

Determinantes demográficos y económicos de la migración interna en Perú: Un análisis con datos de panel regional (1995-2014)

Demographic and economic determinants of internal migration in Peru: An analysis with regional panel data (1995-2014)

ALEX RENGIFO-ROJAS¹

RECIBIDO: 14/06/2026 ACEPTADO: 20/06/2026 PUBLICADO: 19/10/2026

RESUMEN

La migración, ya sea por motivos voluntarios o forzados, constituye un fenómeno global en la búsqueda de mejores condiciones de vida. En este contexto, la presente investigación tiene como objetivo modelar el impacto de las condiciones demográficas y los factores económicos en la migración interna de Perú. Para ello, se estimó un modelo de datos de panel para las 25 regiones del país durante el período 1995-2014. El estudio, de enfoque cuantitativo, tipo aplicada y diseño no experimental, empleó 475 datos de fuente secundaria proporcionados por el INEI y se rigió por un método hipotético-deductivo. Metodológicamente, se adoptó un modelo de datos de panel con efectos fijos y errores estándar corregidos mediante el método Driscoll-Kraay, lo que permitió obtener estimaciones robustas. Los resultados evidencian que las condiciones demográficas influyen significativamente en el saldo migratorio interno: la población adulta con educación superior lo hace positivamente, mientras que la población joven-adulta con el mismo nivel educativo y la proporción de mujeres lo hacen de forma negativa. En cuanto a los factores económicos, la PEA ocupada en el sector primario y la producción del sector agrícola impactan positivamente en el saldo migratorio, mientras que la PEA ocupada en el sector secundario tiene un efecto negativo. Estos hallazgos subrayan el papel fundamental del sector primario como atractor de migrantes internos. Asimismo, se sugiere la necesidad de profundizar en investigaciones a nivel departamental, particularmente en Pasco, por la problemática de contaminación ambiental, y en Madre de Dios, por la actividad minera.

Palabras clave: Lugar de origen, lugar de destino, región expulsora, región atractora, migración laboral, modelo de efectos fijos.

ABSTRACT

Migration, whether voluntary or forced, is a global phenomenon driven by the search for better living conditions. In this context, this research aims to model the impact of demographic conditions and economic factors on internal migration in Peru. To this end, a panel data model was estimated for the country's 25 regions during the period 1995-2014. The quantitative, applied, and non-experimental study used 475 data points from secondary sources provided by the National Institute of Statistics and Informatics (INEI) and employed a hypothetico-deductive method. Methodologically, a panel data model with fixed effects and standard errors corrected using the Driscoll-Kraay method was adopted, allowing for robust estimates. The results show that demographic conditions significantly influence net internal migration: the adult population with higher education has a positive influence, while the young adult population with the same level of education and the proportion of women have a negative influence. Regarding economic factors, the economically active population (EAP) employed in the primary sector and agricultural production have a positive impact on net migration, while the EAP employed in the secondary sector has a negative effect. These findings underscore the fundamental role of the primary sector as a magnet for internal migrants. Furthermore, the need for more indepth research at the departmental level is suggested, particularly in Pasco, due to environmental pollution problems, and in Madre de Dios, due to mining activity.

Keywords: Place of origin, place of destination, sending region, attracting region, labor migration, fixed effects model.

I. INTRODUCCIÓN

La migración del campo a la ciudad plantea retos fundamentales para el mercado laboral regional y para el logro de un desarrollo territorial equilibrado (Yin-Wei y Yusuke, 2026). Diversos factores explican este fenómeno, entre los que destacan el desempleo, el sexo (Zhu y Liu, 2026), las limitaciones habitacionales derivadas de bajos recursos económicos (Lowell, 2026), las oportunidades laborales para la población joven, la composición del ingreso familiar (Wang y Uekita, 2026) y la búsqueda de mejores ingresos (Wang et al., 2025). No obstante, ciertos elementos como la edad avanzada y una mayor comodidad económica en la localidad de origen tienden a desincentivar la emigración (Kuzmar et al., 2026); del mismo modo, el acceso a una universidad local puede fortalecer las oportunidades laborales en el entorno de origen (Yin-Wei y Yusuke, 2026). En consecuencia, los patrones migratorios no solo se manifiestan del ámbito rural al urbano, sino también entre zonas urbanas, pudiendo distinguirse migraciones individuales de corto plazo, migraciones familiares por primera vez y migraciones familiares múltiples (Wang et al., 2025).

1.1. Antecedentes y problemas

Existen numerosos estudios a nivel internacional que abordan el fenómeno del flujo migratorio desde diversas perspectivas. Tal es el caso de Lee et al. (2025), quienes sostienen que en Corea del Sur la movilidad poblacional está determinada por factores como la disponibilidad de empleo, la proximidad a centros educativos y la densidad de la red vial, elementos que resultan determinantes especialmente en las regiones periféricas. Por su parte, Song et al. (2025), en el contexto rural de China, encuentran que una mayor dotación de infraestructura pública local particularmente en los sectores de educación y salud incrementa la llegada de inmigrantes; no obstante, la mejora en la infraestructura destinada a la producción agrícola tiende a desincentivar dichos

¹ Departamento Académico de Ciencias Económicas, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad Nacional Agraria de la Selva. Huánuco, Perú. Autor principal
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7103-6903>
Correo electrónico: alex.rengifo@unas.edu.pe

flujos. En el continente africano, **Noël y Dramane (2025)** evidencian que factores demográficos, junto con transformaciones socioeconómicas y condiciones ambientales y climáticas favorables, actúan como elementos de atracción migratoria. Asimismo, **Menashe-Oren y Bocquier (2025)** analizan 45 países de Asia, América Latina y el Caribe, y concluyen que la estructura por edad y sexo de las poblaciones incide significativamente en el crecimiento demográfico, el desarrollo y los patrones de migración interna desde zonas rurales hacia urbanas.

En este contexto, el manuscrito se articula en torno a la siguiente pregunta general: ¿cuál es el impacto de las condiciones demográficas y los factores económicos en la dinámica de la migración interna en Perú durante el período 1995 a 2014? Esta problemática se halla básicamente vinculado con la agenda de desarrollo sostenible, favoreciendo claramente al entendimiento y la consecución de diversos de sus objetivos. En específico, el estudio se alinea con el ODS 8 (Trabajo Decente y Crecimiento Económico), al estudiar cómo los factores económicos (como el empleo y los ingresos) promueven los flujos migratorios en busca de mejores oportunidades (**Naciones Unidas, 2024**). Asimismo, se relaciona con el ODS 10 (Reducción de las Desigualdades), al demostrar las inestabilidades geográficas que la migración busca solucionar o, en cierto casos, consigue llegar a ahondar (**Naciones Unidas, 2024**). De forma transversal, la investigación también aporta al ODS 11 (Ciudades y Comunidades Sostenibles), dado que la migración interna es un modelador clave del crecimiento urbano y las dinámicas poblacionales a nivel nacional (**Naciones Unidas, 2024**).

1.2. Objetivos

1.2.1. Objetivo general

Modelar el impacto de las condiciones demográficas y los factores económicos en la migración interna de Perú, mediante la estimación de un modelo de datos de panel para las 25 regiones durante el período 1995-2014.

1.2.2. Objetivos específicos

- Cuantificar la influencia de las condiciones demográficas del departamento sobre los flujos migratorios internos en Perú en el marco del modelo de panel.
- Estimar el efecto causal de los factores económicos del departamento en la migración interna, utilizando la metodología de datos de panel para mitigar sesgos por heterogeneidad no observada.

- Evaluar las implicancias de política pública y contrastar los hallazgos con las teorías migratorias, a partir de los resultados obtenidos en la estimación del modelo de panel para las regiones del Perú (1995-2014).

1.3. Hipótesis

1.3.1. Hipótesis general (HG)

HG: Las condiciones demográficas y los factores económicos impactan significativamente los saldos migratorios internos en los departamentos de Perú durante el período 1995-2014, aunque su impacto está condicionado por la heterogeneidad no observada de cada departamento, la cual es controlada mediante la estimación con datos de panel.

1.3.2. Hipótesis específicas (HE)

HE1: Las condiciones demográficas heterogéneas del departamento ejerce un efecto sobre los flujos migratorios internos en Perú.

HE2: Los factores económicos del departamento de origen como de destino, ejercen un efecto causal sobre los flujos migratorios internos en Perú.

HE3: Los hallazgos del modelo de panel para Perú (1995-2014) permite contrastar empíricamente los principales postulados de la teoría migratoria. Esta contrastación fundamenta la evaluación de implicaciones de política pública.

1.4. Justificación

1.4.1. Justificación teórica

A pesar de la existencia de un sólido marco teórico sobre migración interna, su aplicación al caso peruano ha sido, hasta ahora, limitada. En particular, son escasas las investigaciones que integran de manera articulada el enfoque neoclásico, los postulados de la nueva economía de la migración laboral y las perspectivas demográfico-estructurales. Esta fragmentación se refleja en estudios como el de **Gonzales de Olarte y Levano (2001)**, que explican el desplazamiento desde la periferia hacia los centros industriales por la búsqueda de mejores ingresos monetarios, un proceso que las empresas aprovechan mediante la contratación de mano de obra barata y talentosa, profundizando así las disparidades en la riqueza. En una línea similar, **Huaranca et al. (2022)** evidencian que las ciudades resultan atractivas para los migrantes cuando presentan menores niveles de pobreza en comparación con las zonas rurales, además de ofrecer un mayor acceso a servicios básicos. Por su parte, **Yamada (2012)** identifica que la movilidad laboral interregional responde a la búsqueda de mejoras en el nivel de

vida, asociadas a un mayor acceso a infraestructura económica y social.

Esta ausencia de un marco integrado limita la comprensión teórica del fenómeno migratorio en un país caracterizado por una marcada heterogeneidad geográfica y socioeconómica. Precisamente, esta diversidad convierte al Perú en un escenario privilegiado para contrastar la validez de las teorías migratorias mediante el uso de datos de panel, un método que permite controlar la heterogeneidad no observable y capturar dinámicas temporales de manera robusta.

El presente manuscrito se justifica, desde un plano teórico, por su objetivo de contrastar empíricamente, a través de modelos de datos de panel, las distintas teorías sobre migración interna. Lejos de constituir una mera réplica de hallazgos previos, esta investigación busca alcanzar una comprensión más profunda del fenómeno, cuestionando supuestos establecidos y contribuyendo a enriquecer el acervo teórico existente. Los resultados obtenidos no solo pretenden aportar al debate académico sobre los patrones migratorios en sociedades en desarrollo mediante la identificación de los factores demográficos y económicos que los determinan, sino que también ofrecen insumos valiosos para el estudio del desarrollo territorial, el análisis de las desigualdades geográficas y el diseño de políticas públicas basadas en evidencia.

1.4.2. Justificación social y económica

La migración interna constituye un fenómeno demográfico de gran relevancia en el entramado de relaciones e interacciones sociales en el Perú, según el INEI (2017), el 20.30% de la población peruana reside en un departamento distinto al de su nacimiento, como respuesta al dinamismo económico ya las persistentes desigualdades territoriales. Esta movilidad poblacional incide directamente en las condiciones de vida de millones de peruanos.

Desde una perspectiva económica, la migración interna en el Perú se vincula con la distribución espacial del trabajo y la productividad, en tanto actúa como mecanismo de eficiencia económica que refleja diferencias productivas y contribuye al ajuste del mercado laboral; no obstante, cuando es impulsada por situaciones de pobreza extrema, puede generar implicancias asociadas al subdesarrollo y externalidades negativas (Borjas, 2014).

II. MARCO TEÓRICO

2.1. Estado del arte

El estudio de la migración interna se aborda desde diversas perspectivas teóricas. **Ravenstein (1885)** sentó las bases al señalar que la población migra, temporal o permanentemente, hacia centros urbanos e industriales en busca de trabajo y mejores condiciones demográficas y económicas. Posteriormente, **Lee (1966)** explicó el fenómeno a partir de factores de atracción y expulsión, donde las disparidades económicas juegan un rol central. En esa línea, **Todaro (1969)** modeló la migración como una respuesta a las diferencias en los ingresos esperados, determinados por la interacción entre salarios y la probabilidad de empleo en el destino. Ampliando el enfoque, **Stark (1991)** evidencia que las decisiones migratorias responden a estrategias familiares de diversificación del riesgo, ante fallas de mercado y la falta de acceso al crédito o seguros. A estos factores se suman determinantes como la pobreza multidimensional, la densidad poblacional y la estructura etaria (**Lucas, 1997; Rosenzweig y Stark, 1989**).

En América Latina, el desigual desarrollo local incide directamente en estos flujos. Así, **Araujo Benavides et al. (2025)** encuentran que la pobreza rural y la menor inversión en educación y servicios básicos operan como fuerzas de expulsión, mientras que **Sirkis et al. (2022)** identifican al turismo y los centros urbanos como importantes polos de atracción. No obstante, la mayoría de estos estudios se basan en diseños transversales y solo unos pocos emplean series de tiempo, lo que limita la capacidad de aislar adecuadamente la heterogeneidad no observable entre territorios.

2.2. Definición de variables y relación de causalidad

2.2.1. Migración interna

La migración interna constituye un comportamiento dinámico de la población que implica el traslado de individuos de un territorio a otro dentro de un mismo país. Este fenómeno, esencialmente social, se encuentra determinado por las estructuras culturales, sociales y económicas (CEPAL, 2023). En este marco, la migración se conceptualiza a partir de la comprensión del lugar de origen, el lugar de destino, los obstáculos intervinientes y las características personales de los migrantes; así de acuerdo con **Lee (1966)**, el volumen migratorio, en términos de su variación, está asociado con la diversidad existente entre las regiones y sus habitantes. Finalmente, se define la migración

interna como el cambio de residencia desde un lugar de origen hacia un lugar de destino durante un período determinado, lo que constituye el intervalo migratorio (INEI, 1995).

2.2.2. Condiciones demográficas y migración interna

Entre las diversas variables demográficas que inciden en los procesos migratorios, la literatura especializada ha identificado el género, la edad y el nivel educativo como factores determinantes. En primer lugar, **Kilkey et al. (2010)** destacan el predominio del sexo femenino en la migración vinculada al trabajo doméstico y de cuidados, abarcando áreas como la limpieza, el mantenimiento del hogar y la atención de niños y ancianos. En segundo lugar, la edad constituye otro factor diferenciador; tal como sostienen **Zhang et al. (2025)**, los jóvenes tienden a migrar en busca de mejores oportunidades laborales, mientras que los migrantes de mayor edad suelen priorizar la búsqueda de confort ambiental. Finalmente, el nivel educativo también emerge como una variable influyente: de acuerdo con **Xu (2025)**, a mayor nivel educativo, se incrementa la probabilidad de emigrar, lo que sugiere una correlación positiva entre la formación académica y la movilidad geográfica.

2.2.3. Factores económicos y migración interna

Diversas variables de orden económico explican las causas de la migración. **Harris y Todaro (1970)** evidencian que las altas tasas de desempleo en la ciudad de origen constituyen un motivo para emigrar, impulsando a las personas en busca de mejores oportunidades laborales. Por su parte, los trabajos de **Kuznets (1955)** y **Lee (1966)** demuestran que un mayor desarrollo económico conlleva el desplazamiento de la PEA desde el sector primario hacia el secundario y, posteriormente, al terciario; en consecuencia, las regiones con mayor proporción de empleo en los sectores secundario y terciario resultan atractivas para los migrantes debido a la diversidad y densidad de oportunidades laborales que ofrecen. Asimismo, **Borjas (1989)** y **Sjaastad (1962)** ponen de manifiesto que el PBI per cápita actúa como un factor de atracción para el migrante en su calidad de inversionista de su propio capital humano, por lo que una mayor disparidad en el ingreso entre regiones constituye un motor esencial de los flujos migratorios. Finalmente, el estudio de **Villalobos-Pérez et al. (2025)** revela que la producción agrícola orientada a la agroexportación se configura como una de las causas estructurales de la migración interna, al provocar el desplazamiento de pequeños productores.

III. METODOLOGÍA

3.1. Enfoque y tipo de investigación

El presente trabajo adopta un enfoque cuantitativo, fundamentado en la medición numérica de las variables correspondientes a las condiciones demográficas y los factores económicos, así como en el análisis de cómo estas variables explican la migración interna en el Perú durante el período 1995-2014. Para ello, se emplearon inferencias estadísticas orientadas a evaluar la significancia de los parámetros, así como técnicas econométricas de datos de panel para corroborar la influencia de ambas variables independientes. Este enfoque metodológico se sustenta en el aporte de **Álvarez et al. (2021)**, quienes utilizan series de tiempo de panel para comprender la dinámica de la migración interna y controlar la heterogeneidad entre regiones. Asimismo, **Van Der Gaag y Van Wissen (2008)** recurren a los datos de panel para examinar los determinantes de las tendencias migratorias internas.

Por otra parte, la investigación es de tipo aplicada, en tanto utiliza el conocimiento existente sobre migración interna con el propósito de abordar problemas concretos, tales como la evaluación de los impactos económicos a nivel departamental, el diseño de políticas públicas y la planificación de infraestructura y servicios. Este carácter aplicado se respalda en el estudio de **Kollamparambil y Oyenubi (2026)**, quienes analizan las consecuencias reales de la migración en el empleo formal e informal.

3.2. Diseño de investigación

El diseño adoptado en esta investigación es de carácter no experimental, con modelados basados en datos de panel. Esta elección metodológica se respalda en el aporte de **Deb y Seck (2009)**, quienes abordan los retornos de la migración a partir de datos no experimentales. En este marco, es posible sustentar una relación de causalidad creíble incluso en ausencia de experimentación.

3.3. Población y muestra

El manuscrito tiene como población de estudio la base de datos del **INEI (2014)**, **INEI (2015)** e **INEI(2023)**, correspondiente a las variables de condiciones demográficas, factores económicos y migración interna en el Perú durante el período 1995-2014. Este intervalo temporal no solo constituye una serie de tiempo, sino que también incorpora una importante dimensión de corte transversal, conformada por los 24 departamentos (Amazonas, Áncash, Apurímac, Arequipa, Ayacucho, Cajamarca, Cusco, Huánuco, Huancavelica, Ica, Junín, La Libertad,

Lambayeque, Lima, Loreto, Madre de Dios, Moquegua, Pasco, Piura, Puno, San Martín, Tacna, Tumbes y Ucayali), más la provincia constitucional del Callao, como unidades muestrales. Ambas fuentes de información permiten desarrollar un estudio con modelado de datos de panel balanceado, el cual, de acuerdo con **Vidal y Lersch (2021)**, facilita la medición de la movilidad espacial, el mapeo de patrones migratorios, así como la determinación y evaluación del impacto de dicha movilidad sobre una variedad de resultados.

3.4. Instrumento de recolección de datos

El manuscrito emplea datos estadísticos de fuente secundaria provenientes del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). En este contexto, la guía de remisión documental constituye el instrumento de recolección de datos, el cual garantiza la calidad de la información con menores costos financieros y en menor tiempo. Este argumento encuentra sustento en **Smith et al. (2010)**, quienes sostienen que los censos representan una de las fuentes fundamentales para el estudio de la migración interna, al proporcionar datos sobre población emigrante e inmigrante, así como variables relativas a condiciones demográficas y factores económicos. Asimismo, el trabajo de **Wesolowski et al. (2013)** valida empíricamente esta perspectiva, corroborando que los datos censales de migración resultan útiles para aproximar las características de la movilidad humana.

3.5. Operacionalización de las variables

La Tabla 1 presenta de manera detallada las variables y sus respectivos indicadores, los cuales, sustentados en artículos científicos, evidencian de forma coherente la composición de cada tipo de variable (independientes y dependiente). A partir de esta especificación, y siguiendo a **Mendoza Bellido (2014)**, el trabajo se fundamenta en el método hipotético-deductivo o falsacionista, dado que la fundamentación teórica se interrelaciona con la realidad empírica. Este enfoque permite someter a prueba las hipótesis formuladas a la luz de las teorías existentes, en busca de evidencia empírica que pueda refutarlas o falsearlas.

3.6. Modelo de datos de panel

3.6.1. Especificación del modelo general

De acuerdo con **Greene (2012)**, la especificación del modelo econométrico empleado en esta investigación se presenta de manera detallada en la Ecuación (1):

$$\begin{aligned} SMI_{it} = & \beta_1 + \beta_2 \text{LnEdad}_{it} + \beta_3 \text{LnPAEE}_{it} \\ & + \beta_4 \text{LnPAES}_{it} + \beta_5 \text{LnPJAEE}_{it} \\ & + \beta_6 \text{LnPJAES}_{it} + \beta_7 \text{PMP}_{it} + \\ & \beta_8 \text{TD}_{it} + \beta_9 \text{LnPEASP}_{it} + \beta_{10} \text{LnPEASS}_{it} \\ & + \beta_{11} \text{LnPEAST}_{it} + \beta_{12} \text{PBIp}_{it} + \beta_{13} \text{LnPSA}_{it} \\ & + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

Donde el término del error (ϵ_{it}) se descompone de la siguiente manera en la Ecuación (2):

$$\epsilon_{it} = \mu_i + \omega_{it} \quad (2)$$

En las expresiones anteriores, Ln denota el logaritmo neperiano aplicado a los indicadores correspondientes. El parámetro β_1 representa el intercepto del modelo y captura el comportamiento del SMI_{it} atribuible a factores no considerados explícitamente en la especificación. Los coeficientes β_2 a β_{13} miden el efecto parcial de cada indicador sobre la variable dependiente, conforme a lo establecido en la Ecuación (1). En cuanto a la estructura del término de error, ω_{it} corresponde al componente idiosincrático que recoge las perturbaciones no observables variables en el tiempo para cada departamento "i" en el año "t", mientras μ_i representa el efecto fijo o aleatorio (según corresponda) que captura la heterogeneidad no observable específica de cada departamento "i", constante en el tiempo.

3.6.2. Validación del modelo

1. Diagnóstico de estacionariedad: Prueba de raíz unitaria para datos de panel

Previo a la estimación del modelo, se aplicó la prueba de raíz unitaria para datos de panel desarrollada por Levin, Lin y Chu, con el propósito de verificar la estacionariedad de las series. Este procedimiento resulta fundamental para garantizar que las regresiones no sean espurias y que la inferencia estadística y econométrica derivada del modelo sea válida y confiable (**Levin et al., 2002**). La prueba de Levin-Lin-Chu (LLC) plantea el siguiente contraste de hipótesis:

Hipótesis nula (H_0): La variable analizada contiene una raíz unitaria (proceso no estacionario).

Hipótesis alternativa (H_a): La variable analizada es estacionaria (proceso integrado de orden cero, $I(0)$).

El procedimiento de estimación de la prueba LLC se desarrolla en tres etapas secuenciales:

Paso 1: Regresiones ADF individuales y generación de residuos ortogonalizados. Para cada panel i, se estiman regresiones aumentadas de Dickey-Fuller (ADF) que incluyen, según corresponda, efectos fijos individuales y tendencia temporal determinística. A partir de estas regresiones, se obtienen residuos ortogonalizados y normalizados,

los cuales depuran la influencia de los componentes determinísticos y la correlación serial.

Paso 2: Estimación de la relación entre desviaciones estándar de largo y corto plazo. Se calcula la razón entre la desviación estándar de largo plazo y la desviación estándar de corto plazo para cada panel. La varianza de largo plazo se estima mediante métodos kernel (como el kernel de Bartlett) con un ancho de banda seleccionado automáticamente, mientras que la varianza de corto plazo se obtiene de las regresiones ADF individuales.

Paso 3: Cálculo del estadístico de prueba del panel. Se estima la regresión Pooled que combina la información de todas las unidades a partir de los residuos ortogonalizados. Se computa el estadístico t-student no ajustado para el parámetro autorregresivo común y, posteriormente, se aplica la corrección asintótica de media y varianza para obtener el estadístico ajustado t*-student. Este último sigue una distribución normal estándar bajo la hipótesis nula, permitiendo evaluar estadísticamente el rechazo de H_0 .

2. Elección del modelo

A partir de la especificación general presentada en la Ecuación (1) y la estructura del término de error desglosada en la Ecuación (2), es posible derivar tres enfoques alternativos para la estimación con datos de panel, los cuales se diferencian por el tratamiento que otorgan a la heterogeneidad no observable entre unidades (Greene, 2012).

Modelo alternativo 1: Mínimos cuadrados ordinarios agrupados (Pooled MCO)

En este caso, se ignora la estructura bidimensional (corte transversal y temporal) propia de los datos de panel. El modelo agrupado asume la inexistencia de heterogeneidad inobservable entre los departamentos, lo que equivale a suponer que $\mu_i = 0$ para todo i , o alternativamente, que μ_i es constante y se absorbe en el intercepto común, dado que no se consideran efectos individuales específicos (Greene, 2012; Mavruk, 2025). Bajo este supuesto, la estimación se realiza mediante mínimos cuadrados ordinarios agrupados, según se expresa en la ecuación (3):

$$SMI_{it} = \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Donde, X_{it} representa el vector de indicadores correspondientes a las variables especificadas en la Ecuación (1).

Modelo alternativo 2: Modelo de efectos fijos

El modelo de efectos fijos constituye una alternativa adecuada cuando se sospecha que existe correlación entre la heterogeneidad inobservable específica de cada

departamento y las variables explicativas del modelo. Formalmente, este enfoque permite que $Cov(\mu_i, X_{it}) \neq 0$, lo que implica que los efectos individuales no observables están correlacionados con los regresores (Greene, 2012).

Este modelo tiene la propiedad de controlar toda la heterogeneidad inobservable de los departamentos que es constante en el tiempo. Para su estimación, se aplica la transformación intragrupo (within transformation), que consiste en restar a cada variable de la Ecuación (1) su media individual a lo largo del período analizado. Este procedimiento permite eliminar el efecto fijo μ_i al expresar las variables en desviaciones respecto a su media temporal (Mavruk, 2025).

Partiendo de la especificación original que incluye efectos fijos individuales y temporales:

$$SMI_{it} = \beta X_{it} + \mu_i + \omega_{it} \quad (1)$$

La media temporal para cada departamento i se expresa como:

$$\frac{\sum_{t=1}^T SMI_{it}}{T} = \beta \frac{\sum_{t=1}^T X_{it}}{T} + \frac{\sum_{t=1}^T \mu_i}{T} + \frac{\sum_{t=1}^T \omega_{it}}{T} \quad (4)$$

$$\overline{SMI}_i = \beta \overline{X}_i + \mu_i + \overline{\omega}_i$$

Restando la Ecuación (4) de la Ecuación (1) se obtiene la especificación en desviaciones respecto a la media grupal:

$$SMI_{it} - \overline{SMI}_i = \beta (X_{it} - \overline{X}_i) + (\omega_{it} - \overline{\omega}_i) \quad (5)$$

La transformación anterior elimina el efecto fijo μ_i de la ecuación, permitiendo estimar consistentemente los parámetros β incluso en presencia de correlación entre la heterogeneidad no observable y las variables explicativas.

Modelo alternativo 3: Modelo de efectos aleatorios

El modelo de efectos aleatorios parte del supuesto de que no existe correlación entre los efectos individuales no observables y las variables explicativas. Formalmente, esto implica que $Cov(\mu_i, X_{it}) = 0$, condición conocida como ortogonalidad entre la heterogeneidad inobservable y los regresores (Greene, 2012; Mavruk, 2025).

En este enfoque, el término de error compuesto retoma la estructura presentada en la Ecuación (2), donde el efecto específico del departamento μ_i se incorpora al componente de perturbación aleatoria. Dado que μ_i forma parte del error y permanece constante a lo largo del tiempo para cada unidad, se genera un problema de correlación serial intraindividual, lo que indica que los términos de error de un mismo departamento en diferentes periodos estará correlacionados, violando

Tabla 1

Operacionalización de las variables: indicadores, unidad de medida, naturaleza y referentes teóricos

Variable	Indicador	Unidad de medida	Naturaleza de la variable	Autor de referencia
Variable independiente 1: Condiciones demográficas	Edad = Población comprendida entre los 15 y 24 años de edad.			Zhang et al. (2025)
	PAEE = Población adulta con nivel educativo escolar.			
	PAES = Población adulta con nivel educativo superior.	Número de personas	Cuantitativa discreta	
	PJAEE = Población joven-adulta con nivel educativo escolar.			Xu (2025)
	PJAES = Población joven-adulta con nivel educativo superior.			
	PMP = Proporción de mujeres por departamento.	Porcentaje	Cuantitativa continua	Kilkey et al. (2010)
	TD = Tasa de desempleo.	Porcentaje	Cuantitativa continua	Harris y Todaro (1970)
Variable independiente 2: Factores económicos	PEASP = PEA ocupada en el sector primario.			
	PEASS = PEA ocupada en el sector secundario.	Número de personas	Cuantitativa discreta	Kuznets (1955) y Lee (1966)
	PEAST = PEA ocupada en el sector terciario.			
	PBIp = PBI per cápita.	Soles por habitante		Borjas (1989) y Sjaastad (1962)
	PSA = Producción del sector agrícola.	En soles	Cuantitativa continua	Villalobos-Pérez et al. (2025)
Variable dependiente: Migración interna poblacional	SMI = Saldo de migración interna.	Número de personas	Cuantitativa discreta	Lee (1966)

el supuesto de independencia de las perturbaciones propio de los MCO (Mavruk, 2025).

La especificación del modelo se expresa mediante las siguientes ecuaciones:

$$SMI_{it} = \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \omega_{it} \quad (2)$$

Donde $\mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2)$ representa el efecto aleatorio específico del departamento i , constante en el tiempo y $\omega_{it} \sim (0, \sigma_\omega^2)$ es el término de error idiosincrático, que varía tanto entre departamentos como en el tiempo.

Pruebas econométricas para la selección del modelo en datos de panel.

Prueba 1: Elección entre el modelo Pooled MCO y modelo de efectos fijos.

Esta prueba permite determinar si existe heterogeneidad inobservable significativa entre los departamentos, lo que justificaría la adopción de un modelo de efectos fijos en lugar de un modelo agrupado que ignora la estructura de panel (Greene, 2012).

Planteamiento de hipótesis:

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{24} = 0$ (Los efectos específicos de cada departamento son conjuntamente iguales a cero, por lo que el modelo Pooled MCO es adecuado).

$H_a: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_{24} \neq 0$ (Existe al menos un $\mu_i \neq 0$ para algún i ; es decir, al menos uno de los efectos específicos departamentales es distinto de cero, por lo que el modelo de efectos fijos resulta más apropiado).

Para contrastar la hipótesis nula se emplea la prueba F de Fisher para ausencia de efectos fijos, cuyos grados de libertad del denominador ($gl_1 = n-1$, n es el número de departamentos) y grados de libertad del numerador ($gl_2 = n(T-1)-(k-1)$, T es el número de períodos y k es el número de parámetros del modelo).

Prueba 2: Elección entre el modelo Pooled MCO y modelo de efectos aleatorios.

Para evaluar la pertinencia del modelo de efectos aleatorios frente al modelo agrupado, se aplica la prueba del Multiplicador de Lagrange desarrollada por Breusch y Pagan (1980), la cual se basa en los residuos de la estimación por MCO.

Planteamiento de hipótesis:

$H_0: \sigma_\mu^2 = 0$ (La varianza de los efectos específicos departamentos es igual a cero, lo que indica que no existe heterogeneidad inobservable y, por tanto, el modelo Pooled MCO es adecuado).

$H_a: \sigma_\mu^2 \neq 0$ (La varianza de los efectos departamentos es distinta de cero, evidenciando la presencia de heterogeneidad inobservable que justifica la adopción del modelo de efectos aleatorios).

El contraste se realiza mediante el estadístico de Breusch-Paga, que sigue una distribución Chi-cuadrado con 1 grado de libertad ($gl = 1$).

Prueba 3: Elección entre el modelo de efectos fijos y modelo de efectos aleatorios.

Una vez determinada la existencia de efectos individuales, corresponde decidir si estos deben tratarse como fijos o aleatorios. Para ello, se emplea la prueba de especificación desarrollada por **Hausman (1978)**.

Planteamiento de hipótesis:

$H_0: \beta_{EF} - \beta_{EA} = 0$ (No existe diferencia sistemática entre los coeficientes estimados por efectos fijos (EF) y efectos aleatorios (EA). Bajo esta hipótesis, el estimador de efectos aleatorios es consistente y eficiente).

$H_a: \beta_{EF} - \beta_{EA} \neq 0$ (Existe diferencia significativa entre ambos estimadores, lo que indica que el supuesto de ortogonalidad entre los efectos individuales y las variables explicativas no se cumple. En este caso, el modelo de efectos fijos es consistente, mientras que el de efectos aleatorios resulta sesgado).

El contraste de Hausman se basa en un estadístico que sigue una distribución Chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de parámetros ($gl = k$) que varían entre ambos modelos.

3. Pruebas de diagnóstico para modelos de datos de panel

Con la finalidad de validar la robustez de las estimaciones y garantizar la fiabilidad de la inferencia estadística, se aplicaron tres pruebas de diagnóstico orientadas a detectar posibles desviaciones de los supuestos clásicos en modelos de datos de panel.

3.1. Prueba de heterocedasticidad

Para determinar si el modelo de datos de panel presenta problemas de heterocedasticidad a nivel de las unidades transversales, se emplea la prueba de Wald modificada, la cual permite contrastar la igualdad de las varianzas del error entre departamentos (**Greene, 2012**). El planteamiento de hipótesis es el siguiente:

$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$ para todo i (Las varianzas de los términos de error son homogéneas entre las unidades transversales; existe homocedasticidad grupal).

$H_a: \sigma_i^2 \neq \sigma^2$ para al menos un i (Al menos una unidad transversal presenta una varianza diferente; existe heterocedasticidad grupal).

El contraste se basa en un estadístico que sigue una distribución Chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de unidades transversales ($gl = n$).

3.2. Prueba de autocorrelación

Para detectar la presencia de autocorrelación de primer orden en los residuos del modelo, se aplica la prueba propuesta por **Wooldridge (2002)**, específicamente diseñada para datos de panel. Este procedimiento resulta particularmente útil para identificar dinámicas temporales no modeladas que podrían sesgar los errores estándar.

Planteamiento de hipótesis:

$H_0: \text{Cov}(\omega_{it}, \omega_{it-1}) = 0$ (No existe correlación serial de primer orden entre los residuos; ausencia de autocorrelación AR(1))

$H_a: \text{Cov}(\omega_{it}, \omega_{it-1}) \neq 0$ (Existe correlación serial de primer orden; presencia de autocorrelación AR(1))

El contraste de Wooldridge utiliza un estadístico F-Fisher con 1 grado de libertad en el numerador ($gl_1 = 1$) y $n-1$ grados de libertad en el denominador ($gl_2 = n-1$).

3.3. Prueba de dependencia transversal

Con el objetivo de evaluar si los errores del modelo presentan correlación entre las distintas unidades transversales, se emplea la prueba de dependencia transversal desarrollada por **Pesaran (2004)**. Esta prueba se basa en los coeficientes de correlación por pares de los residuos y resulta especialmente relevante en contextos donde factores comunes no observados podrían afectar simultáneamente a múltiples departamentos.

Planteamiento de hipótesis:

$H_0: \text{Cov}(\mu_i, \mu_j) = 0$ para todo $i \neq j$ (Los errores entre distintos departamentos son independientes entre sí; ausencia de dependencia transversal).

$H_a: \text{Cov}(\mu_i, \mu_j) \neq 0$ (Existe correlación entre los errores de diferentes departamentos; presencia de dependencia transversal).

Para contrastar la hipótesis nula, se utiliza el estadístico CD (Cross-sectional Dependence) propuesto por **Pesaran (2004)**, el cual sigue una distribución normal

estándar bajo la hipótesis nula de independencia transversal.

3.6.1. Análisis de sensibilidad

El análisis de sensibilidad tiene por objeto cuantificar la magnitud del cambio experimentado por la migración interna neta entre departamentos del Perú (variable dependiente) ante variaciones en los indicadores que conforman las condiciones demográficas (variable independiente 1) y los factores económicos (variable independiente 2). En términos formales, esta relación se expresa mediante la siguiente especificación:

$$\frac{\partial SMI_{it}}{\partial X_{kit}} = \beta_k \quad (6)$$

El coeficiente β_k captura, por tanto, la sensibilidad de la migración interna neta ante cambios marginales en cada uno de los indicadores considerados, manteniendo el resto de factores constantes (*ceteris paribus*). Esta interpretación es consistente con la especificación lineal del modelo de datos de panel presentado en la Ecuación (1), donde los parámetros estimados representan efectos marginales directos sobre la variable dependiente.

IV. RESULTADOS

4.1. Estadística descriptiva

La Figura 1 presenta la clasificación de los departamentos del Perú según su comportamiento como expulsores o atractores de población migrante, a partir del saldo migratorio neto estimado. Se identifican cinco departamentos con saldo migratorio positivo (atractores): Callao, Lima, Madre de Dios, Tacna y Tumbes.

Callao y Lima, ambos ubicados en la región costa, comparten patrones comunes en términos de condiciones demográficas: resultan atractivos para la población adulta con nivel educativo superior y para la población joven-adulta con nivel educativo escolar, aunque actúan como expulsores de la población con nivel educativo superior. Específicamente, Callao ejerce atracción sobre la población comprendida entre los 15 y 24 años, así como sobre la PEA ocupada en los sectores primario y secundario. Lima, por su parte, atrae a la población adulta con nivel educativo superior, a las personas desempleadas y por sus mayores ingresos monetarios, pero expulsa a la población femenina.

El departamento de Madre de Dios, situado en la región selva, también presenta un saldo migratorio positivo. Resulta atractivo para la población de 15 a 24 años, la población joven-adulta con nivel educativo escolar y por el nivel de ingresos monetarios; sin embargo, expulsa a la población adulta con nivel

educativo escolar, a la población femenina y por efectos de la producción agrícola.

Los departamentos fronterizos de Tacna y Tumbes completan el grupo de regiones atractoras. Tacna resulta atractiva para la población de 15 a 24 años y para la PEA ocupada en el sector secundario. Tumbes, por su parte, ejerce atracción debido a la informalidad y a su condición de enclave fronterizo estratégico, aunque actúa como expulsor de la población adulta con nivel educativo escolar y superior, así como de la PEA ocupada en el sector secundario.

Por otro lado, se identifican departamentos que transitron de ser atractores en los primeros años del período analizado a convertirse en expulsores hacia el final del mismo. Este es el caso de San Martín, Ucayali, Moquegua y Arequipa. San Martín fue inicialmente atractor por su dinámica agrícola, pero posteriormente pasó a expulsar población de 15 a 24 años, población femenina y por la contracción de la producción agrícola. Ucayali atrae a la población de 15 a 24 años, a desempleados, a la PEA del sector primario y por la producción agrícola, mientras expulsa a la PEA ocupada en el sector secundario. Moquegua resulta atractivo para la población de 15 a 24 años, población joven-adulta con nivel educativo escolar, población femenina, PEA de los sectores primario y terciario, así como por mayores ingresos y producción agrícola; no obstante, expulsa a la población adulta con nivel educativo escolar y a desempleados. Arequipa atrae a la población de 15 a 24 años, adultos con educación escolar y superior, población femenina y desempleados, pero expulsa a jóvenes-adultos con educación escolar y superior, así como a la PEA de los sectores secundario y terciario.

El resto de departamentos, con excepción de Pasco, presentan saldos migratorios negativos persistentes, clasificándose como expulsores. En el caso de Pasco, la expulsión poblacional no obedece a condiciones demográficas o factores económicos, sino a la elevada contaminación generada por la actividad minera, que afecta la salud de la población y motiva su desplazamiento forzado. Ica expulsa población por factores económicos, particularmente a desempleados y a la PEA ocupada en el sector terciario. Huancavelica, La Libertad, Lambayeque y Loreto expulsan población debido a condiciones demográficas desfavorables, especialmente entre la población de 15 a 24 años, adultos con educación escolar y superior, jóvenes-adultos con educación escolar y población femenina. Finalmente, los departamentos de Áncash, Amazonas, Apurímac, Ayacucho, Cajamarca, Cusco, Huánuco, Junín y Puno presentan expulsión poblacional asociada a una

combinación de condiciones demográficas adversas y factores económicos desfavorables.

4.2. Estadística inferencial y econométrica

Tabla 2

Resultados de la prueba de raíz unitaria en panel de Levin-Lin-Chu (LLC) según indicador

Variable evaluada	Valor Z	p-value	Decisión ($\alpha=0.05$)	Estacionario
Variable dependiente: Migración interna				
SMI	-17.4306	0.0000***	RH_0	I(0)
Variable independiente 1: Condiciones demográficas				
LnEdad	-13.5279	0.0000***	RH_0	I(0)
LnPAEE	-3.4637	0.0003***	RH_0	I(0)
LnPAES	-1.9902	0.0233**	RH_0	I(0)
LnPJAE	-0.5896	0.2777	AH_0	I(1)
LnPJAES	-2.7916	0.0026**	RH_0	I(0)
PMP	-20.2682	0.0000***	RH_0	I(0)
Variable independiente 2: Factores económicos				
TD	-1.3294	0.0919*	AH_0	I(1)
LnPEASP	-1.4848	0.0688*	AH_0	I(1)
LnPEASS	1.9016	0.0286**	RH_0	I(0)
LnPEAST	-1.0982	0.1361	AH_0	I(1)
PBIp	4.2169	0.0000***	RH_0	I(0)
LnPSA	-2.8100	0.0025***	RH_0	I(0)
Variable evaluada	Valor Z	p-value	Decisión ($\alpha=0.05$)	Estacionario
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10, α = Nivel de significancia.				

Los resultados de la prueba de raíz unitaria en panel de LLC, aplicada a cada uno de los indicadores que conforman las variables, se presentan en la Tabla 2. El análisis se realizó bajo tendencia temporal determinística, con un rezago en las regresiones ADF y un kernel de Bartlett para la estimación de la varianza de largo plazo, conforme a la especificación detallada en la sección metodológica.

Los estadísticos Z ajustados y sus respectivos p-value permiten evaluar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en cada serie. Los resultados muestran que la mayoría de los indicadores alcanzan estacionariedad en niveles (I(0)) a un nivel de significancia del 5% ($p<0.05$). En particular, la variable dependiente (SMI) presenta un estadístico t* ajustado de -17.4306 con un p-value de 0.0000, lo que permite rechazar la hipótesis nula y concluir que el saldo migratorio interno es estacionario en niveles.

No obstante, cuatro indicadores exhiben un comportamiento diferenciado: La población joven-adulta con nivel educativo escolar (LnPJAE), la tasa de desempleo (TD), la PEA ocupada en el sector primario (LnPEASP) y la PEA ocupada en el

sector terciario (LnPEAST) no rechazan la hipótesis nula al 5% de significancia ($p>0.05$), lo que indica que estas series contienen una raíz unitaria y requieren ser diferenciadas para alcanzar estacionariedad. En estos casos, la estacionariedad se alcanza en primeras diferencias (I(1)).

Garantizar la estacionariedad de las series constituye un requisito fundamental para evitar problemas de regresión espuria y asegurar la validez de la inferencia estadística en modelos de datos de panel. Una vez verificada la condición de estacionariedad, ya sea en niveles o tras aplicar primeras diferencias, se procede a la siguiente etapa del análisis empírico: La selección del modelo más adecuado para estimar la relación de causalidad entre las condiciones demográficas, los factores económicos y la migración interna en el Perú.

Tabla 3

Selección del modelo de datos de panel

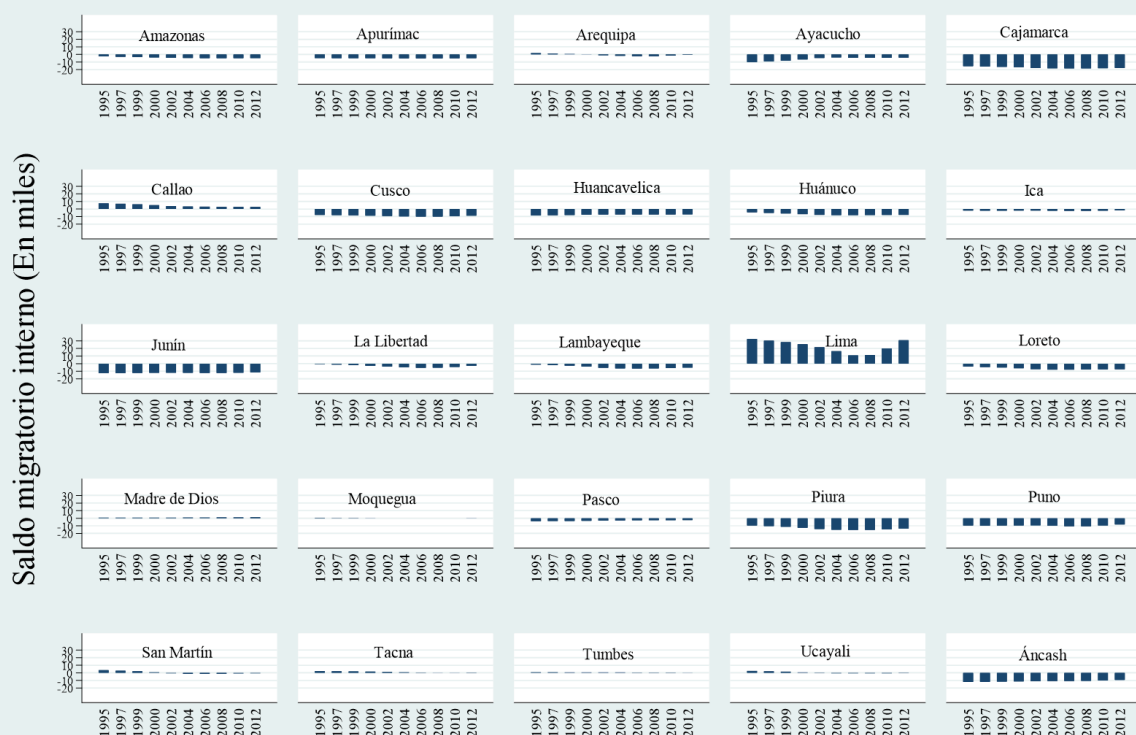
Prueba	Valor	p-value	Decisión ($\alpha = 0.05$)	Elección secuencial
F-Fisher para ausencia de efectos fijos ($gl_1 = 24$ y $gl_2 = 438$)	224.51	0.0000***	RH_0	Modelo de efectos fijos
Prueba	Valor	p-value	Decisión ($\alpha = 0.05$)	Elección secuencial
Prueba del Multiplicador de Lagrange (ML): Estadístico de Chi-cuadrado ($gl = 1$)	2486.38	0.0000***	RH_0	Modelo de efectos aleatorios
Prueba de Hausman: Estadístico de Chi-cuadrado ($gl = 9$)	20.97	0.0128***	RH_0	Modelo de efectos fijos
***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10, α = Nivel de significancia.				

La Tabla 3 presenta los resultados de las pruebas secuenciales para la selección del modelo de datos de panel más adecuado. En una primera etapa, se contrastó el modelo agrupado (Pooled OLS) frente al modelo de efectos fijos mediante la prueba F de Fisher. El estadístico F (224.51, con $gl_1=24$ y $gl_2=438$) resultó estadísticamente significativo ($p<0.05$), lo que lleva a rechazar la hipótesis nula de ausencia de efectos fijos y, de forma preliminar, a favorecer el modelo de efectos fijos.

A continuación, se aplicó la prueba del Multiplicador de Lagrange (ML) de Breusch-Pagan para discriminar entre el modelo agrupado y el modelo de efectos aleatorios. El estadístico de Chi-cuadrado (2486.38, con $gl=1$) fue significativo ($p<0.05$), lo que implica el rechazo de la hipótesis nula. Este resultado indica que el modelo de efectos aleatorios es preferible al modelo agrupado, sugiriendo la existencia de efectos individuales en la estructura de los datos.

Figura 1

Saldo migratorio interno departamental en Perú, 1995-2014



Nota. Datos del INEI-Perú, 1995-2014.

Finalmente, para dirimir entre los modelos de efectos fijos y aleatorios, se realizó la prueba de especificación de Hausman. El estadístico de Chi-cuadrado obtenido (20.97, con $gl=9$) es estadísticamente significativo ($p<0.05$). Este resultado conduce al rechazo de la hipótesis nula de que los efectos individuales no están correlacionados con los regresores, condición necesaria para la consistencia del modelo de efectos aleatorios.

En consecuencia, la evidencia empírica derivada del conjunto de pruebas especialmente el resultado de la prueba de Hausman respalda la elección del modelo de efectos fijos como el más apropiado para representar la estructura de los datos en panel bajo análisis.

Tabla 4

Validez del modelo de datos de panel de efectos fijos

Prueba	Valor	p-value	Decisión ($\alpha = 0.05$)	Especificación
Prueba Wald modificada: Estadístico de Chi-cuadrado ($gl = 25$)	63821.72	0.0000***	RH_0	$\sigma^2_i \neq \sigma^2$

Prueba	Valor	p-value	Decisión ($\alpha = 0.05$)	Especificación
Prueba de Wooldridge: Estadístico de F-Fisher ($gl_1 = 1$ y $gl_2 = 24$)	15144.72	0.0000***	RH_0	$Cov(\omega_{it}, \omega_{it-1}) \neq 0$
Prueba de dependencia transversal: Estadístico de CD	10.439	0.0000***	RH_0	$Cov(\mu_i, \mu_j) \neq 0$

*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.10$, α = Nivel de significancia.

Los resultados de la Tabla 4, presentan a detalle las pruebas de validación del modelo de datos de efectos fijos de acuerdo con la verificación de la presencia de heterocedasticidad, autocorrelación y de dependencia transversal. El valor del estadístico de Chi-cuadrado (63821.72, con $gl = 25$) es estadísticamente significativo ($p<0.05$) para rechazar la hipótesis nula, concluyendo de que existe evidencia de heterocedasticidad grupal según la prueba de Wald modificada. Además, en el modelo se evidencia con el valor del estadístico F-Fisher (15144.7, con $gl_1 = 1$ y $gl_2 = 24$) estadísticamente significativo ($p<0.05$) de problemas de autocorrelación de orden 1 (AR(1)) al rechazar la hipótesis nula según la prueba de Wooldridge.

Finalmente, el modelo con el valor de 10.439 en el estadístico de CD es estadísticamente significativo ($p < 0.05$) para rechazar la hipótesis nula, lo que corrobora de la existencia de una correlación entre los errores de diferentes departamentos. En tal sentido, la presencia de los tres problemas conlleva a modelar con efectos fijos con estimadores de Driscoll-Kraay.

La Tabla 4 reporta los resultados de las pruebas de diagnóstico aplicadas al modelo de efectos fijos para verificar la presencia de heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia transversal. En primer lugar, la prueba modificada de Wald para heterocedasticidad grupal arroja un estadístico de Chi-cuadrado de 63821.72 (con $gl = 25$), el cual es estadísticamente significativo ($p < 0.01$). Este resultado lleva a rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad, evidenciando la presencia de heterocedasticidad en los grupos.

A continuación, se aplicó la prueba de Wooldridge para detectar autocorrelación. El estadístico F-Fisher obtenido (15144.72, con $gl_1 = 1$ y $gl_2 = 24$) es estadísticamente significativo ($p < 0.01$), lo que implica el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación. Este hallazgo confirma la existencia de autocorrelación de primer orden AR(1) en los residuos del modelo.

Finalmente, se evaluó la posible dependencia transversal mediante la prueba CD de Pesaran. El estadístico CD (10.439) resulta estadísticamente significativo ($p < 0.01$), lo que lleva a rechazar la hipótesis nula de independencia transversal. Este resultado corrobora la existencia de correlación contemporánea entre los errores de las distintas unidades transversales (departamentos).

Dado que los resultados confirman la presencia simultánea de heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia transversal, se procede a estimar el modelo de efectos fijos empleando los errores estándar corregidos de Driscoll-Kraay, los cuales son robustos a estos tres problemas.

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación del modelo de datos de panel con efectos fijos y errores estándar corregidos mediante el estimador robusto de Driscoll-Kraay, aplicado al análisis de la migración interna departamental en el Perú durante el período 1995-2014. Este estimador presenta la ventaja de ser consistente ante presencia de heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia transversal, problemas diagnosticados en las secciones previas.

El modelo cuenta con un total de 475 observaciones (25 unidades transversales $\times$ 19 períodos), tamaño muestral que otorga suficiente potencia estadística para la inferencia. De acuerdo con el coeficiente

de determinación within ($R^2 = 0.1686$), las variables independientes incluidas en el modelo correspondientes a Condiciones Demográficas y Factores Económicos explican conjuntamente el 16.86% de la variación intra-departamental del saldo migratorio interno a lo largo del período analizado. Aunque la magnitud del R^2 within es moderada, la prueba de significancia global rechaza la hipótesis nula de nulidad conjunta de los coeficientes [$F(gl_1 = 12, gl_2 = 18) = 41.71$; $p < 0.01$], lo que confirma la relevancia del modelo para explicar el comportamiento de la migración interna poblacional.

Efectos de las condiciones demográficas sobre la migración interna

En cuanto a la variable independiente 1 (Condiciones Demográficas), se observa que tres indicadores presentan efectos estadísticamente significativos sobre el saldo migratorio interno. La población adulta con nivel educativo superior (LnPAES) exhibe un coeficiente negativo y altamente significativo ($\beta = -1.6928$; $t = -5.83$; $p < 0.01$). Este resultado indica que un incremento del 1% en la población adulta con educación superior reduce la migración neta en 1.69%, en promedio y ceteris paribus, con un intervalo de confianza al 95% ($IC(\beta)_{95\%}$) que oscila entre -2.30% y -1.08%. Por el contrario, la población joven-adulta con nivel educativo superior (LnPJAES) presenta un coeficiente positivo y altamente significativo ($\beta = 1.0643$; $t = 5.53$; $p < 0.01$), lo que sugiere que un aumento del 1% en este grupo etario incrementa la migración neta en 1.06% ($IC(\beta)_{95\%}$: 0.66%, 1.47%).

Asimismo, la proporción de mujeres por departamento (PMP) muestra un coeficiente negativo y estadísticamente significativo al 5% ($\beta = -3.7002$; $t = -2.22$; $p < 0.05$). Este hallazgo implica que un incremento de un punto porcentual en la proporción femenina reduce la migración neta en 3.70% ($IC(\beta)_{95\%}$: -7.20%, -0.20%). No se encontró evidencia estadística suficiente ($p > 0.10$) para respaldar la influencia de la población de 15 a 24 años (LnEdad), la población adulta con nivel educativo escolar (LnPAEE) ni la población joven-adulta con nivel educativo escolar (LnPJAEE) sobre el saldo migratorio.

Efectos de los factores económicos sobre la migración interna

Respecto a la variable independiente 2 (factores económicos), los resultados revelan efectos significativos de la estructura productiva sobre la migración interna. La PEA ocupada en el sector primario (LnPEASP) presenta un coeficiente positivo y altamente significativo ($\beta = 1.3632$; $t = 3.49$; $p < 0.01$), indicando que un incremento del 1% en este indicador aumenta la migración neta en 1.36% ($IC(\beta)_{95\%}$: 0.54%,

2.18%). En contraste, la PEA ocupada en el sector secundario (LnPEASS) exhibe un coeficiente negativo y altamente significativo ($\beta = -0.6722$; $t = -3.74$; $p < 0.01$), lo que sugiere que un aumento del 1% en este sector reduce la migración neta en 0.67% ($IC(\beta)_{95\%}$: -1.05%, -0.29%).

Adicionalmente, la producción del sector agrícola (LnPSA) muestra un coeficiente positivo y estadísticamente significativo al 5% ($\beta = 0.1708$; $t = 2.11$; $p < 0.05$). Este resultado implica que un incremento del 1% en la producción agrícola aumenta la migración neta en 0.17% ($IC(\beta)_{95\%}$: 0.0011%, 0.34%). Por otra parte, no se encontró evidencia estadística suficiente ($p > 0.10$) para respaldar la influencia de la tasa de desempleo (TD), la PEA ocupada en el sector terciario (LnPEAST) ni el PBI per cápita (PBIp) sobre el saldo migratorio interno.

4.3. Contraste de hipótesis

La hipótesis general (HG) planteada en este manuscrito se contrasta empíricamente mediante los resultados obtenidos del modelo de datos de panel con efectos fijos y errores estándar corregidos a través del estimador robusto de **Driscoll y Kraay (1998)**, el cual controla adecuadamente la heterogeneidad no observable específica de cada departamento y los problemas de dependencia transversal, heterocedasticidad y autocorrelación previamente diagnosticados.

En cuanto a las condiciones demográficas, los hallazgos confirman que el nivel educativo superior, tanto en la población adulta (LnPAES) como en la población joven-adulta (LnPJAES), ejerce un impacto estadísticamente significativo sobre el saldo migratorio interno departamental en el Perú durante el período 1995-2014. Asimismo, la proporción de mujeres por departamento (PMP) también muestra un efecto significativo sobre la migración interna. Estos resultados encuentran respaldo en la literatura especializada, particularmente en los trabajos de **Zhang et al. (2025)** y **Xu (2025)** en lo referente al capital humano y nivel educativo, así como en **Kilkey et al. (2010)** respecto al rol del género en la movilidad territorial.

Respecto a los factores económicos, la evidencia empírica obtenida revela que la Población Económicamente Activa ocupada en los sectores primario (LnPEASP) y secundario (LnPEASS), así como la producción del sector agrícola (LnPSA), impactan significativamente el saldo migratorio interno departamental en el período analizado. Estos resultados son consistentes con los postulados teóricos de **Kuznets (1955)** y **Lee (1966)** sobre la relación entre la estructura productiva y los flujos migratorios,

así como con la evidencia empírica reciente de **Villalobos-Pérez et al. (2025)** acerca del rol de la producción agrícola en la dinámica migratoria.

En síntesis, los resultados del modelo econométrico permiten validar la hipótesis general de la investigación: Las Condiciones Demográficas particularmente el nivel educativo superior y la composición por género y los Factores Económicos específicamente la estructura ocupacional por sectores y la producción agrícola impactan de manera significativa el saldo de migración interna en los departamentos del Perú durante el período 1995-2014.

V. DISCUSIÓN

5.1. Interpretación de los resultados en relación con el marco teórico

El modelado de efectos fijos con errores estándar Driscoll-Kraay proporciona una perspectiva combinada de los determinantes de la migración interna en el Perú, cuyas implicaciones se analizan a la luz del marco teórico existente.

En primer lugar, la población adulta con educación superior (LnPAES) presenta un coeficiente negativo y significativo sobre la migración neta, lo que sugiere un efecto de retención poblacional. Este hallazgo puede interpretarse desde la perspectiva de la nueva economía de la migración laboral (**Stark, 1991**), la cual postula que los individuos con mayor capital humano y edad han logrado consolidar su posición en el mercado laboral local. Esta consolidación, ya sea mediante la diversificación de sus fuentes de ingreso o la satisfacción de sus aspiraciones económicas en su departamento de origen, desincentiva la emigración. Si bien este resultado combina el supuesto neoclásico de **Sjaastad (1962)** que asocia la inversión en capital humano con una mayor movilidad, sugiere que, superado un determinado umbral etario, dicho capital humano se convierte en un factor de retención.

En contraste, la población joven-adulta con educación superior (LnPJAES) muestra un efecto positivo en la migración neta. Esta evidencia se alinea perfectamente con la teoría del capital humano (**Sjaastad, 1962**) y los postulados de **Xu (2025)**. Estos enfoques sostienen que los jóvenes recientemente formados migran en busca del retorno óptimo a su inversión educativa, especialmente cuando los mercados laborales locales no ofrecen oportunidades acordes a su calificación. Asimismo, este comportamiento se enmarca en la teoría de los factores de expulsión y atracción de **Lee (1966)**, donde los departamentos con mayor capacidad para absorber a esta población joven y calificada se configuran como polos de atracción.

Tabla 5

Modelo final de efectos fijos con estimador de Driscoll-Kraay para la migración interna departamental en Perú, 1995-2014

Variable independiente	β	SE(β)	Valor t-student	p-value	Intervalo de confianza al 95% (IC)	
					Inferior [IC(β) ⁻ _{95%}]	Superior [IC(β) ⁺ _{95%}]
Intercepto	1.8426	1.3475	1.3674	0.1883	-0.9884	4.6737
Variable independiente 1: Condiciones demográficas						
LnEdad	-0.3544	4.1175	-0.0861	0.9324	-9.0048	8.2961
LnPAEE	0.5876	1.1325	0.5189	0.6102	-1.7918	2.9669
LnPAES	-1.6928	0.2902	-5.8332	0.0000***	-2.3026	-1.0830
LnPJAEE	1.5490	1.4577	1.0626	0.3020	-1.5135	4.6114
LnPJAES	1.0643	0.1925	5.5288	0.0000***	0.6598	1.4689
PMP	-3.7002	1.6651	-2.2222	0.0393**	-7.1985	-0.2020
Variable independiente 2: Factores económicos						
TD	0.0604	0.0916	0.6594	0.5180	-0.1320	0.2529
LnPEASP	1.3632	0.3905	3.4909	0.0026***	0.5429	2.1836
LnPEASS	-0.6722	0.1799	-3.7365	0.0015***	-1.0501	-0.2942
LnPEAST	1.1164	0.9713	1.1494	0.2654	-0.9242	3.1570
PBIp	0.0218	0.0427	0.5105	0.6159	-0.0680	0.1115
LnPSA	0.1708	0.0808	2.1139	0.0487**	0.0011	0.3405
Número de observaciones (nT)			475	Número de grupo (n)		25
Coeficiente de determinación Within (Within R ²)	0.1686			F-Fisher (gl ₁ = 12, gl ₂ = 18)		41.71
				p-value		0.000***

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10

En cuanto a las variables demográficas, el efecto negativo y estadísticamente significativo de la proporción de mujeres (PMP) sobre el saldo migratorio neto constituye un hallazgo revelador. Un aumento en la proporción femenina en un departamento se asocia con una disminución de la migración neta, lo que sugiere dos interpretaciones no excluyentes. La primera apunta a una mayor propensión migratoria de la población masculina. La segunda, sustentada por **Kilkey et al. (2010)**, plantea que la migración femenina, a menudo vinculada a trabajos de cuidado que se satisfacen en mercados locales o en destinos muy específicos, implica que una alta concentración de mujeres podría reflejar economías locales más estables en servicios domésticos y sociales, reduciendo así la presión migratoria general. Este análisis se vincula con las teorías de diversificación del riesgo familiar (**Stark, 1991**), donde la presencia femenina puede ser parte de una estrategia de estabilidad y arraigo local.

Respecto a los factores económicos, el impacto positivo de la PEA ocupada en el sector primario (LnPEASP) sobre la migración neta resulta, en principio, contraintuitivo. La literatura clásica (**Kuznets, 1955**) suele asociar el sector primario con expulsión de población. No obstante, este resultado debe entenderse a la luz de la heterogeneidad del sector en el Perú. Un aumento en la PEA primaria no implica necesariamente una expansión de la agricultura

de subsistencia; por el contrario, podría estar reflejando el dinamismo de la minería formal, la agroindustria de exportación o la gran agricultura, que actúan como polos de atracción para trabajadores de otros departamentos. Esta evidencia conecta directamente con **Villalobos-Pérez et al. (2025)**, quienes identifican la exportación agrícola no como un factor de expulsión de pequeños productores, sino como un imán hacia los polos productivos modernos.

Consistente con el marco teórico, la PEA ocupada en el sector secundario (LnPEASS) evidencia un impacto negativo en la migración neta. De acuerdo con **Kuznets (1955)** y **Lee (1966)**, los departamentos con un sector secundario dinámico deberían ser atractores de población. Sin embargo, el coeficiente negativo sugiere que, en el Perú y durante el período analizado, un aumento en la PEA secundaria podría estar asociado a un proceso de industrialización madura o altamente mecanizada. Esta fase del desarrollo industrial no solo requeriría menos mano de obra nueva, sino que incluso podría estar expulsando trabajadores hacia un sector terciario más dinámico, convirtiendo a estos departamentos en lugares de tránsito más que en destinos finales.

Finalmente, el impacto positivo de la producción agrícola (LnPSA) en la migración neta fortalece la interpretación del sector primario no como un sector

homogéneamente expulsor, sino como un espacio heterogéneo donde los enclaves productivos modernos (agroexportación) se consolidan como potentes factores de atracción migratoria.

5.2. Comparación de los resultados con la literatura especializada

La interacción entre el nivel educativo y la edad que revela un efecto positivo para los jóvenes con educación superior y negativo para los adultos con similar formación constituye una contribución novedosa que complementa y matiza los hallazgos de **Xu (2025)**. Mientras que Xu identifica una relación positiva entre educación y emigración, este trabajo demuestra que dicha relación está condicionada por la etapa del ciclo de vida. Para el caso peruano, este resultado sugiere que las políticas de retención de talento deberían focalizarse en la población joven-adulta recién graduada.

En cuanto al impacto negativo de la proporción de mujeres, este hallazgo contrasta con diversas investigaciones internacionales (por ejemplo, **Xu, 2025; Sjaastad, 1962**) que destacan la feminización de la migración en ciertos ámbitos laborales. No obstante, dicho resultado se alinea con la evidencia descriptiva presentada en este estudio (Figura 1), la cual muestra que Lima expulsa población femenina. Ello sugiere que, en el resto de departamentos del Perú, la migración interna estaría liderada predominantemente por hombres, o bien que la migración femenina se dirige hacia destinos muy específicos, sin lograr alterar la tendencia general.

Respecto a la estructura productiva, la evidencia empírica válida para el Perú están en las premisas de **Kuznets (1955)** y **Lee (1966)** sobre la reasignación sectorial de la fuerza laboral. Sin embargo, los resultados trascienden dichos postulados al revelar la complejidad de esta relación. En particular, el hallazgo de que el sector primario podría actuar como un atractor neto de población impulsado por el auge exportador coincide plenamente con lo reportado por **Villalobos-Pérez et al. (2025)** en escenarios latinoamericanos, y contradice visiones simplistas que asocian lo primario exclusivamente con dinámicas de expulsión poblacional.

En comparación con los estudios previos realizados en Perú, nuestros resultados resultan complementarios y actualizan las investigaciones de **Gonzales de Olarte y Lévano (2001)** y **Yamada (2012)**. Mientras estos autores identificaban la búsqueda de mejores ingresos y el acceso a infraestructura como los principales motores de la migración hacia los centros industriales (Callao y Lima), el presente trabajo mediante una

metodología de panel y un amplio período de análisis (1995–2014) desentraña con mayor profundidad dichos determinantes. Así, se evidencia que no solo los ingresos, sino también la estructura de oportunidades vinculada a sectores productivos específicos (como la agroexportación en la costa o la minería en la sierra) y el capital humano diferenciado por grupos etarios, configuran una geografía migratoria mucho más policéntrica de lo que sugerían los estudios antecedentes.

5.3. Aportes, implicaciones y limitaciones del estudio

Aporte metodológico, teórico y empírico

El principal aporte metodológico de esta investigación radica en la aplicación rigurosa de un modelo de datos de panel con efectos fijos y errores Driscoll-Kraay, técnica que permite controlar la heterogeneidad no observable y obtener estimadores robustos frente a problemas econométricos recurrentes como heterocedasticidad, autocorrelación y dependencia transversal, aspecto aun escasamente abordado en los estudios sobre migración interna en Perú. En el plano teórico, el estudio contrasta empíricamente las principales corrientes explicativas de la migración la nueva economía de la migración laboral, el enfoque estructural y la teoría neoclásica aplicadas al contexto peruano, evidenciando que ninguna de ellas, por sí sola, logra dar cuenta plenamente del fenómeno; es más bien su interacción la que permite aproximarse a la complejidad observada en la realidad. Finalmente, el aporte empírico se concreta en la identificación y cuantificación del efecto diferencial del capital humano según grupos etarios, así como en el rol dual del sector primario, lo que proporciona nueva evidencia sobre el comportamiento migratorio en un país en desarrollo caracterizado por una marcada heterogeneidad territorial.

Implicaciones de política pública

Los resultados sugieren la necesidad de diseñar políticas de desarrollo territorial y gestión migratoria diferenciadas, dado que no existe un modelo único aplicable a todos los contextos. En consecuencia, se proponen tres líneas de acción fundamentales. Primero, es imperativo fortalecer el capital humano local mediante la creación de ecosistemas de innovación y empleo calificado que retengan a los jóvenes con educación superior, quienes actualmente presentan las mayores tasas de emigración. Segundo, en los departamentos con vocación productiva en agroindustria o minería, se debe planificar estratégicamente la acogida de población, asegurando la disponibilidad de vivienda y servicios

básicos. Esta planificación permitiría maximizar los beneficios económicos de la actividad productiva y, simultáneamente, mitigar sus posibles externalidades negativas. Tercero, las políticas deben incorporar explícitamente la perspectiva de género. Es necesario investigar las causas por las cuales los departamentos con mayor proporción de mujeres ejercen una menor atracción migratoria, con el doble objetivo de eliminar las posibles barreras que enfrenta la migración femenina y de potenciar el desarrollo local liderado por mujeres.

Limitaciones

El manuscrito presenta dos limitaciones principales. La primera se relaciona con el uso de datos a nivel departamental, lo que podría ocultar dinámicas relevantes que ocurren a escala distrital o provincial. La segunda limitación es que el período analizado (1995-2014), aunque valioso, existe la probabilidad de no lograr capturar los profundos cambios socioeconómicos ocurridos en años recientes, particularmente aquellos derivados de la pandemia de COVID-19.

5.4. Líneas futuras de investigación

A partir de la investigación desarrollada, se proponen cinco líneas de investigación futura. La primera sugiere abordar la migración de corta distancia y la movilidad intraregional. La segunda línea plantea analizar la migración en relación con variables como el clima, la infraestructura digital, los conflictos socioambientales y la calidad de los servicios públicos. La tercera línea propone desarrollar estudios con enfoques mixtos (cuantitativos y cualitativos) en departamentos como Pasco, por su condición de expulsor de población debido a la alta contaminación, y Madre de Dios, por su capacidad de atracción vinculada a la actividad minera.

La cuarta línea recomienda emplear la metodología de análisis de redes para examinar los flujos migratorios entre departamentos, con el objetivo de comprender con mayor precisión la direccionalidad y las rutas seguidas por los migrantes. Finalmente, se plantea la necesidad de realizar investigaciones hacia 2026 que permitan evaluar los impactos de fenómenos recientes como la crisis política, la desaceleración económica y la pandemia de COVID-19 sobre los patrones migratorios.

VI. CONCLUSIONES

6.1. Respuesta a los objetivos de la investigación

Se ha conseguido modelar el impacto de las condiciones demográficas y los factores económicos en la migración interna de Perú a través de un modelo de datos de panel para los 25 departamentos durante 1995-2014. El modelado de efectos fijos con errores Driscoll-Kraay reflejó ser la especificación más apropiada, accediendo al control heterogéneo no observable y lograr estimaciones robustas. Se corrobora que ambas variables son concluyentes demostrativos de los flujos migratorios, no obstante su influencia es heterogénea.

Se midió que la población adulta con educación superior (efecto negativo) y la población joven-adulta con educación superior (efecto positivo) influyen de manera significativa en los flujos migratorios. Además, se identificó que la proporción de mujeres en un departamento actúa como efecto negativo y significativo sobre el saldo migratorio neto.

Se logró estimar que la PEA ocupada en el sector primario y la producción del sector agrícola poseen un efecto positivo y relevante sobre la migración neta, en tanto que la PEA ocupada en el sector secundario posee un efecto negativo. Esto demuestra que la estructura productiva en los departamentos es un impulsor causal de la reorientación espacial de la población.

Los descubrimientos contrastan empíricamente con los enfoques estructurales, las teorías de capital humano y la nueva economía de la migración. Estas contrastaciones, se originan repercusiones evidentes para el diseño de políticas públicas específicas, encaminadas a la conservación de talento joven, la gestión de departamentos productivos y afrontar las diferencias de género en la migración.

6.2. Aportes originales del estudio

El modelado econométrico para el caso peruano ofrece la primera evidencia robusta y actualizada mediante un enfoque de datos de panel con efectos fijos y errores corregidos, lo que garantiza la validez de las inferencias estadísticas. Asimismo, se identificó un efecto diferencial de la educación superior según grupos etarios (joven-adulto y adulto) un hallazgo no documentado previamente para el Perú. También se demuestra empíricamente que el sector primario (medido a través de la PEA y la producción agrícola) actúa como un factor de atracción poblacional. Finalmente, el estudio cuantifica el efecto negativo de la

proporción de mujeres sobre la migración neta interna, abriendo la puerta a futuras investigaciones cualitativas que profundicen en estos resultados.

6.3. Recomendaciones concretas

Para el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF) y los gobiernos regionales, se recomienda diseñar incentivos orientados a retener a la población joven profesional mediante la implementación de programas de inserción laboral y el apoyo continuo al emprendimiento innovador. Asimismo, es necesario planificar el crecimiento urbano en polos de atracción, como los departamentos de Ica, Tacna y Madre de Dios, a fin de evitar el desorden urbano y la presión sobre los servicios públicos. Por su parte, el Ministerio de la Mujer y Poblaciones Vulnerables debe financiar investigaciones que permitan explorar las causas de la escasa participación femenina en los flujos migratorios internos, con el propósito de diseñar políticas que promuevan la autonomía económica de las mujeres, faciliten su movilidad laboral y fortalezcan su rol como agentes de desarrollo local en sus regiones de origen. Finalmente, se insta al Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) a fomentar la aplicación más frecuente de encuestas sobre migración interna y a facilitar el acceso a datos censales y encuestas de hogares a nivel distrital y provincial, como insumo clave para el desarrollo de futuras investigaciones.

VII. REFERENCIAS

- Alvarez, M., Bernard, A., y Lieske, S. N. (2021). Understanding internal migration trends in OECD countries. *Population, Space and Place*, 27(7).
<https://doi.org/10.1002/psp.2451>
- Araujo Benavides, N. A., Ancajima Chiroque, D. I., y Orosco Naveros, A. B. (2025). Migración interna del campo a la ciudad: Estudios de casos en América Latina. *Dialogos Abiertos*, 4(1), 74–100.
<https://doi.org/10.32654/dialogosabiertos.4-1.4>
- Borjas, G. J. (1989). Economic theory and international migration. *International Migration Review*, 23(3), 457–485.
<https://doi.org/10.2307/2546424>
- Borjas, G. J. (2014). *Immigration economics*.
- Breusch, T. S., y Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239.
<https://doi.org/10.2307/2297111>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2023). *Métodos para la medición de la migración interna y sus efectos sociodemográficos, con especial atención al uso de los censos y las matrices de migración*.
<https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/cf517c26-1873-4a74-8b7e-860b1282d07d/content>
- Deb, P., y Seck, P. (2009). Partha Deb and Papa Seck. Human Development.
- Gonzales de Olarte, E., y Levano, C. (2001). *El modelo centro-periferia en los Andes* (Documento de trabajo N.º 193).
<http://www.pucp.edu.pe/economia/pdf/DDD193.pdf>
- Gonzales de Olarte, E., y Trelles Cassinelli, J. (2004). Divergencia y convergencia regional en el Perú: 1978-1992. *Economía*, 27(53–54), 35–63.
<https://doi.org/10.18800/economia.200401.002>
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7.ª ed.). Pearson Education.
http://www.mysmu.edu/faculty/zlyang/DSA305_2024T2Web/William_H_Greene-Econometric_Analysis-7th.pdf
- Harris, J. R., y Todaro, M. P. (1970). Migration, unemployment and development: A two-sector analysis. *The American Economic Review*, 60(1), 126–142.
<http://www.jstor.org/stable/1807860>
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
<http://www.jstor.org/stable/1913827>
- Inquilla-Mamani, J., Salas-Avila, D., Velazco Reyes, B., y Inquilla-Arcata, F. (2023). Migraciones internas como factor del crecimiento de la economía informal en el altiplano peruano. *Revista de Ciencias Sociales*, XXIX(4), 494–508.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (1995). *Migraciones internas en el Perú*.
https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib0018/n00.htm
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2014a). *Perú: Panorama económico departamental* (N.º 8).
https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1204/index.htm
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2014b). *Perú: Principales indicadores departamentales 2008-2014*.
https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1205/Libro.pdf
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2015a). *Perú: Indicadores de educación por departamentos, 2004-2014*.
https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1293/libro.pdf

- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2015b). *Perú: Indicadores de empleo e ingresos por departamentos, 2004-2014*.
https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1294/index.html
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2015c). *Perú: Perfil de la pobreza por dominios geográficos, 2004-2014*.
https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1306/libro.pdf
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2023). *Perú: Producto bruto interno por departamento 2007-2023*.
https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1995/libro.pdf
- Kilkey, M., Lutz, H., y Palenga-Möllennebeck, E. (2010). Introduction: Domestic and care work at the intersection of welfare, gender and migration regimes: Some European experiences. *Social Policy and Society*, 9(3), 379–384.
<https://doi.org/10.1017/S1474746410000096>
- Kollamparambil, U., y Oyenubi, A. (2026). Labour market impact of internal migration: A municipality level panel data analysis of South Africa. *Review of Development Economics*, 30(1), 155–164.
<https://doi.org/10.1111/rode.70000>
- Kuźmar, S., Woźniak-Jęchorek, B., y Bole, D. (2026). Will remote work drive a new wave of suburbanisation in Poland? Analysing the relocation preferences of Polish office employees. *Applied Geography*, 186, Artículo 103848.
<https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2025.103848>
- Kuznets, S. (1955). Linked references are available on JS-TOR for this article. *Academy of Management Review*, 65(1), 386–408.
- Lee, E. S. (1966). A theory of migration. *Demography*, 3, 47–57.
https://doi.org/10.1007/978-3-319-76861-8_5
- Lee, S., Jeon, J., Yeon, S., y Im, J. (2025). Disaggregating multifaceted destination effects on residential mobility by regional and age groups in South Korea. *Land*, 14(9), 1–20.
<https://doi.org/10.3390/land14091833>
- Levin, A., Lin, C. F., y Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lowell, W. (2026). When are they insecure? Housing arrangements and residential mobility among families with children. *Social Forces*, 104(3), 1173–1201.
<https://doi.org/10.1093/sf/soaf062>
- Lucas, R. E. B. (1997). Internal migration in developing countries. *Handbook of Population and Family Economics*, 1(Parte B), 721–798.
[https://doi.org/10.1016/S1574-003X\(97\)80005-0](https://doi.org/10.1016/S1574-003X(97)80005-0)
- Mavruk, T. (2025). *Quantitative research methods in corporate finance: Exemplified by Stata, Python, and R*. Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/9781009307383>
- Menashe-Oren, A., y Bocquier, P. (2025). The potential of internal migration to shape rural and urban populations across Africa, Asia, and Latin America. *Population and Development Review*, 51(1), 389–419.
<https://doi.org/10.1111/padr.12676>
- Mendoza Bellido, W. (2014). *Cómo investigan los economistas*. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Naciones Unidas. (2024). *The Sustainable Development Goals report 2024*.
<https://unstats.un.org/sdgs/report/2024/The-Sustainable-Development-Goals-Report-2024.pdf>
- Noël, G. R., y Dramane, D. (2025). Spatiotemporal dynamics of internal migration in Burkina Faso. *Journal of Environmental and Earth Sciences*, 7(2), 31–48.
<https://doi.org/10.30564/jees.v7i2.7825>
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (CESifo Working Paper N.º 1229).
- Ravenstein, E. G. (1885). Royal Statistical Society, Oxford University Press. *Journal of the Statistical Society of London*, 48(2), 167–235.
<https://www.jstor.org/stable/2346101>
- Rosenzweig, M. R., y Stark, O. (1993). *Handbook of population and family economics*.
- Sirkis, G., Regalado-Pezúa, O., Carvache-Franco, O., y Carvache-Franco, W. (2022). The determining factors of attractiveness in urban tourism: A study in Mexico City, Buenos Aires, Bogota, and Lima. *Sustainability*, 14(11), 1–18.
<https://doi.org/10.3390/su14116900>
- Sjaastad, L. A. (1962). The costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy*, 70(5), 80–93.
<https://www.jstor.org/stable/1829105>
- Smith, P. W. F., Raymer, J., y Giulietti, C. (2010). Combining available migration data in England to study economic activity flows over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 173(4), 733–753.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2009.00630.x>
- Song, Y., Zhu, J., y Song, Y. (2025). Rural infrastructure supply and population mobility—An empirical

- analysis based on microdata for rural China. *Growth and Change*, 56(3), Artículo e70049.
<https://doi.org/10.1111/grow.70049>
- Stark, O. (1991). *The migration of labor*.
- Todaro, M. P. (1969). A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries. *The American Economic Review*, 59(1), 138–148.
<https://doi.org/10.4337/9781035362813.00009>
- Van Der Gaag, N., y Van Wissen, L. (2008). Economic determinants of internal migration rates: A comparison across five European countries. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 99(2), 209–222.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9663.2008.00454.x>
- Vidal, S., y Lersch, P. M. (2021). Panel data in research on mobility and migration: A review of recent advances. *Comparative Population Studies*, 46, 187–214.
<https://doi.org/10.12765/CPoS-2021-07>
- Villalobos-Pérez, A. G., de Lourdes Flores López, M., Théodore, F. L., Villanueva-Borbolla, M. Á., y Sánchez-Saldaña, K. (2025). Towards a social and food justice for agricultural day laborers with internal migration in Mexico. *Cadernos de Saúde Pública*, 41(4).
<https://doi.org/10.1590/0102-311XES054424>
- Wang, B., Yue, Z., y Yao, J. (2025). Economic gains with social pains: Migration patterns and their consequences among internal migrants in China. *International Review of Economics & Finance*, 104, Artículo 104696.
<https://doi.org/10.1016/j.iref.2025.104696>
- Wang, Y., y Uekita, Y. (2026). The hollowing out of rural China at the micro level: A case study of three traditional villages in southern Anhui province. *Land Use Policy*, 161, Artículo 107882.
<https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2025.107882>
- Wesolowski, A., Buckee, C. O., Pindolia, D. K., Eagle, N., Smith, D. L., Garcia, A. J., y Tatem, A. J. (2013). The use of census migration data to approximate human movement patterns across temporal scales. *PLOS ONE*, 8(1), Artículo e52971.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0052971>
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.
- Xu, X. (2025). On the move: Local opportunities and youth migration. *Fiscal Studies*, 46(4), 451–473.
<https://doi.org/10.1111/1475-5890.70011>
- Yamada Fukusaki, G. (2012). Patrones de migración interna en el Perú reciente. *Empleo y Protección Social*, 91–124.
<https://doi.org/10.18800/978-612-4146-17-6.003>
- Yin-Wei, L., y Yusuke, J. (2026). Impacts of local college attendance on hometown employment: Evidence from individual-level data in Taiwan. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 10(3), 2–19.
- Zhang, H., Chen, C., y Li, X. (2025). Spatial patterns and determinants of interprovincial migration across age groups in China. *PLOS ONE*, 20(8), 1–17.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0330948>
- Zhu, Y., y Liu, R. (2026). Interprovincial migration of care workers from the Rust Belt to Beijing, China: The role of female agency in escaping the poverty cycle. *Habitat International*, 169, Artículo 103712.
<https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2026.103712>