómicos. Sumado el cuantil  $q \in (0,1)$ ,  $\beta_q$  que denotará un vector de parámetros dependientes del cuantil asociado con el vector de covariables  $\mathbf{x}_i$ . Asimismo,  $\mathbf{w}_i$  contendrá un conjunto de variables asociadas con el vector de coeficientes aleatorios específicos de la unidad y el cuantil  $\mathbf{b}_{(i,q)}$ . Esto último tendrá en cuenta la heterogeneidad no observada que no es capturada por las covariables  $\mathbf{x}_i$ . Por términos de espacio, no se incluye la notación del tiempo  $t$ .

El cuantil-M de orden para la densidad condicional de  $y$ , está dado por un conjunto de covariables  $\mathbf{x}$ . Este cuantil es definido como la solución  $M Q_q (y|\mathbf{x};\psi)$  de la ecuación de estimación:

$$\int \psi_q (y - M Q_q (y|\mathbf{x};\psi)) f(y|\mathbf{x})dy=0, \tag{1}$$

En esta  $\psi_q (\cdot)$ , denota una función influencia asimétrica (Alfò et al., 2017). En un caso de corte transversal, se puede mencionar que un modelo de regresión cuantil-M lineal para  $y_i$  dado un vector de covariables  $\mathbf{x}_i$  está definido como:

$$M Q_q (y_i|\mathbf{x}_i;\psi) = \mathbf{x}_i' \beta_q, \tag{2}$$

Para estimar  $\beta_q$  de la ecuación (2) se obtiene minimizando

$$\sum_{i=1}^n \rho_q (y_i - M Q_q (y_i|\mathbf{x}_i;\psi)), \tag{3}$$

donde  $\rho_q(u) = 2p(u)\{qI(u > 0) + (1 - q)I(u \leq 0)\}$  y  $dp(u)/du = \psi(u)$ . Breckling y Chambers (1988), en el ajuste de la regresión cuantil-M (3), usaron residuales positivos para  $y$  y negativos para  $(1 - q)$ . Si la función de pérdida  $\rho_q (\cdot)$  es igual a la función de pérdida de Huber (Huber, 1967), se obtiene una regresión cuantílica-M. Aplicando la primera derivada  $\psi_q (\cdot)$ , el problema de minimización se resuelve encontrando las raíces de la ecuación de estimación:

$$\sum_{i=1}^n \psi_q (y_i - M Q_q (y_i|\mathbf{x}_i;\psi))\mathbf{x}_i = 0 \tag{4}$$

Se resuelve si se usa la función de pérdida de Huber,  $\psi(\epsilon) = \epsilon I(-c \leq \epsilon \leq c) + c \cdot \text{sgn}(\epsilon)I(|\epsilon|>c)$ , donde  $c$  es una constante de sintonía. Si  $c > 0$ , la estimación de  $\beta_q$  de la ecuación (4) se obtiene a través de mínimos cuadrados ponderados iterativamente (Alfò et al. 2017).

Para extender los modelos de regresión cuantílicos-M a coeficientes aleatorios, se usa la distribución asimétrica menos informativa (ALID por sus siglas en inglés) (Bianchi et al. 2018), la cual tiene la siguiente forma:

$$f_q(\cdot) = \frac{1}{B_q(\sigma_q)} \exp\{-\rho_q(\cdot)\} \tag{5}$$

En esta,  $B_q(\sigma_q)$  en (5) es una constante de normalización que asegura que la densidad se integre a 1.

Alfò et al. (2017) propusieron aproximar la distribución de coeficientes aleatorios a través de una distribución discreta definida en un conjunto finito de ubicaciones de dimensión  $H$  [ $k$  componentes de la mezcla finita,  $k = 1, \dots, H$ ]. Entonces, el modelo de regresión cuantil-M puede escribirse como:

$$M Q_q (y_{ij}|\mathbf{x}_{ij}, \mathbf{b}_{k,q};\psi) = \mathbf{x}_{ij}' \beta_q + \mathbf{w}_{ij}' \mathbf{b}_{k,q}, \tag{6}$$

En este, ambos coeficientes aleatorios y fijos varían con  $q \in (0,1)$ , representa la variable de respuesta observada para la  $j$ -ésima medida del  $i$ -ésimo clúster. Ahora, en la ecuación (6) puede interpretarse como condicional sobre  $\mathbf{b}_{k,q}$ . Para la identificabilidad del modelo, se requiere que  $\sum_k \pi_{k,q} \mathbf{b}_{k,q} = 0$  (Alfò et al., 2017).

La estimación de  $\beta_q$  y  $\mathbf{b}_{k,q}$  se puede realizar a través de la diferenciación del logaritmo de la verosimilitud:

$$\begin{aligned} \ell(\Phi_q) &= \sum_{i=1}^n \log \left\{ \sum_{k=1}^H \prod_i f_q(y_{ij}|\mathbf{x}_{ij}, \mathbf{b}_{k,q}, \sigma_q) \pi_{k,q} \right\} \\ &=: \sum_{i=1}^n \log \left\{ \sum_{k=1}^H f_{ijk,q} \pi_{k,q} \right\} \end{aligned} \tag{7}$$

En este,  $\Phi_q = \{\beta_q, \mathbf{b}_{1,q}, \dots, \mathbf{b}_{H,q}, \sigma_q, \pi_{1,q}, \dots, \pi_{H,q}\}$  representa el conjunto global de parámetros del modelo para el  $q$ -ésimo cuantil,  $q \in (0,1)$ , y  $f_q (\cdot)$  es la ALID de la ecuación (5). Por lo tanto, se obtienen las ecuaciones *score*, que se extienden de la ecuación (4):



$$S(\beta_q) = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^K \tau_{ik,q} \sum_{j=1}^{\tau_i} \psi_q(y_{ij} - \mathbf{x}'_{ij}\beta_q - \mathbf{w}'_{ij}\mathbf{b}_{k,q})\mathbf{x}_{ij} = 0, \quad (8)$$

$$S(\mathbf{b}_{k,q}) = \sum_{i=1}^n \tau_{ik,q} \sum_{j=1}^{\tau_i} \psi_q(y_{ij} - \mathbf{x}'_{ij}\beta_q - \mathbf{w}'_{ij}\mathbf{b}_{k,q})\mathbf{x}_{ij} = 0, \quad (9)$$

En (8) y (9)  $\tau_{ik,q}$  puede interpretarse como la probabilidad posterior que toma del componente  $k$ -ésimo del modelo de mezcla en el cuantil. Esto puede ser calculado como

$$\tau_{ik,q} = \frac{\pi_{k,q} f_{ik,q}}{\sum_l \pi_{l,q} f_{il,q}} = \frac{\pi_{k,q} \prod_j f_{ijk,q}}{\sum_l \pi_{l,q} \prod_j f_{ijl,q}}, \quad (10)$$

donde  $f_{ijk,q}$  se estima evaluando la ALID usando los parámetros correspondientes al  $k$ -ésimo componente y  $q$ -ésimo cuantil. La estimación de (10) mediante máxima verosimilitud se basa en el algoritmo EM. En el paso E, se calculan las probabilidades posteriores  $\tau_{ik,q}$  condicionales a los datos observados, y las estimaciones actuales de los parámetros. En el paso M, se actualizan las estimaciones de los parámetros mediante una estimación ponderada basada en el  $\tau_{ik,q}$  actuales [Alfò et al. \(2017\)](#).

Los detalles de la estimación de máxima verosimilitud de los parámetros del modelo, así como el algoritmo EM utilizado, se encuentran en [Alfò et al. \(2017\)](#) y los códigos empleados para la estimación del modelo en [Alfò et al. \(2023\)](#).

## 5. Resultados

En las [tablas 2 y 3](#) se modeló la heterogeneidad no observada a través de efectos aleatorios específicos para cada individuo, esto, para evitar posibles distorsiones en la estimación de cómo los factores socioeconómicos afectaban de manera diversa los ingresos netos del trabajador independiente.

Los resultados fueron obtenidos a partir de la estimación de la ecuación (7), así como de la utilización de dos locaciones o mezclas. Esto último tomó como referencia el trabajo de [Alfò et al. \(2017\)](#) en el que estimaron distintas cantidades de locaciones ( $H$ ), encontrando que el mejor ajuste del modelo a través del criterio de Akaike (AIC) ocurría en los casos de dos mezclas finitas.

¿Cuál es el efecto que ejercen los factores socioeconómicos sobre los ingresos de quienes son trabajadores independientes con ingresos elevados y bajos?, ¿cuál es la diferencia de impacto entre hombres y mujeres?, ¿son comparables los resultados para ambos grupos?

Partiendo de la estimación de la heterogeneidad no observada en 2017-2019, en el caso de las mujeres, los coeficientes aleatorios estimados resaltaron claramente la presencia de dos grupos diferenciados de ellas que reportaron un nivel muy bajo y medio de ingresos (cuantiles

10 a 50), así como un nivel medio y alto (cuantiles 50 a 90). Además, en el proceso latente y cuantil 10, las estimaciones indicaron que el 30,3 % de mujeres pertenecía al primer componente de la mezcla y el 69,7 % al segundo. La probabilidad de pertenecer al primer componente se fue incrementando conforme se pasaba a cuantiles mayores, lo que evidencia que existe una clara diferencia en ingresos aún entre diferentes grupos (dos mezclas) de mujeres en los diferentes cuantiles analizados.

En el caso de los hombres, durante el mismo periodo, los coeficientes aleatorios obtenidos evidenciaron, de manera similar, dos grupos distintos a lo largo de los cuantiles del ingreso neto. La probabilidad de pertenecer a la mezcla uno fue cercana al 25 % en los cuantiles inferiores, mientras que en los cuantiles 75 a 90 a más del 70 %. Si se comparan estos resultados con los presentados en mujeres, la probabilidad de que formaran parte de alguno de estos grupos era casi similar en varios cuantiles, sin embargo, en los hombres era más probable que pertenecieran a un grupo que a otro.

Con respecto a lo anterior, entre 2020-2022, nuevamente los coeficientes aleatorios confirmaron la presencia de dos grupos diferenciados de mujeres en los distintos cuantiles, y la probabilidad de pertenecer a la mezcla uno fue menor en los cuantiles inferiores, pero en los cuantiles 75 y 90 se incrementó significativamente. Si se compara con el periodo previo, se muestra claramente que es más probable que formaran parte de un grupo que de otro. De igual manera, en el caso de los hombres, los parámetros aleatorios corroboraron que había dos grupos distintos a lo largo de diversos cuantiles. Si se comparan con los resultados del año 2017-2019, la probabilidad de pertenecer a la mezcla uno en el cuantil 50 se vio incrementada significativamente, además, estas probabilidades fueron mayores en los cuantiles superiores si se contrastan con las mujeres.

En lo que respecta a los efectos de los factores socioeconómicos, en 2017-2019, cada año de educación generó que los ingresos de las mujeres y hombres que menos ganaban (cuantil 10) se incrementarían en 3,5 % y 1,9 % respectivamente, es decir, cada año de educación tuvo como consecuencia un mayor beneficio para las mujeres que menos ingresos reportaron, en comparación a los hombres. En cambio, estos rendimientos de la educación fueron menores para mujeres que más ingresos registraron (cuantil 75 y 90), si se comparan con hombres de mayores ingresos (resultados similares se encuentran en [França et al., 2020](#); [Willis et al., 2020](#)). De igual modo, entre 2020-2022, el efecto que tuvo los años de educación en mujeres que menos ganaban (cuantil 10 y 25) fue mayor al que se presentó en hombres, por el contrario, estos fueron mayores para los hombres con ingresos superiores (cuantil 50, 75 y 90).

Se resalta especialmente que estos últimos estimadores obtenidos tanto para hombres como para mujeres fueron mayores a los que se calcularon para el periodo antes de la pandemia, aun cuando los ingresos promedio de hombres y mujeres durante la COVID-19 fueron menores. Esta

situación de vulnerabilidad fue encontrada por Ha (2023) en Corea del Sur; y, de manera contraria, en el caso de Europa, Pantea (2022) señaló que trabajadores independientes con mayores ingresos fueron beneficiados.

Durante el periodo 2017-2019, la experiencia laboral junto a su término cuadrático introducido para capturar los rendimientos decrecientes (Mincer, 1974) —por cada año más de experiencia habrá un menor efecto en los ingresos de los independientes—, presentaron impactos mayores sobre las mujeres que menos (cuantil 10) y más ganaban (cuantil 90), en 6,0 % y 5,6 % respectivamente; mientras que en hombres el efecto en los diferentes cuantiles fue un promedio de 2,2 %.

Por su parte, en 2020-2022 el impacto de la experiencia se redujo para las mujeres y se incrementó en hombres; asimismo, el efecto en estos últimos se acercó al que registraron las mujeres. En el grupo de mujeres en los años 2017-2019, la edad tuvo un efecto negativo cercano al 1 % en diversos cuantiles, y en hombres que ganaban menos (cuantil 10 y 25) este efecto fue mayor (-2,2 % y -1,5 %). Durante la COVID-19, no hubo una variación significativa en ambos grupos, hallazgos similares a los de Willis et al. (2020).

En cuanto a los factores socioeconómicos que tomaron valores de 0 y 1, en los años 2017-2019 el castellano como lengua materna tuvo un efecto positivo sobre los hombres que más ingresos poseían (cuantil 90), pero, esta no fue significativa para mujeres. En el periodo 2020-2022, pasó a tener un efecto negativo sobre las mujeres, reduciendo alrededor del 19 % sus ingresos; y en hombres sus impactos se redujeron en los diferentes cuantiles. Sumado a esto último, en el 2017-2019 la condición de tener una enfermedad crónica tuvo un efecto sobre mujeres con más ingresos (cuantil), pero durante la COVID-19 este se trasladó a mujeres con ingresos promedio, resultando en una reducción del 10,2 %, lo que coincide con la investigación de Barriga et al. (2024a).

Sumado a lo anterior, resulta muy importante la condición de informalidad en los ingresos de los trabajadores independientes. Durante el periodo 2017-2019, el impacto negativo sobre los ingresos de mujeres fue de más del 80 % en los diferentes cuantiles, y del 70 % en las que más ganaban (cuantil 90). En hombres, este efecto fluctuó entre 42 % y 54 %. En los años 2020-2022, en el caso de las mujeres, esta reducción de los ingresos se contrajo al rango de 63 % y 74 % en los cuantiles superiores, sin embargo, estos efectos negativos se agravaron en los hombres pasando al 73 % en los que menos ganaban (cuantil 10) y en el rango de 58 % a 61 % en los demás cuantiles.

Gran porcentaje de los trabajadores independientes pertenecía al sector informal (alrededor del 80 %), lo que se agravó durante la COVID-19. Para el caso de Perú, Barriga et al. (2024a) estimaron que la condición de informalidad generaba una ineficiencia técnica en la producción del sector fabricación (manufactura, entre otras actividades), y este efecto se incrementó más durante la pandemia, pero, en esta coyuntura, las mujeres fueron más eficientes a la hora de producir que los hombres.

Durante los años 2017-2022, las actividades productivas tuvieron efectos negativos muy fluctuantes en el caso de las mujeres, siendo superiores al 100 % en los sectores agropecuario y manufactura, comercio, hoteles, transporte y actividades intensivas en servicios, esto debido a que una gran parte de ellas poseía ingresos menores al promedio (como se presentó en la Tabla 1), pero, si se toma en consideración a las mujeres que más ganaban (cuantil 90), dicho efecto negativo se redujo significativamente.

En el caso de hombres que más ganaban (cuantil 75 y 90), las actividades productivas tuvieron efectos negativos importantes entre el 43 % y 18 %. Al mismo tiempo, se destaca que estas reducciones menores se dieron debido a las actividades manufactura, comercio, hoteles y transporte, mientras que, en hombres que menos ganaban, pertenecer al sector agropecuario y pesca redujo sustancialmente sus ingresos.

Finalmente, el ser jefe(a) del hogar y estar soltero(a) tuvieron efectos positivos y negativos respectivamente, tanto para hombres como mujeres, siendo lo más llamativo que en tiempo de COVID-19, las jefas de hogar independientes que menos ganaban incrementaron más sus ingresos.

## 6. Conclusiones

En el Perú existen pocas investigaciones que traten el tema de los ingresos de los trabajadores independientes. La más reciente fue desarrollada por Barriga et al. (2024a) que dejó conclusiones importantes sobre los efectos de la educación, la informalidad y las actividades productivas. Con respecto a la informalidad, considerando los resultados obtenidos por los modelos cuantílicos, se concluyó que esta tuvo un efecto negativo muy importante sobre los ingresos de los trabajadores independientes, sin embargo, las mujeres hicieron lo posible para poder contrarrestar los efectos de la pandemia del COVID-19.

En relación con las actividades productivas de comercio y servicios, los autores indicaron que tuvieron un efecto promedio negativo cercano al 60 % tanto para hombres como para mujeres, mientras que los resultados obtenidos por las regresiones cuantílicas posibilitó una expansión de la interpretación de estos efectos, resaltando que las actividades productivas tienen efectos negativos muy significativos en los grupos de personas que menos ganan, pero se reducen notablemente para los que más ganan. Todo lo señalado lleva a la posibilidad de analizar otra línea de investigación como son los trabajadores independientes informales y la actividad productiva que desarrollan.

Entre otras investigaciones destacan la realizada por el Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo (2022) que señaló que la educación superior incompleta reduce la probabilidad de ser independiente. Lo anterior, nos brinda algunos efectos de la educación sobre los ingresos, sumado a trabajos pioneros que argumentan sobre su importancia como el de Becker (1994) y el de Mincer (1974).

La relevancia de la educación y de otros factores no solo se presenta a través de efectos promedio a un grupo de

**Tabla 2.** Regresión de mezcla finita de cuantiles de panel sobre los ingresos netos (log) de las trabajadoras independientes en el Perú urbano, 2017-2022

| Factores socioeconómicos                            | 2017-2019            |                      |                      |                      |                      | 2020-2022            |                      |                      |                      |                      |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|   | C10                  | C25                  | C50                  | C75                  | C90                  | C10                  | C25                  | C50                  | C75                  | C90                  |
| Coeficientes fijos                                  |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| Años de educación                                   | 0,035***<br>(0,010)  | 0,032***<br>(0,005)  | 0,029***<br>(0,009)  | 0,034***<br>(0,004)  | 0,039***<br>(0,006)  | 0,037***<br>(0,008)  | 0,045***<br>(0,009)  | 0,038***<br>(0,007)  | 0,035***<br>(0,005)  | 0,040***<br>(0,011)  |
| Experiencia laboral                                 | 0,062***<br>(0,008)  | 0,053***<br>(0,005)  | 0,053***<br>(0,007)  | 0,045***<br>(0,003)  | 0,057***<br>(0,008)  | 0,029***<br>(0,006)  | 0,038***<br>(0,008)  | 0,041***<br>(0,007)  | 0,035***<br>(0,006)  | 0,028***<br>(0,006)  |
| Experiencia laboral^2                               | -0,002***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,000**<br>(0,000)  | -0,001***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) |
| Edad  | -0,003<br>(0,004)    | -0,011***<br>(0,002) | -0,010**<br>(0,004)  | -0,008**<br>(0,002)  | -0,007***<br>(0,002) | -0,009*<br>(0,005)   | -0,007**<br>(0,003)  | -0,006***<br>(0,001) | -0,010***<br>(0,003) | -0,005<br>(0,003)    |
| Lengua materna - castellano                         | -0,126<br>(0,099)    | -0,082<br>(0,005)    | 0,013<br>(0,070)     | -0,083<br>(0,056)    | 0,114<br>(0,067)     | -0,163<br>(0,142)    | -0,191**<br>(0,074)  | -0,134*<br>(0,068)   | -0,197***<br>(0,055) | -0,081<br>(0,057)    |
| Enfermedad crónica                                  | -0,110<br>(0,074)    | -0,026<br>(0,057)    | -0,001<br>(0,054)    | -0,051<br>(0,033)    | -0,108*<br>(0,043)   | -0,046<br>(0,092)    | -0,084<br>(0,057)    | -0,102*<br>(0,040)   | -0,057<br>(0,056)    | -0,068<br>(0,064)    |
| Informal  | -0,861***<br>(0,129) | -0,838***<br>(0,124) | -0,817***<br>(0,086) | -0,808***<br>(0,078) | -0,696***<br>(0,077) | -0,896***<br>(0,104) | -0,857***<br>(0,093) | -0,631***<br>(0,076) | -0,742***<br>(0,046) | -0,665***<br>(0,051) |
| Actividad productiva (c: Minería, elect. y constr.) |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| Agropecuaria y pesca                                | -2,771***<br>(0,261) | -1,689***<br>(0,294) | -1,060***<br>(0,242) | -0,664***<br>(0,164) | -0,373<br>(0,250)    | -2,597***<br>(0,380) | -2,341***<br>(0,194) | -1,768***<br>(0,161) | -0,865***<br>(0,163) | -0,376*<br>(0,180)   |
| Manufactura, comercio, hoteles y transporte         | -2,092***<br>(0,228) | -1,085***<br>(0,238) | -0,707***<br>(0,274) | -0,275**<br>(0,104)  | 0,171<br>(0,200)     | -2,352***<br>(0,390) | -1,957***<br>(0,235) | -1,431***<br>(0,130) | -0,403**<br>(0,132)  | -0,222<br>(0,130)    |
| Actividades intensivas en servicios                 | -2,314***<br>(0,254) | -1,387***<br>(0,273) | -0,957***<br>(0,260) | -0,581***<br>(0,125) | -0,170<br>(0,290)    | -2,613***<br>(0,406) | -2,284***<br>(0,203) | -1,681***<br>(0,130) | -0,692***<br>(0,089) | -0,567***<br>(0,148) |
| Jefa de hogar                                       | 0,193*<br>(0,095)    | 0,182<br>(0,114)     | 0,169*<br>(0,082)    | 0,153<br>(0,082)     | 0,162<br>(0,100)     | 0,386***<br>(0,068)  | 0,274***<br>(0,054)  | 0,233***<br>(0,040)  | 0,199**<br>(0,065)   | 0,180**<br>(0,068)   |
| Soltera   | -0,238***<br>(0,059) | -0,472***<br>(0,087) | -0,335**<br>(0,120)  | -0,252***<br>(0,048) | -0,485***<br>(0,123) | -0,378**<br>(0,142)  | -0,417**<br>(0,161)  | -0,212***<br>(0,059) | -0,238**<br>(0,074)  | -0,295***<br>(0,071) |
| Coeficientes aleatorios de tiempo constante         |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| Intercepto mezcla 1                                 | 6,205***<br>(0,042)  | 6,456***<br>(0,033)  | 6,736***<br>(0,036)  | 6,982***<br>(0,009)  | 6,926***<br>(0,003)  | 6,663***<br>(0,060)  | 6,752***<br>(0,053)  | 7,013***<br>(0,036)  | 7,315***<br>(0,017)  | 7,277***<br>(0,006)  |
| Intercepto mezcla 2                                 | 7,929***<br>(0,007)  | 7,890***<br>(0,011)  | 7,974***<br>(0,014)  | 8,062***<br>(0,007)  | 7,970***<br>(0,021)  | 8,519***<br>(0,009)  | 8,390***<br>(0,005)  | 8,335***<br>(0,011)  | 8,366***<br>(0,015)  | 8,361***<br>(0,033)  |
| Proceso latente                                     |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| Probabilidad de mezcla 1                            | 0,303<br>(0,018)     | 0,399<br>(0,030)     | 0,476<br>(0,050)     | 0,516<br>(0,027)     | 0,700<br>(0,028)     | 0,332<br>(0,025)     | 0,307<br>(0,020)     | 0,372<br>(0,025)     | 0,531<br>(0,034)     | 0,656<br>(0,018)     |
| Probabilidad de mezcla 2                            | 0,697<br>(0,018)     | 0,601<br>(0,030)     | 0,524<br>(0,050)     | 0,484<br>(0,027)     | 0,300<br>(0,028)     | 0,668<br>(0,025)     | 0,693<br>(0,020)     | 0,628<br>(0,025)     | 0,469<br>(0,034)     | 0,344<br>(0,018)     |
| Log-likelihood                                      | -7 629,86            | -7 082,37            | -6 697,42            | -6 713,93            | -7 038,07            | -6 589,70            | -6 176,85            | -5 884,54            | -5 897,29            | -6 138,52            |
| AIC   | 15 291,72            | 14 196,74            | 13 426,84            | 13 459,85            | 14 108,14            | 13 211,4             | 12 385,7             | 11 801,07            | 11 826,57            | 12 309,03            |
| BIC   | 15 383,79            | 14 288,8             | 13 518,9             | 13 551,92            | 14 200,2             | 13 301,83            | 12 476,13            | 11 891,5             | 11 917,0             | 12 399,46            |
| Total observaciones / Individuos                    | 4.615 / 2.331        |                      |                      |                      |                      | 3.874 / 2.104        |                      |                      |                      |                      |

Nota. Errores estándar en paréntesis obtenidos a través de un estimador *sandwich* y un proceso de *bootstrap* (detalles en [Alfò et al., 2017](#)). \*\*\*p<0,001, \*\*p<0,01, \*p<0,05. Se utilizó la ENAHO panel (data desbalanceada para aprovechar la mayor cantidad de observaciones disponibles) realizada por el INEI, 2017-2022.

individuos como los trabajadores independientes, sino que dichos efectos pueden ser diversos y capturados a través de la utilización de regresiones cuantílicas, como lo hallado por [Barriga et al. \(2024b\)](#) respecto al nivel socioeconómico y la educación superior.

A nivel internacional, algunos estudios emplearon estos modelos cuantílicos, por ejemplo, [Pantea \(2022\)](#) encontró en Europa oriental y occidental que los independientes ganan más que los asalariados, pero esto ocurrió para los trabajadores que estaban en los cuantiles superiores de

los ingresos. [Willis et al. \(2020\)](#) hallaron que la educación explica parte de las diferencias en los ingresos de trabajadores autoempleados y cómo cambian los efectos a lo largo de la distribución del ingreso. Por su parte, [França et al., \(2020\)](#) encontraron que las mujeres independientes ganan menos que los hombres, en promedio y a lo largo de la distribución de los ingresos, porque ellas eligen ocupaciones con menores ingresos.

Además, otras investigaciones tomaron en consideración las características propias del trabajador independiente, o



**Tabla 3.** Regresión de mezcla finita de cuantiles de panel sobre los ingresos netos (log) de los trabajadores independientes en el Perú urbano, 2017-2022

| Factores socioeconómicos                           | 2017-2019            |                      |                      |                      |                      | 2020-2022            |                      |                      |                      |                      |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|  | C10                  | C25                  | C50                  | C75                  | C90                  | C10                  | C25                  | C50                  | C75                  | C90                  |
| Coeficientes fijos                                 |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| Años de educación                                  | 0,019*<br>(0,008)    | 0,019***<br>(0,003)  | 0,037***<br>(0,003)  | 0,049***<br>(0,004)  | 0,047***<br>(0,005)  | 0,034***<br>(0,007)  | 0,029***<br>(0,008)  | 0,042***<br>(0,006)  | 0,050***<br>(0,006)  | 0,056***<br>(0,008)  |
| Experiencia laboral                                | 0,026*<br>(0,010)    | 0,023***<br>(0,003)  | 0,024***<br>(0,004)  | 0,022***<br>(0,003)  | 0,017***<br>(0,004)  | 0,032***<br>(0,005)  | 0,030***<br>(0,003)  | 0,029***<br>(0,006)  | 0,025***<br>(0,004)  | 0,022**<br>(0,007)   |
| Experiencia laboral^2                              | -0,000<br>(0,000)    | -0,000***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,000***<br>(0,000) | -0,000***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) | -0,000***<br>(0,000) | -0,000***<br>(0,000) |
| Edad   | -0,022***<br>(0,002) | -0,015***<br>(0,002) | -0,012***<br>(0,002) | -0,008***<br>(0,002) | -0,009**<br>(0,003)  | -0,013***<br>(0,002) | -0,012***<br>(0,002) | -0,007***<br>(0,001) | -0,004**<br>(0,001)  | -0,002<br>(0,002)    |
| Lengua materna - castellano                        | -0,049<br>(0,059)    | 0,112*<br>(0,053)    | 0,133***<br>(0,030)  | 0,210***<br>(0,047)  | 0,315***<br>(0,080)  | 0,040<br>(0,081)     | 0,101*<br>(0,040)    | 0,060<br>(0,059)     | 0,127**<br>(0,043)   | 0,183***<br>(0,050)  |
| Enfermedad crónica                                 | 0,041<br>(0,077)     | 0,021<br>(0,053)     | -0,000<br>(0,059)    | 0,001<br>(0,058)     | 0,047<br>(0,055)     | -0,095<br>(0,060)    | -0,027<br>(0,053)    | -0,001<br>(0,042)    | -0,039<br>(0,042)    | 0,042<br>(0,039)     |
| Informal   | -0,537***<br>(0,066) | -0,421***<br>(0,037) | -0,511***<br>(0,047) | -0,421***<br>(0,056) | -0,429***<br>(0,053) | -0,730***<br>(0,123) | -0,597***<br>(0,049) | -0,607***<br>(0,044) | -0,580***<br>(0,052) | -0,584***<br>(0,054) |
| Actividad productiva (c: Minería, elect y constr.) |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| Agropecuaria y pesca                               | -1,241***<br>(0,127) | -1,084***<br>(0,073) | -0,792***<br>(0,095) | -0,679***<br>(0,111) | -0,434***<br>(0,094) | -1,046***<br>(0,203) | -0,864***<br>(0,127) | -0,744***<br>(0,100) | -0,546***<br>(0,096) | -0,352**<br>(0,128)  |
| Manufactura, comercio, hoteles y transporte        | -0,315*<br>(0,129)   | -0,284***<br>(0,060) | -0,341***<br>(0,070) | -0,177**<br>(0,068)  | -0,181*<br>(0,079)   | -0,508***<br>(0,135) | -0,322***<br>(0,093) | -0,219***<br>(0,056) | -0,126<br>(0,074)    | -0,003<br>(0,096)    |
| Actividades intensivas en servicios                | -0,380<br>(0,203)    | -0,341**<br>(0,122)  | -0,352**<br>(0,112)  | -0,185<br>(0,139)    | -0,157<br>(0,090)    | -1,135***<br>(0,200) | -0,532**<br>(0,175)  | -0,409***<br>(0,084) | -0,240<br>(0,133)    | -0,260*<br>(0,126)   |
| Jefe de hogar                                      | 0,133<br>(0,135)     | 0,222***<br>(0,068)  | 0,156**<br>(0,061)   | 0,224*<br>(0,091)    | 0,236**<br>(0,074)   | -0,078<br>(0,085)    | 0,026<br>(0,043)     | 0,139*<br>(0,064)    | 0,072<br>(0,063)     | 0,136**<br>(0,046)   |
| Soltero  | -0,928***<br>(0,122) | -0,584***<br>(0,066) | -0,369***<br>(0,087) | -0,389***<br>(0,086) | -0,300***<br>(0,090) | -0,635***<br>(0,163) | -0,610***<br>(0,073) | -0,331***<br>(0,042) | -0,256**<br>(0,079)  | -0,230***<br>(0,058) |
| Coeficientes aleatorios de tiempo constante        |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| Intercepto mezcla 1                                | 6,121***<br>(0,098)  | 6,079***<br>(0,105)  | 6,480***<br>(0,048)  | 6,941***<br>(0,020)  | 7,218***<br>(0,008)  | 6,161***<br>(0,059)  | 6,240***<br>(0,047)  | 6,652***<br>(0,034)  | 6,921***<br>(0,005)  | 6,908***<br>(0,010)  |
| Intercepto mezcla 2                                | 7,706***<br>(0,018)  | 7,438***<br>(0,024)  | 7,566***<br>(0,005)  | 7,745***<br>(0,029)  | 8,248***<br>(0,075)  | 7,584***<br>(0,017)  | 7,436***<br>(0,011)  | 7,420***<br>(0,010)  | 7,698***<br>(0,017)  | 7,956***<br>(0,089)  |
| Proceso latente                                    |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| Probabilidad de mezcla 1                           | 0,237<br>(0,026)     | 0,236<br>(0,028)     | 0,256<br>(0,033)     | 0,703<br>(0,043)     | 0,761<br>(0,037)     | 0,284<br>(0,018)     | 0,273<br>(0,019)     | 0,456<br>(0,043)     | 0,676<br>(0,042)     | 0,776<br>(0,022)     |
| Probabilidad de mezcla 2                           | 0,763<br>(0,026)     | 0,764<br>(0,028)     | 0,744<br>(0,033)     | 0,297<br>(0,043)     | 0,239<br>(0,037)     | 0,716<br>(0,018)     | 0,727<br>(0,019)     | 0,544<br>(0,043)     | 0,324<br>(0,042)     | 0,224<br>(0,022)     |
| Log-likelihood                                     | -6 768,08            | -6 131,75            | -5 753,78            | -5 814,17            | -6 145,37            | -6 125,41            | -5 562,37            | -5 221,73            | -5 255,18            | -5 558,83            |
| AIC  | 13 568,16            | 12 295,5             | 11 539,57            | 11 660,34            | 12 322,74            | 12 282,83            | 11 156,73            | 10 475,47            | 10 542,36            | 11 149,66            |
| BIC  | 13 659,08            | 12 386,42            | 11 630,48            | 11 751,25            | 12 413,65            | 12 372,47            | 11 246,38            | 10 565,12            | 10 632,0             | 11 239,31            |
| Total observaciones / Individuos                   |                      |                      | 4.572 / 2.169        |                      |                      |                      |                      | 4.077 / 2.004        |                      |                      |

Nota. Errores estándar en paréntesis obtenidos a través de un estimador *sandwich* y un proceso de *bootstrap* (detalles en [Alfò et al., 2017](#)). \*\*\*p<0,001, \*\*p<0,01, \*p<0,05. Se utilizó la ENAHO panel (data desbalanceada para aprovechar la mayor cantidad de observaciones disponibles) realizada por el INEI, 2017-2022.

heterogeneidad no observada, para capturar el efecto que tienen sobre los ingresos de este. En estas investigaciones, sobresale la utilización de modelos de efectos fijos en datos de panel, como la de [Jones y Kaya \(2023\)](#), que hallaron que la heterogeneidad a nivel de empresa influye sobre la brecha salarial de género en Reino Unido. En Italia, los ingresos se ven influenciados de manera heterogénea a través de la reducción de impuestos ([Damiani et al., 2023](#)) o el tamaño de la ciudad ([Matano, 2022](#)). En la zona rural de la India,

[Rajkhowa y Qaim \(2022\)](#) localizaron efectos positivos de la posesión de celular sobre los ingresos de los hogares.

A diferencia de las anteriores investigaciones, que estimaron efectos heterogéneos a través de regresiones cuantílicas o añadieron la heterogeneidad no observada usando modelos de efectos fijos, en esta investigación se emplearon de manera simultánea modelos cuantílicos y datos de panel, mediante la utilización del modelo que desarrollaron [Alfò et al. \(2017\)](#), con el fin de prevenir posibles

alteraciones en la estimación respecto a cómo los factores socioeconómicos influyeron de forma diferencial en los ingresos netos del trabajador independiente. Se resalta la variabilidad significativa en los resultados relacionados con la cantidad de años de educación, que se observa tanto en mujeres como en hombres; además, estos resultados muestran diferencias entre los periodos 2017-2019 y 2020-2022, donde los retornos de la educación son mayores para las mujeres que ganan más y menos durante la COVID-19.

En resumen, una amplia fluctuación de ingresos puede ser explicada a través de una amplia fluctuación de efectos provenientes, por ejemplo, de la educación. Esto se expande más si se toma en consideración la condición de informalidad del trabajador independiente y la actividad productiva a la que se dedica.

Si bien se pudo comprobar la existencia de efectos heterogéneos de los factores socioeconómicos y la inclusión de la heterogeneidad no observada sobre los ingresos del trabajador independiente, destaca la necesidad de la estimación de más modelos econométricos que incluyan una combinación de otros factores socioeconómicos que lleven a un posible mejor ajuste de este. En el mismo sentido, en los modelos de mezclas cuantílicas, además de considerar dos mezclas, se pueden evaluar distintas cantidades de mezclas en los diferentes cuantiles, junto a diferentes combinaciones de variables.

También, puede llevarse a cabo otra investigación que abarque a los independientes del Perú rural, o considerar una muestra de años mayor; y no solo incluir los ingresos, sino el nivel de educación alcanzado por los independientes, es decir, los efectos que pueden tener los factores socioeconómicos sobre la decisión de solo terminar el colegio, completar la universidad o una carrera técnica.

No se realiza una recomendación de política pública, debido a una falta de mayor robustez en la investigación. Sin embargo, se espera que contribuya a que futuros estudios adopten la metodología empleada y logren resultados más amplios y precisos, ofreciendo sugerencias para la implementación de medidas gubernamentales que prioricen al trabajador independiente en el Perú.

## Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

## Referencias

- Alfò, M., Marino, M., Ranalli, M. y Salvati, N. (2023). *lqmix: an R package for longitudinal data analysis via linear quantile mixtures*. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2302.11363>
- Alfò, M., Salvati, N. y Ranalli, M. G. (2017). Finite mixtures of quantile and M-quantile regression models. *Statistics and Computing*, 27(2), 547-570. <https://doi.org/10.1007/s11222-016-9638-1>
- Arroyo, F. M., López, H. S., Castillo-Valero, J. S. y García-Cortijo, M. C. (2022). Rural development programmes: Lessons learnt, and knowledge advancement. A case study in Castilla-La Mancha (Spain). *Agricultural Economics (Czech Republic)*, 68(10), 393-402. <https://doi.org/10.17221/207/2022-AGRICECON>
- Barriga, L., Bautista, J. y Aguaded, I. (2024a). Emprendimiento en Perú antes y durante la Covid-19: Determinantes, brecha en ingresos y eficiencia técnica. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 37, 1-22. <https://doi.org/10.46661/rev.metodoscuant.econ.empresa.8084>
- Barriga, L., Bautista, J. y Aguaded, I. (2024b). *Ingreso mínimo requerido por el hogar y percepción de desigualdad en el Perú*. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.35453.78560>
- Becker, G. S. (1994). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* (3era ed.). The University of Chicago Press.
- Bianchi, A., Fabrizi, E., Salvati, N. y Tzavidis, N. (2018). Estimation and Testing in M-quantile Regression with Applications to Small Area Estimation. *International Statistical Review*, 86(3), 541-570. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/insr.12267>
- Breckling, J. y Chambers, R. (1988). M-quantiles. *Biometrika*, 75(4), 761-771. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.4.761>
- Carlosviza, M., Ttito Collantes, I., Bresciani Andaluz, D., Cunyas Torres, K., Huamani Avalos, G., Pérez, F. y Góngora Ruiz, L. (2021). La lucha contra la brecha de género salarial en tiempos de pandemia. Un análisis para el caso peruano. *Económica*, 13, 149-165. <https://revistas.pucp.edu.pe/index.php/economica/article/view/25085>
- Chletsos, M. y Roupakias, S. (2020). Education and wage inequality before and during the fiscal crisis: A quantile regression analysis for Greece 2006-2016. *Review of Development Economics*, 24(4), 1333-1364. <https://doi.org/10.1111/rode.12695>
- Cruz Saco, M. A., Gil, M. y Campos, C. (2022). Gender Inequity: Older Workers and the Gender Labor Income Gap in Peru. *Social Inclusion*, 10(1). <https://doi.org/10.17645/si.v10i1.4783>
- Damiani, M., Pompei, F. y Ricci, A. (2023). Tax breaks for incentive pay, productivity and wages: Evidence from a reform in Italy. *British Journal of Industrial Relations*, 61(1), 188-213. <https://doi.org/10.1111/bjir.12676>
- França, M. T. A., Frio, G. S. y Korzeniewicz, M. B. D. V. (2020). Self-employment and wage difference an analysis for Brazil. *International Journal of Social Economics*, 47(6), 727-745. <https://doi.org/10.1108/IJSE-05-2019-0312>
- Gupta, A., Mirghasemi, S. y Rahman, M. A. (2021). Heterogeneity in food expenditure among US families: evidence from longitudinal quantile regression. *Indian Economic Review*, 56(1), 25-48. <https://doi.org/10.1007/s41775-020-00101-6>
- Ha, T. (2023). The disproportionate effect of COVID-19 on the labour market in South Korea. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 1-15. <https://doi.org/10.1080/13547860.2023.2215121>
- Huber, P. (1967). *The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions*. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, 221-233. [https://digitalassets.lib.berkeley.edu/math/ucb/text/math\\_s5\\_v1\\_article-13.pdf](https://digitalassets.lib.berkeley.edu/math/ucb/text/math_s5_v1_article-13.pdf)
- Instituto Nacional de Estadística e Informática - INEI. (2022). *Perú: Evolución de los Indicadores de Empleo e Ingreso por departamento, 2007-2021*. [https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones\\_digitales/Est/Lib1870/libro.pdf](https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1870/libro.pdf)
- Ji, Y. y Shi, H. (2022). Shrinkage estimation of fixed and random effects in linear quantile mixed models. *Journal of Applied Statistics*, 49(14), 3693-3716. <https://doi.org/10.1080/02664763.2021.1962262>
- Jones, M. y Kaya, E. (2023). The UK gender pay gap: Does firm size matter? *Economica*, 90(359), 937-952. <https://doi.org/10.1111/ecca.12481>
- León Mendoza, J. (2018). Emprendimiento de negocios propios en el Perú: el rol de los factores sociodemográficos personales a nivel de departamentos. *Estudios Gerenciales*, 34(146), 19-33. <https://doi.org/10.18046/j.estger.2018.146.2810>
- León Mendoza, J. C. y Valcárcel Pineda, P. (2022). Influencia de las características sociodemográficas personales en el éxito empresarial en Perú. *Revista de Métodos Cuantitativos para la*

- Economía y la Empresa*, 33, 326-352. <https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconempresa.5531>
- Matano, A. (2022). Spatial externalities in big cities and duality of the labour market. *Journal of Regional Science*, 62(2), 471-498. <https://doi.org/10.1111/jors.12570>
- Maurizio, R. (2019). *Rotación ocupacional e informalidad laboral: el caso en América Latina*. OIT. [https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/-americas/---ro-lima/---sro-santiago/documents/publication/wcms\\_713802.pdf](https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/-americas/---ro-lima/---sro-santiago/documents/publication/wcms_713802.pdf)
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings* (1ra ed.). National Bureau of Economic Research.
- Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo - MTPE. (2022). La dinámica del trabajador independiente en el Perú. *Boletín de Economía Laboral*, 52. [https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/3623793/BEL N° 52 - Trabajador independiente. pdf?v=1666113603](https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/3623793/BEL_Nº_52_-_Trabajador_independiente.pdf?v=1666113603)
- Olarewaju, T. I. A., Mickiewicz, T. y Pawan Tamvada, J. (2019). The returns to occupations: The role of minimum wage and gender in Nigeria. *World Development Perspectives*, 13, 75-86. <https://doi.org/10.1016/j.wdp.2019.02.012>
- Pantea, S. (2022). Self-employment in the EU: quality work, precarious work or both? *Small Business Economics*, 58(1), 403-418. <https://doi.org/10.1007/s11187-020-00423-y>
- Perez-Silva, R. y Krivonos, E. (2021). The effects of trade openness on rural-urban sectoral employment, wages, and earnings: Evidence from Peru's second wave of trade liberalization. *Journal of International Trade and Economic Development*, 30(8), 1138-1167. <https://doi.org/10.1080/09638199.2021.1936134>
- Rajkhowa, P. y 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>
- Rufai, A. M., Ogunniyi, A. I., Salman, K. K., Salawu, M. B. y Omotayo, A. O. (2021). Rural transformation and labor market outcomes among rural youths in Nigeria. *Sustainability (Switzerland)*, 13(24). <https://doi.org/10.3390/su132413794>
- Schneck, S. (2020). Self-employment as a source of income inequality. *Eurasian Business Review*, 10(1), 45-64. <https://doi.org/10.1007/s40821-019-00143-8>
- Vaccaro, G., Basurto, M. P., Beltrán, A. y Montoya, M. (2022). The Gender Wage Gap in Peru: Drivers, Evolution, and Heterogeneities. *Social Inclusion*, 10(1). <https://doi.org/10.17645/si.v10i1.4757>
- Willis, D. B., Hughes, D. W., Boys, K. A. y Swindall, D. C. (2020). Economic growth through entrepreneurship: Determinants of self-employed income across regional economies. *Papers in Regional Science*, 99(1), 73-95. <https://doi.org/10.1111/pirs.12482>