

DETERMINANTES DE LA POBREZA MULTIDIMENSIONAL Y MONETARIA EN AMÉRICA LATINA

ANA PAULA HUAYLUPO BARDÁLEZ

Moody's, Lima, Perú

<https://orcid.org/0000-0001-7777-3106>

anapaula.huaylupo@moody.com

IORELLA ALEXANDRA MATOS PACHECO

Interbank, Lima, Perú

<https://orcid.org/0009-0002-1392-5646>

fmatosp@intercorp.com.pe

CAMILA ESTEFANY URIBE ALIAGA

Rimac Seguros y Reaseguros, Lima, Perú

<https://orcid.org/0000-0002-4479-7803>

camila.uribe@rimac.com.pe

Recibido: 23 de mayo del 2024 / Aceptado: 20 de agosto del 2024

doi: <https://doi.org/10.26439/ddee2025.n6.7134>

RESUMEN. En este artículo se analiza los determinantes de la pobreza multidimensional y monetaria en los países de América Latina. Para ello, se utilizó datos panel para la estimación de modelos de efectos fijos y aleatorios. Los resultados para el modelo de pobreza monetaria indicaron que la desigualdad, la prevalencia de la desnutrición y el tamaño de la población tienen un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el nivel de pobreza monetaria. Además, se encontró que la inversión extranjera directa (IED) y el gasto público en salud tiene un impacto negativo y estadísticamente significativo sobre dicho nivel de pobreza monetaria, mientras que el efecto del acceso a saneamiento básico, electricidad y la pandemia de COVID-19 no son significativos. Con relación al modelo de pobreza multidimensional, se evidenció que la prevalencia de desnutrición y la pandemia de COVID-19 tuvieron un impacto positivo y estadísticamente significativo. Asimismo, se halló que el gasto público en salud, el acceso a saneamiento básico y la electricidad presentan un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre la

Este es un artículo de acceso abierto, distribuido bajo los términos de la licencia Creative Commons Attribution 4.0 International ([CC BY 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)).

pobreza estudiada. Por último, se encuentra la no significancia en la desigualdad, la IED y el tamaño de la población.

PALABRAS CLAVE: pobreza monetaria / pobreza multidimensional / servicios básicos / COVID-19

DETERMINANTS OF MULTIDIMENSIONAL AND MONETARY POVERTY IN LATIN AMERICA

ABSTRACT. This research analyzes the determinants of multidimensional and monetary poverty in Latin American countries. For this purpose, the panel data approach was used for the estimation of fixed and random effects models. The results for the monetary poverty model indicated that inequality, prevalence of malnutrition and population size have a positive and statistically significant effect on the level of monetary poverty. In addition, FDI and public spending on health were found to have a negative and statistically significant impact on it, while the effect of access to basic sanitation, electricity and the COVID-19 pandemic were not significant. In relation to the multidimensional poverty model, it was found that the prevalence of malnutrition and the COVID-19 pandemic have a positive and statistically significant impact. Likewise, public spending on health, access to basic sanitation and electricity have a negative and statistically significant effect on the poverty studied. Finally, there is no significance in inequality, FDI and population size.

KEYWORDS: monetary poverty / multidimensional poverty / basic services / COVID-19

Códigos JEL: C23, E17, I32

1. INTRODUCCIÓN

La pobreza en América Latina constituye un reto complejo y polifacético. Esto se debe a que, a pesar del importante crecimiento económico de algunos países, la región sigue luchando contra una gran extensión de la pobreza. Según el Banco Mundial (2023), en el 2019, la región presentó una tasa de 31,3 % de personas que viven con menos de US\$ 5,5 al día, y esta situación se ve agravada por la inestabilidad política, corrupción y servicios públicos inadecuados. Además, en los últimos años, la pobreza en la región se ha agravado como consecuencia de la pandemia de COVID-19. Según la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL, 2021), del 2019 al 2020, el número de personas en situación de pobreza en la región se incrementó en 45,4 millones, mientras que las de pobreza extrema pasaron de 67,7 millones a 96,2 millones.

Las consecuencias de un aumento en la pobreza perjudican a los países en general, pues se vinculan a un menor desarrollo de capital humano, menor ingreso per cápita y, por ende, bajo crecimiento económico (Nakabashi & de Figueiredo, 2005). Por lo tanto, es vital medir correctamente la pobreza y formular estrategias para combatirla. Para ello, es importante distinguir entre dos tipos medición: la monetaria y la multidimensional. Por un lado, la pobreza monetaria únicamente considera el nivel de ingresos de las personas. Para medirla, se determina un umbral de pobreza que distingue a las personas como pobres si es que no cuentan con los recursos monetarios suficientes para adquirir la canasta básica. Luego, se determina el porcentaje agregado de las personas en tal condición.

Por otro lado, la pobreza multidimensional contempla aspectos más allá de lo meramente monetario. De este modo, el índice de pobreza multidimensional (IPM) se mide a través de diez indicadores clasificados en tres grupos: salud, educación y calidad de vida. Estos indicadores son los siguientes: años de escolaridad, inscripción escolar en niños, mortalidad infantil, nutrición, acceso a electricidad, agua potable y servicios de saneamiento, suelo pavimentado en los hogares, gas de cocina y activos del hogar. Con base en ello, según el criterio del Oxford Poverty & Human Development Initiative (OPHI, 2018), este índice demarcará si una persona es pobre dependiendo de si tiene carencias en al menos el 30 % de los indicadores.

En este contexto, el objetivo de esta investigación es estimar el impacto de los determinantes de la pobreza monetaria y multidimensional en países de América Latina. Para ello, se consideran como posibles determinantes de la pobreza a la desigualdad, la inversión extranjera directa (IED), el gasto público en salud, el acceso a electricidad y a saneamiento básico, el nivel de población, la prevalencia de la desnutrición y la pandemia de COVID-19. De este modo, se podrá evaluar cuáles son las medidas más eficientes para reducir la pobreza, así como identificar qué variables cobran más relevancia de acuerdo con el tipo de medición que se realice.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

2.1. Determinantes de la pobreza monetaria

Como primer determinante de la pobreza monetaria, se considera a la desigualdad. Se argumenta que, si bien un mayor nivel de ingresos genera una reducción en la pobreza, una mejor distribución de la renta podría intensificar su reducción. Esto se corrobora en los estudios empíricos de Fosu (2017) y Casas (2020). El primero aplicó simulaciones de redistribución de ingresos a países en vías de desarrollo y concluyó que, aunque haya crecimiento económico, la pobreza es persistente en países con niveles altos de desigualdad. El segundo aplicó modelos de datos de panel para ochenta países en vías de desarrollo y encontró que los países con mayores niveles de desigualdad presentan una menor reducción de la pobreza ante aumentos de los ingresos. En contraste a los autores mencionados, el estudio de Iradian (2005) ha confirmado, con el análisis a ochenta y dos países, la existencia de la curva de Kuznets. Esto indica que la desigualdad aumenta mientras se eleva la renta per cápita hasta alcanzar cierto nivel (US\$ 4000 a precios de 1993) y posteriormente disminuye.

También se considera como determinante de la pobreza monetaria a la IED. En principio, se argumenta que la entrada de IED fomenta la generación de empleo, el incremento del *stock* de capital y el desarrollo de capital humano, lo que contribuye a mejorar los ingresos de los trabajadores locales y a reducirse la pobreza monetaria. Esta relación inversa ha sido verificada por Fowowe y Shuaibu (2014), quienes hallaron que la interacción de la IED y el desarrollo financiero contribuye a reducir la pobreza en los países de África. Por su parte, Nguyen et al. (2021) estudiaron la economía de Vietnam mediante un modelo de efectos fijos y concluyen que la entrada de IED impulsa el desarrollo del capital humano, lo cual tiene un impacto significativo en la reducción de pobreza. A su vez, Shastri et al. (2022) aplicaron modelos de datos de panel a los países surasiáticos y hallaron que la entrada de capital extranjero contribuye a aliviar la pobreza monetaria al estimular el crecimiento económico e incentivar el comercio.

Otro factor relevante para explicar el nivel de pobreza monetaria es el acceso a saneamiento básico. Se sustenta que quienes no tienen acceso a este servicio tienen más probabilidades de contraer enfermedades relacionadas con la contaminación del agua, presentan menor rendimiento escolar y realizan elevados gastos para recibir ese servicio, lo que contribuye incrementar la pobreza monetaria. En ese sentido, Aparicio et al. (2011) encontraron un impacto significativo del acceso a la infraestructura de agua potable y desagüe sobre la reducción de la pobreza en el Perú. De la misma manera, Correa (2017) empleó modelos de datos de panel para el caso colombiano y determinó que la falta de acceso al agua segura es un elemento que incentiva la pobreza. Sin embargo, Yábar y Figueroa (2020) encontraron que el acceso a saneamiento básico en

Perú no explica la pobreza monetaria, debido a la incorrecta implementación de las obras sociales que presentan problemas como filtración y subcobertura, lo que impide la reducción de la pobreza.

El gasto público en salud es una variable ampliamente usada para explicar los niveles de pobreza. Se sostiene que un incremento del financiamiento del sector salud por parte del Estado contribuye a reducir la pobreza monetaria. Por ejemplo, Omari y Muturi (2016) han analizado la economía keniana y encontraron que el gasto público en salud se relaciona positivamente con el consumo per cápita, lo que se entiende como una reducción de los niveles de pobreza monetaria. De otro lado, Hendrawan (2019) estudió el caso de Indonesia mediante un modelo de datos de panel y encontró que el incremento del gasto público en salud tiene un impacto significativo en la reducción de la pobreza monetaria. Además, dicha reducción es mayor en las áreas urbanas que en las rurales. De manera similar, Rivera y Marroquín (2013) y Beltrán Riaño y Rozo (2021) analizaron los tipos de gasto social en América Latina y llegaron a la conclusión de que el gasto en salud es el que cobra mayor relevancia en la reducción de la pobreza.

El tamaño de la población también es un determinante de la pobreza monetaria. Generalmente, altos niveles de población inducen a un menor PBI per cápita, lo cual contribuye al incremento de la pobreza monetaria. La relación ha sido verificada por Ahlburg (1996), quien sostiene que los países con altas tasas de crecimiento de la población ven afectados negativamente sus sistemas de salud y educación, lo que perjudica la calidad de vida y los ingresos de las personas. En línea con ello, Ali et al. (2018), mediante un modelo de efectos fijos, demostraron que un aumento de la población que no está acompañado de un aumento de los recursos o de la productividad induce a mayores niveles de pobreza. Adicionalmente, Mardiyana (2020) analizó países asiáticos y encontró que, cuando el crecimiento de la población no está acompañado de crecimiento en la producción, se reduce la riqueza de los habitantes, lo que incrementa la pobreza.

Asimismo, se discute el impacto del acceso a la electricidad en la pobreza monetaria. Se sostiene que este es negativo, pues una privación de energía eléctrica disminuye la producción y limita las actividades económicas. En ese sentido, Roy (2009) analizó el caso de India y halló una correlación negativa entre el índice de pobreza humana y la infraestructura física, que incluye como factor a la electricidad. Además, Okwanya y Abah (2018) observaron que existe una relación negativa a largo plazo entre el consumo de energía y el nivel de pobreza para el caso de doce países africanos. En contraste, autores como Pantanali y Benavides (2006) y Puig y Salinardi (2015) han planteado que la pobreza monetaria no se ve afectada por el acceso a la electricidad. Ellos midieron el acceso a este servicio a través de los subsidios que brinda el Estado y encontraron que las políticas para mejorar el acceso a la electricidad están mal focalizadas, pues los subsidios caen en manos de los sectores más pudientes de la población, lo que limita su efectividad en la reducción de la pobreza.

En cuanto al impacto de la pandemia de COVID-19 en el 2020, se espera que esta incremente los niveles de pobreza monetaria debido a la ralentización de la economía y el aumento del desempleo. Así, Huesca et al. (2021) y Rönkkö et al. (2021) hallaron que, para el caso de México y Bangladesh, la pandemia tuvo efectos significativos en la pobreza al registrarse niveles mayores a los registrados antes de esta. No obstante, autores como Mujica y Pachas (2021) y el Instituto Nacional de Estadística e Informática (2023) reconocieron que el año pandémico no habría afectado significativamente a la pobreza monetaria en el caso peruano, ya que la población se encontraba en una situación de vulnerabilidad monetaria desde antes de la pandemia y el crecimiento de la pobreza continúa con una tendencia al alza.

Finalmente, también se considera la prevalencia de la desnutrición. Se espera que las personas que presentan desnutrición tengan niveles de educación y productividad más bajos, lo que conlleva a menores niveles de ingreso y, por ende, a mayor pobreza. Esta relación fue verificada por Siddiqui et al. (2020), quienes sustentaron que, en los países en vías de desarrollo, existe un vínculo bidireccional entre la desnutrición y la pobreza, por lo que un mecanismo para reducir los niveles de pobreza es el combatir la desnutrición y viceversa. Por su parte, Nafti (2021) encontró que el crecimiento económico es un mecanismo para disminuir las tasas de desnutrición, lo que a su vez reduce los niveles de pobreza, pues se incrementa la productividad de los trabajadores. Esto es respaldado por Rahman et al. (2021), quienes aplicaron modelos multivariados y hallaron que la desnutrición es mayor en los países con altos niveles de pobreza. Esta relación es más significativa en el caso de los hogares ubicados en zonas rurales.

2.2. Determinantes de la pobreza multidimensional

En primera instancia, se discute el impacto de la desigualdad sobre la pobreza multidimensional. Se sostiene que un mayor nivel de desigualdad aumenta los niveles de pobreza, porque genera diferencias en acceso a oportunidades como educación, empleo y salud. Esto va acorde con los hallazgos de Duong y Flaherty (2023), quienes encontraron un efecto positivo de la desigualdad en la pobreza tanto para países pobres como ricos. Además, Amponsah et al. (2023) llegó a la misma conclusión a través del uso de un modelo de datos panel para treinta y cinco países. Por su parte, hay autores como Larrañaga et al. (2012) que demostraron que el efecto de la desigualdad sobre los niveles de pobreza no es significativo debido a que las políticas gubernamentales pueden desempeñar un papel importante en la mitigación de la pobreza independientemente de los niveles de desigualdad de ingresos de un país. Tal es el caso del programa “Chile Solidario”, que cumplió su objetivo de reducir la pobreza a pesar de los altos niveles de desigualdad del país (Larrañaga et al., 2012).

Asimismo, se considera la influencia de la IED en la reducción de la pobreza multidimensional. En principio, se sostiene que la IED fomenta el desarrollo económico a través de importaciones de maquinaria, transferencia de conocimientos y generación de empleo, lo que incentiva la reducción de la pobreza multidimensional al aumentar la calidad de vida. En el caso de Topalli et al. (2021) y Tsauroi (2023), se ha demostrado que la IED ha contribuido significativamente a la reducción de la pobreza en los países de los Balcanes Occidentales y en los BRICS. En contraste, en los estudios presentados por Koc (2012), a cuarenta países, y Alvarado et al. (2017), a países latinoamericanos, se encontró que la IED no tiene un impacto significativo en la pobreza para los países en vías de desarrollo. Esto se debe a que, para que esta genere un impacto en la provisión de servicios básicos y reduzca la pobreza multidimensional, debe verse traducida en obras del Gobierno.

El saneamiento básico es una variable determinante para abordar los niveles de pobreza multidimensional. Se argumenta que un mayor nivel de acceso a este servicio conlleva a una disminución de los indicadores de pobreza acompañada de una mejora del desarrollo social. Esto ha sido verificado por Millares y Rojas (2002), quienes sustentaron que en Bolivia el acceso al saneamiento básico ha sido crucial en la mejora de los indicadores sociales y de pobreza. De manera similar, Burgos y Cando (2016) han replicado en Ecuador la metodología de pobreza multidimensional de Alkire y Foster, y encontraron que la aplicación de políticas públicas con masivos planes de saneamiento ha permitido mejorar las condiciones de la población, lo que ha impactado en la reducción de pobreza multidimensional en el país. Adicionalmente, Pérez González (2022) analizó el caso de veinticinco centros poblados en Perú y encontró que tanto la carencia de servicios básicos como de saneamiento explica el 60 % de la pobreza multidimensional en el total de los lugares analizados.

La variable gasto público en salud es considerada por su importancia en la medición de la pobreza. Se postula que existe un efecto directo de la aplicación de políticas de gasto público en salud por parte del Estado y la reducción de la pobreza multidimensional. Por ejemplo, Jindra y Vaz (2019) estudiaron setenta y un países mediante un modelo *probit* multinivel y encontraron que las probabilidades de ser pobre son menores en países con niveles más altos de gasto e implementación de políticas en el sector salud. Asimismo, Orco (2020) estudió la incidencia del gasto público ejecutado en la reducción de la pobreza del Perú y sus resultados mostraron que el gasto público, principalmente en el sector salud, explica en un 43,23 % la variabilidad del nivel de pobreza regional. En sintonía con ello, Granados (2022) analizó el caso de México y halló que la condición de pobreza se vincula con mayores inequidades en el acceso a servicios de salud.

Se señala como una variable relevante en la explicación de la pobreza multidimensional al tamaño de la población. De esta manera, si hay un aumento en el

crecimiento demográfico, habrá dificultades para invertir en sectores que estimulan el crecimiento económico, tales como educación, salud, entre otros, lo que repercute negativamente en los niveles de pobreza. Acorde con esto, Klasen y Lawson (2007) han determinado que, para el caso ugandés, el elevado crecimiento de la población supone un freno para la reducción de la pobreza. En esa línea, Asrol y Ahmad (2018) hallaron que la pobreza se puede aliviar controlando la población mediante programas de planificación familiar que mejoran la educación y sanidad en Indonesia. En contraste, hay estudios como el de Ladd (2004) que sostienen que el crecimiento de la población no tiene un impacto significativo en el aumento de la pobreza, ya que el costo per cápita de proveer servicios básicos se reduce cuando hay más usuarios a los cuales atender, por lo que los Gobiernos brindan servicios con mayor eficiencia.

También se considera como determinante de la pobreza multidimensional al acceso a electricidad. Se argumenta que esta variable se relaciona con la mejora de las condiciones de vida en los hogares como mecanismo de reducción de la pobreza. Esto se ratifica en los estudios empíricos de Khandker et al. (2012) y Carrere et al. (2021). El primero estudió el caso de la India y determinó que las políticas energéticas ayudan a reducir la pobreza, independientemente de los ingresos económicos, y que la electrificación y el uso de combustibles modernos son determinantes para afrontar la pobreza. El segundo analizó la zona sur de Europa y encontró que la población con menor acceso a electricidad tiene entre 2,2 y 5,3 peores resultados respecto a su salud, y son mayormente pobres. En línea con los autores mencionados, en el estudio de Oliveras et al. (2021), se encontró que el mal estado de salud y bienestar de la población europea se asocia significativamente con la insatisfacción energética de los hogares, lo que causa incrementos de pobreza.

Adicionalmente, se señala como determinante de la pobreza multidimensional a la variable *dummy* que refleja el efecto de la pandemia. Con base en ello, Yamada y Castro (2006) y Arreaza et al. (2021) identificaron que el COVID-19 tuvo un severo impacto socioeconómico en América Latina y el Caribe y deterioró ciertos indicadores de bienestar social, como la pobreza y desigualdad. De la misma forma, indicaron que los Gobiernos no han logrado generar activos cruciales para combatir los indicadores mencionados en la región. Por otro lado, Cuenca y Camargos (2022), mediante un estudio empírico basado en la metodología de Alkire y Foster, determinaron que el efecto de la pandemia desempeñó un papel considerable en la evolución de la pobreza multidimensional en Paraguay. Sin embargo, demostraron que los programas sociales ayudaron a reducir los efectos negativos del COVID-19.

Por último, se considera la prevalencia de la desnutrición en este estudio. Con base en la literatura, se espera una interacción positiva con la pobreza al relacionarla como factor del subdesarrollo de los individuos. En tal sentido, Schiff y Valdés (1990) sustentaron que la nutrición es uno de los principales determinantes de la salud y que esta repercute en

la formación del capital humano al corto y largo plazo. En igual forma, Ruiz (2018) halló que las condiciones de patologías y desnutrición tienen mayor correlación con el índice de pobreza multidimensional. Al mismo tiempo, tal autor relacionó esto con los niveles altos de mortalidad infantil en las zonas rurales de Colombia (Ruiz, 2018). Dentro de este marco, Paz (2022) empleó un conjunto de regresiones y encontró que la pobreza alimentaria en Argentina afectó a más del 38 % de la población y a un 20% en forma severa.

3. METODOLOGÍA

3.1 Modelo econométrico

A fin de analizar y comparar los determinantes de la pobreza monetaria y la pobreza multidimensional, realizamos las estimaciones por medio de datos de panel tomando cada una de estas formas de medición de pobreza como variable dependiente. Para ello, se consideraron dos alternativas de especificación. En primer lugar, el modelo de efectos fijos dado, respectivamente, por

$$\begin{aligned} ipmon_{it} &= v_i + \beta_{1i}ginir_{it-1} + \beta_{2i}ied_{it} + \beta_{3i}sanba_{it} + \beta_{4i}gpsal_{it} + \beta_{5i}pob_{it} + \\ &\quad \beta_{6i}elec_{it} + \beta_{7i}d1_{it} + \beta_{8i}desn_{it-1} + e_{it} \\ ipmulti_{it} &= v_i + \beta_{1i}ginir_{it-1} + \beta_{2i}ied_{it} + \beta_{3i}sanba_{it} + \beta_{4i}gpsal_{it} + \beta_{5i}pob_{it} \\ &\quad + \beta_{6i}elec_{it} + \beta_{7i}d1_{it} + \beta_{8i}desn_{it-1} + e_{it} \end{aligned}$$

La segunda forma de especificación es el modelo de efectos aleatorios, que se expresa, respectivamente, como

$$\begin{aligned} ipmon_{it} &= \alpha_i + \beta_{1i}ginir_{it-1} + \beta_{2i}ied_{it} + \beta_{3i}sanba_{it} + \beta_{4i}gpsal_{it} + \beta_{5i}pob_{it} + \\ &\quad \beta_{6i}elec_{it} + \beta_{7i}d1_{it} + \beta_{8i}desn_{it-1} + e_{it} \\ ipmulti_{it} &= \alpha_i + \beta_{1i}ginir_{it-1} + \beta_{2i}ied_{it} + \beta_{3i}sanba_{it} + \beta_{4i}gpsal_{it} + \\ &\quad \beta_{5i}pob_{it} + \beta_{6i}elec_{it} + \beta_{7i}d1_{it} + \beta_{8i}desn_{it-1} + e_{it}, \end{aligned}$$

donde “i = 1, ... N” denota a los países (Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Paraguay, Perú y República Dominicana); “t = 1, ... T” representa los años; “ v_i ” es un vector de variables dicotómicas para cada país; “ α_i ” es una variable aleatoria con valor medio α y desviación aleatoria u_i ; “ e_{it} ” representa el error idiosincrático; y “ β_i ” corresponde al vector de parámetros asociados a las variables explicativas, las cuales son las siguientes:

ipmulti: incidencia de pobreza multidimensional

ipmon: incidencia de pobreza monetaria

ginir: índice de Gini

ied: inversión extranjera directa

sanba: saneamiento básico

gpsal: gasto público en salud

pob: población

elec: acceso a electricidad

desn: desnutrición

d1: variable *dummy* para diferenciar el 2020

Para determinar el tipo de modelo a usar, se realizó el test de Hausman (1978), el cual plantea como hipótesis nula que los estimadores de efectos fijos y aleatorios no difieren de forma sistemática, por lo que se debería usar un modelo de efectos aleatorios. Posteriormente, se comprobó que los estimadores sean los mejores estimadores lineales insesgados (MELI), por lo que se realizó pruebas de autocorrelación, heterocedasticidad y correlación contemporánea. Con respecto a la autocorrelación, se aplicó la prueba de Wooldridge (Aparicio & Márquez, 2005), cuya hipótesis nula es que no hay problema de autocorrelación. En cambio, para la heterocedasticidad se realizó la prueba modificada de Wald (Murteira et al., 2013), que propone como hipótesis nula que no hay presencia de este problema. Finalmente, la correlación contemporánea se analizó mediante la prueba de Breusch y Pagan (Halunga et al., 2017), cuya hipótesis nula es que no hay correlación entre los errores asociados a diversas observaciones en un mismo periodo.

Estos problemas pueden ser resueltos mediante la aplicación de errores estándar corregidos para panel (PCSE, por sus siglas en inglés), con lo cual se lograría la correcta especificación del modelo. La metodología PCSE permite obtener estimadores robustos y consistentes, incluso cuando los supuestos de homocedasticidad y ausencia de correlación contemporánea no se cumplen. Este ajuste es especialmente relevante en estudios que involucran análisis económicos a nivel de país, donde las características y choques específicos de cada unidad de observación pueden inducir correlaciones entre los errores. Por tanto, la aplicación de PCSE en nuestros modelos aseguró que las inferencias realizadas sean válidas, lo que ha reflejado con mayor precisión la relación entre las variables explicativas y las formas de pobreza estudiadas.

3.2 Datos

En el presente trabajo se utilizó data con periodicidad anual desde el 2012 hasta el 2021 con el propósito de analizar los determinantes de la pobreza multidimensional y monetaria para ocho países de América Latina: Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador,

México, Paraguay, Perú y República Dominicana. La elección de los países y del periodo de análisis se debe a la disponibilidad de los datos.

Para la realización de los modelos, se considera como variables dependientes la incidencia de pobreza monetaria y de pobreza multidimensional, que supone la proporción de personas consideradas pobres bajo cada método de medición. Con respecto a la incidencia de la pobreza monetaria, el método de cálculo empleado es el del Banco Mundial, que establece como “línea de pobreza” US\$ 1,9 diarios a precios del 2011 (Jolliffe & Beer, 2016), por lo que las personas que cuenten con un gasto per cápita menor serían consideradas pobres bajo esta metodología. En ese sentido, para el caso peruano, el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2022) establece que la medición de la pobreza monetaria únicamente considera el gasto e ingreso monetario, además de “otras formas de adquisición como son el autosuministro y autoconsumo, el pago en especie y las donaciones públicas y privadas” (p. 253).

Respecto al enfoque de medición de la pobreza multidimensional, Alkire et al. (2015) sustentaron que esta va más allá del enfoque monetario, dado que considera el análisis de la privación de las capacidades del humano, lo cual abarca diversas áreas del desarrollo. En ese sentido, para establecer las áreas a considerar, se empleó el método de Alkire-Foster (AF), que comprende variables de tres áreas:

1. Educación: años de escolaridad, asistencia a la escuela
2. Salud: nutrición, mortalidad infantil
3. Condiciones de vida: acceso a agua potable, a saneamiento y a electricidad, vivienda, combustible de cocina, activos (Oxford Poverty & Human Development Initiative, 2018)

En cuanto a las variables explicativas, primero se encuentran algunos indicadores sociales, como el acceso a electricidad, el acceso a saneamiento básico y el rezago de la prevalencia de la desnutrición. Las tres se miden como porcentaje de la población. El acceso a electricidad se refiere a los hogares que tienen instalado el servicio, mientras que el acceso a saneamiento básico comprende los hogares que tienen acceso a abastecimientos de agua a través de red de alcantarillado, sin incluir a los que tienen acceso a letrina o pozos. En cuanto a la desnutrición, se considera el rezago, porque los efectos se aprecian en los siguientes periodos y se mide como el porcentaje de la población, cuya ingesta de alimentos no alcanza para satisfacer sus requisitos alimenticios de manera continua.

Luego, se utilizó el índice de Gini, que es un indicador de desigualdad que se encuentra entre 0 y 1, en el que 1 implica máxima desigualdad y se mide a través de la distribución de los ingresos de la población. Cabe recalcar que, en el presente estudio, se ha tomado como dato el rezago del índice de Gini con el objetivo de evitar problemas de endogeneidad

en el modelo. Asimismo, también se consideran variables macroeconómicas, como el gasto público en salud y la IED. El primero se mide como porcentaje del PBI y el segundo en millones de dólares que ingresan al país como entrada neta de capital. Finalmente, se considera a la población medida en millones de personas, y a la variable *dummy* que diferencia a los datos del 2020, ya que ese año se vio afectado por la pandemia de COVID-19 y generó comportamientos atípicos en las variables.

Los datos empleados fueron recopilados de diversas fuentes, los que incluyen el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) del Perú, el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de Ecuador, el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) de México, la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) y el Banco Mundial (BM).

Si bien es cierto, existen otros indicadores que contribuyen la medición de los niveles de pobreza, principalmente bajo el método multidimensional. Sin embargo, la disponibilidad de datos para los países en cuestión es limitada. Para analizar más indicadores, se podrían realizar estudios a menos unidades de análisis por periodos de tiempo más largos, mediante la aplicación de metodologías alternativas. Sobre este tema, se comentará en la última sección del documento.

4. RESULTADOS

Como primer paso del proceso de estimación de los modelos para pobreza multidimensional y monetaria, se ha verificado si es más adecuado utilizar el modelo de efectos aleatorios o el de efectos fijos para cada caso. Para ello, se aplica la prueba de Hausman, cuyos resultados se presentan en las tablas 1 y 2.

Tabla 1
Prueba de Hausman para el modelo de pobreza monetaria

	Coeficientes			
	(b) FIJO	(B) ALEATORIO	(b-B) Diferencia	Sqrt(diag(V_b-V_B)) Error estándar
ginir	,2613	,9624	-,7011	,0709
ied	-,0001	-,0005	,0004	.
sanba	-,5803	,2273	-,8076	,1848
gpsal	3,3703	-3,0953	6,4656	,9659
pob	-,0564	,1770	-,2334	,2589
elec	1,5739	-,4601	-1,1138	.
d1	1,3851	1,6612	-,27613	.
desn	1,0963	1,3693	-,2731	.

(continúa)

(continuación)

Coeficientes			
(b)	(B)	(b-B)	Sqrt(diag(V_b-V_B))
FIJO	ALEATORIO	Diferencia	Error estándar
b = coherente con H_0 y H_a ; obtenido de xtreg.			
B = incoherente con H_a , eficiente con H_0 ; obtenido de xtreg.			
Prueba de H_0 : diferencia de coeficientes no sistemática			
$X^2(7) = (b - B)' [(V_b - V_B)^{-1}] (b - B)$			
= 22,26			
Prob > X^2 = 0,0023			

En este caso, se rechaza la hipótesis de la prueba de Hausman de que los estimadores de efectos aleatorios y de efectos fijos no difieren sustancialmente al obtener un p-valor de 0,0023, por lo que se concluye que el modelo de efectos fijos es más conveniente que el de efectos aleatorios. Asimismo, se realizó la prueba para el modelo de pobreza multidimensional (véase la Tabla 2).

Tabla 2
Prueba de Hausman para el modelo de pobreza multidimensional

Coeficientes			
	(b)	(B)	(b-B)
	FIJO	ALEATORIO	Diferencia
ginir	,8332	-,7047	1,5379
ied	-,0001	-,0002	,0002
sanba	-,6671	,5139	-1,1810
gpsal	1,5391	-3,5698	5,1090
pob	,0090	,1366	-,1276
elec	-2,2528	-2,7486	,4958
d1	,2791	-,9780	1,2571
desn	,9576	1,7163	-,7587

(continúa)

(continuación)

Coeficientes			
(b)	(B)	(b-B)	Sqrt (diag(V_b-V_B))
FIJO	ALEATORIO	Diferencia	Error estándar
b = coherente con H_0 y H_a ; obtenido de xtreg.			
B = incoherente con H_a , eficiente con H_a ; obtenido de xtreg.			
Prueba de H_0 : diferencia de coeficientes no sistemática			
$\chi^2(7) = (b - B)' [(V_b - V_B)^{-1}] (b - B)$			
= 118,49			
Prob > χ^2 = 0,0000			

La estimación muestra un p-valor de 0,00, por lo que podemos concluir que la diferencia entre los estimadores de efectos aleatorios y de efectos fijos es sustancial para el caso del modelo de pobreza multidimensional. Por lo tanto, conviene estimar un modelo de efectos fijos.

Un problema de especificación que se puede presentar en los modelos de data panel es el de autocorrelación, que consiste en que los errores de cada unidad se correlacionan temporalmente (Aparicio & Márquez, 2005). Por ello, es importante diagnosticar el problema y corregirlo. De esta manera, se utiliza la prueba de Wooldridge para verificar la existencia de autocorrelación en ambos modelos (véase la Tabla 3).

La prueba tiene como hipótesis nula que no existe autocorrelación de primer orden. En la Tabla 3, los resultados muestran que no se rechaza la hipótesis nula de la prueba de autocorrelación de Wooldridge con un p-valor de 0,0591, es decir, no existe problema de autocorrelación.

Tabla 3

Prueba de autocorrelación para el modelo de pobreza monetaria

Prueba de Wooldridge para autocorrelación en datos panel			
H_0 : no existe autocorrelación de primer orden			
F (1,6)	=	5,403	
Prob > F	=	0,0591	

Asimismo, para el caso del modelo de pobreza multidimensional (véase la Tabla 4), los resultados indican que se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0,0005 y se concluye que existe el problema de autocorrelación de primer orden que es necesario corregir.

Tabla 4
Prueba de autocorrelación para pobreza multidimensional

Prueba de Wooldridge para autocorrelación en datos panel		
H_0 : no existe autocorrelación de primer orden		
F (1,7)	=	37,818
Prob > F	=	0,0005

Luego, se ejecutan las pruebas modificadas de Wald para verificar si las estimaciones tienen problemas de heterocedasticidad, lo cual se utilizó en este trabajo. Entonces, para esta prueba, la hipótesis nula es que no existe problema de heterocedasticidad. La Tabla 5 muestra que la hipótesis nula se rechaza con un p-valor de 0,000 y se concluye que existe problema de heterocedasticidad.

Tabla 5
Prueba de heterocedasticidad para el modelo de pobreza monetaria

Prueba de Walt modificada para heterocedasticidad en grupos en el modelo de regresión de efectos fijos		
$H_0: \sigma(i)^2 = \sigma^2$ para todo i		
χ^2 (8)	=	318,86
Prob > χ^2	=	0,0000

En el modelo de pobreza multidimensional, la prueba nos indica que se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0,000 y un estadístico de 188,70 lo que confirma que existe problemas de heterocedasticidad (véase la Tabla 6).

Tabla 6
Prueba de heterocedasticidad para el modelo de pobreza multidimensional

Prueba de Walt Modificada para heterocedasticidad en grupos en el modelo de regresión de efectos fijos		
$H_0: \sigma(i)^2 = \sigma^2$ para todo i		
χ^2 (8)	=	188,70
Prob > χ^2	=	0,0000

Otro problema que se puede presentar en las estimaciones en datos panel es el de la correlación contemporánea, que consiste en que ciertas unidades están correlacionadas con las observaciones de otras unidades para un mismo periodo de tiempo. Por esto, se realiza la prueba de Breusch y Pragan para identificar el problema en ambos modelos de efectos fijos. La hipótesis nula que se evalúa es que los errores entre unidades son independientes entre sí.

Por un lado, en el modelo de pobreza monetaria, se puede observar por los resultados presentados en la Tabla 7 que se rechaza la hipótesis nula con un p-valor de 0,0109 y se concluye que tiene el problema de correlación contemporánea. Por otro lado, en la Tabla 8 se muestra el resultado de la prueba de Breusch-Pagan para el modelo de pobreza multidimensional, en el que se indica que se acepta la hipótesis alternativa de existencia de correlación contemporánea; es decir, los errores entre las unidades dependen entre sí con un p-valor de 0,0214.

Tabla 7

Prueba de correlación contemporánea para el modelo de pobreza monetaria

Prueba Breusch-Pagan LM de independencia: $X^2(28) = 47,944$, Pr = 0,0109
Basado en cinco observaciones completas sobre unidades de panel

Tabla 8

Prueba de correlación contemporánea para el modelo de pobreza multidimensional

Prueba Breusch-Pagan LM de independencia: $X^2(28) = 45,123$, Pr = 0,0214
Basado en ocho observaciones completas sobre unidades de panel

Con la finalidad de abordar los problemas de heterocedasticidad y correlación contemporánea, los modelos de efectos fijos fueron ajustados utilizando PCSE considerando un nivel de significancia de 0,10 para la interpretación de los coeficientes y capturar efectos que, aunque marginales, son importantes en contextos socioeconómicos, en los que las intervenciones gubernamentales y las políticas públicas pueden tener impactos sutiles pero significativos.

En el modelo de pobreza monetaria corregido presentado en la Tabla 9, se obtuvieron cinco variables explicativas significativas que son el coeficiente de Gini con rezago, la IED, el gasto público en salud, la población y desnutrición. Por otro lado, dentro del grupo de variables no significativas se encuentran el acceso a saneamiento básico y a electricidad, y la variable *dummy* que refleja el efecto de la pandemia.

Tabla 9

Modelo de efectos fijos corregido por heterocedasticidad y correlación contemporánea para pobreza monetaria

Variable de grupo: <i>country</i>			Número de observaciones	=	75	
Variable de tiempo: tiempo			Número de grupos	=	8	
Paneles: correlacionados (desequilibrados)			Observación por grupo			
Autocorrelación: no existe autocorrelación			mínimo	=	5	
calculado mediante selección de casos			media	=	9,375	
			máximo	=	10	
Covarianzas estimadas	=	36	R^2	=	0,5666	
Autocorrelaciones estimadas	=	0	Wald X^2 (8)	=	415,47	
Coefficientes estimados	=	9	Prob > X^2	=	0,0000	
ipmon	Coefficiente	Corregido por paneles	Z	P>	[95 % intervalo de conf.]	
		Error estándar				
ginir	,9624	,2292	4,24	0,000	,5131	1,4117
ied	-,0005	,0001	-3,43	0,001	-,0008	-,0002
sanba	,2273	,2736	0,83	0,406	-,3090	,7636
gpsal	-,3,0953	,7519	-4,12	0,000	-4,5689	-1,6216
pob	,1770	,0547	3,23	0,001	,0697	,2843
elec	-,4601	,7632	-0,60	0,547	-1,9559	1,0358
d1	1,6612	1,5067	1,10	0,270	-1,2920	4,6143
desn	1,3693	,2035	6,73	0,000	,9703	1,7682
_cons	7,4585	53,8718	0,14	0,890	-98,128	113,045

En primer lugar, el efecto de la desigualdad, medida por el índice de Gini, en la pobreza monetaria, es positivo y estadísticamente significativo. Este resultado se corrobora con los hallazgos de Fosu (2017), en los que, si bien un mayor nivel de ingreso genera una reducción en la pobreza, una mejor distribución de la renta podría intensificar su reducción. Estos resultados son similares a los de Casas (2020), quien argumenta que altos niveles de desigualdad impiden la reducción de la pobreza.

En cuanto a la IED, se halla que tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre la pobreza monetaria. Esto se debe a que la IED puede contribuir a reducir la pobreza de diversas maneras. Por un lado, se puede traducir en un incremento del *stock* de capital, pues fomenta la creación de empleo y transferencias de conocimiento y tecnología a

los trabajadores locales e incrementa su productividad, lo que fomenta el crecimiento económico y mejora su nivel de ingreso y calidad de vida. Estos resultados están en línea con los hallados por Fowowe y Shuaibu (2014), Nguyen et al. (2021) y Shastri et al. (2022).

En el caso del acceso a saneamiento básico, se ha determinado que la variable tiene un efecto negativo y estadísticamente no significativo. Esto se explica por la incorrecta focalización de los programas sociales, lo cual es corroborado por Quispe (2017) y Yábar y Figueroa (2020), quienes mencionan que la filtración y subcobertura son problemas de la implementación de los programas sociales que no producen mayor rapidez en la disminución de la pobreza y se agudizan por falta de monitoreo y vigilancia de las obras.

Otra variable por analizar es el gasto público en salud, que presenta un efecto negativo y estadísticamente significativo, es decir, que un incremento del financiamiento del sector salud por parte del Estado contribuye a reducir la pobreza monetaria. Esto coincide con lo planteado por Omari y Muturi (2016), Hendrawan (2019), Rivera y Marroquín (2013) y Beltrán Riaño y Roza (2021), quienes muestran que el aumento del gasto público en salud se relaciona positivamente con el consumo per cápita; por tanto, negativamente con la pobreza.

Con respecto al efecto del tamaño de la población en la pobreza, se observa un efecto positivo y estadísticamente significativo. La justificación es que, cuando el crecimiento de la población no está acompañado de crecimiento de la producción y los recursos, se reduce la renta per cápita y el bienestar, lo que tiende a aumentar la pobreza. Esto va en línea con los resultados de Ahlburg (1996), Ali et al. (2018) y Mardiyana (2020).

En cuanto al acceso a electricidad, se observa una relación negativa y estadísticamente no significativa con respecto a la pobreza monetaria. Esto se debe al hecho de que la efectividad del acceso de la electricidad se mide a través de las políticas públicas, como los subsidios. Si las políticas están mal focalizadas, como cuando los subsidios a la electricidad caen en manos de los sectores más pudientes de la población, se limita la efectividad del acceso a electricidad en la reducción de la pobreza. Este hallazgo está en línea con los de Pantanalí y Benavides (2006) y Puig y Salinardi (2015).

Adicionalmente, la variable *dummy* que representa al año 2020 cuenta con un efecto positivo y estadísticamente no significativo, lo que muestra que, el surgimiento de la pandemia no tuvo una mayor relevancia ante el aumento de la pobreza. Esto puede relacionarse con el hecho de que, si un país se encuentra en situación de vulnerabilidad monetaria, antes y después de dicho año, entonces no se espera un efecto significativo, ya que el aumento de la pobreza no solo se da en ese momento. Estos resultados están alineados con Mujica y Pachas (2021), quienes justifican la relación con la continua alza en el crecimiento de la pobreza para los años de 2021 y 2022.

Finalmente, la desnutrición cuenta con un impacto positivo y significativo en la pobreza, es decir, a mayor nivel de desnutrición mayor pobreza. Esto se explica

porque los altos niveles de desnutrición se relacionan a niveles menores de educación y productividad, lo cual conlleva a la obtención de menos ingresos, por tanto, mayor pobreza. Esta relación positiva está en línea por lo hallado por Siddiqui et al. (2020), Nafti (2021) y Rahman et al. (2021).

Conforme a la Tabla 10, el modelo de pobreza multidimensional, corregido por los problemas mencionados, muestra que existen tres variables no significativas (coeficiente de Gini con rezago, IED y población) y cinco significativas (índice de saneamiento básico, gasto público en salud, acceso a electricidad, variable *dummy* y desnutrición), que van de acuerdo con lo esperado por la teoría económica.

Tabla 10

Modelo corregido por autocorrelación, heterocedasticidad y correlación contemporánea para pobreza multidimensional

Variable de grupo: country			Número de observaciones	=	78	
Variable de tiempo: tiempo			Número de grupos	=	8	
Paneles: correlacionados (desequilibrados)			Observación por grupo:			
Autocorrelación: AR (1) común			mínimo	=	8	
Σ calculado mediante selección de casos			media	=	9,8	
			máximo	=	10	
Covarianzas estimadas	=	36	R²	=	0,7936	
Autocorrelaciones estimadas	=	1	Wald X² (8)	=	198,49	
Coefficientes estimados	=	9	Prob > X²	=	0,0000	
ipmon	Coeficiente	Corregido por paneles	Z	P> z	[95 % intervalo de conf.]	
Error estándar						
ginir	,1270	,2173	0,58	0,559	-,2988	,5528
ied	-,0000	,0001	- 0,84	0,400	-,0002	,0001
sanba	-,4313	,2226	-1,91	0,056	-,8735	,0109
gpsal	-1,6539	,8722	-1,90	0,058	-3,3633	,0555
pob	.,0265	,0252	1,05	0,292	-,0228	,0758
elec	-1,222	,6333	-1,93	0,054	-2,4633	,0192
d1	1,6547	,6598	2,51	0,012	,3616	2,9478
desn	1,0818	,3589	3,01	0,003	,3785	1,7852
_cons	180,22	47,7099	3,78	0,000	86,719	273,7386
rho	,8245					

En primer lugar, en el caso del índice de Gini, que representa la desigualdad de los ingresos, se encuentra que este tiene un efecto positivo y estadísticamente no significativo sobre la pobreza multidimensional. Una justificación es que las políticas gubernamentales desempeñan un papel importante en la mitigación de la pobreza, independientemente de los niveles de desigualdad de ingresos. Esto va acorde con el estudio de Larrañaga et al. (2012), que encuentra un impacto significativo en la reducción de la pobreza, por el programa “Chile Solidario”, en uno de los países con mayor desigualdad en los ingresos. Esta relación concuerda con los hallazgos de Cerra et al. (2021), en el que se encuentra que las estrategias de crecimiento y reducción de pobreza basadas en tecnología e innovación, a corto plazo, pueden presentar efectos perjudiciales en la igualdad. Esto, porque inicialmente benefician a los trabajadores más capacitados, y perjudican a quienes tienen menos educación.

En cuanto a la IED, se encuentra un efecto negativo y estadísticamente no significativo en la pobreza multidimensional. Esto se debe a que el aumento de IED no se refleja en la mejora de acceso a servicios, es decir, no se traduce en obras de los Gobiernos, por lo que no se considera un buen mecanismo para reducir la pobreza. Esto va acorde a los estudios presentados por Koc (2012) y Alvarado et al. (2017) que encuentran que la IED no tiene un impacto significativo en la pobreza para los países en vías de desarrollo.

La variable de servicio básicos de saneamiento presenta un impacto negativo importante y estadísticamente significativo para la pobreza multidimensional. Comprender desde la economía que la pobreza abarca más allá del concepto de ingreso monetario es fundamental para entender que la falta de acceso a servicios básicos conlleva a una privación de capacidades básicas, lo cual se traduce en pobreza multidimensional (Correa, 2017). Estos resultados son corroborados por Millares y Rojas (2002), Burgos y Cando (2016) y Pérez González (2022).

Otra variable con un impacto negativo en la pobreza es el gasto público en salud. Esta presenta un efecto estadísticamente significativo, el cual se traduce en que un incremento de la aplicación de políticas de gasto público en salud por parte del Estado contribuye a mitigar la pobreza multidimensional. Esto se encuentra en línea con lo planteado por Jindra y Vaz (2019), Orco (2020) y Granados (2022) que presentan que un crecimiento de la inversión pública en el sector salud se relaciona favorablemente con el desarrollo social y, por ende, aminoran el aumento de la pobreza.

Con respecto al efecto del tamaño de la población en la pobreza, se observa un efecto positivo y estadísticamente no significativo sobre la pobreza multidimensional. Esto se debe a que el hecho de que un país cuente con una gran población no implica que esta vaya a tener más carencias de servicios básicos y por lo tanto un aumento de los niveles de pobreza. Esto concuerda con los hallazgos de Ladd (2004) que encuentra que cuando hay mayor población, los costos per cápita de atender las necesidades básicas se reduce, por lo que los gobiernos las atienden con mayor eficiencia.

En cuanto al acceso a electricidad, esta variable genera un efecto negativo y estadísticamente significativo en la pobreza, ya que se relaciona con la mejora de las condiciones de vida en los hogares. Este resultado es conforme a la evidencia empírica presentada en las investigaciones de Khandker et al. (2012), Carrere et al. (2021) y Oliveras et al. (2021), en el que se muestra que la pobreza energética tiene un impacto relevante en la reducción del bienestar, con tendencia a intensificarse en el tiempo.

Con respecto a las variables que impactan positivamente en la pobreza multidimensional de manera significativa, estas son la variable *dummy* incorporada para distinguir al año 2020 y la prevalencia de desnutrición. En primer lugar, la variable *dummy* presenta un signo positivo y significativo debido al impacto de la pandemia de COVID-19 y su efecto proliferante en la fragilidad de las familias en situación de pobreza multidimensional. Este resultado concuerda con las investigaciones de Yamada y Castro (2006), Arreaza et al. (2021) y Cuenca y Camargos (2022), quienes hallaron que el aislamiento presentó interacciones negativas con el nivel de consumo y nutrición de las familias ante una disminución de ingresos. Cabe mencionar que, en el periodo del 2020, la tasa de pobreza nacional se incrementó a 30,1 % y la tasa de pobreza extrema en América Latina fue de 13,1 %.

Finalmente, se encuentra que la desnutrición incrementa la pobreza mediante menores niveles de productividad y salud en la población. En línea con Schiff y Valdés (1990), Ruiz (2018) y Paz (2022), se considera a la variable como un factor que contribuye al subdesarrollo y como consecuencia de sí mismo, por lo que una población con mayores niveles de desnutrición tiene menores posibilidades de salir de la pobreza.

5. CONCLUSIONES

En el presente estudio se realizó un análisis del impacto de la desigualdad, la IED, el gasto público en salud, el acceso a electricidad y a saneamiento básico, el nivel de población, la prevalencia de la desnutrición y la pandemia de COVID-19 en la pobreza monetaria y multidimensional en países de América Latina. Para ello, se emplearon datos de panel con periodicidad anual del 2012 al 2021 para realizar un modelo de efectos fijos y aleatorios.

Por un lado, los resultados para el modelo de la pobreza monetaria evidencian que la variable de desigualdad medida por el índice de Gini, la prevalencia de la desnutrición y el tamaño de la población presentan un efecto positivo y significativo en la pobreza. Asimismo, la IED y el gasto público en salud tienen un impacto negativo en ella. En contraste, el acceso a saneamiento básico y electricidad, en conjunto a la variable *dummy* no son significativas para el caso de la pobreza monetaria. De esta manera, se concluye que factores como la desigualdad de ingresos, el crecimiento poblacional y la prevalencia de la desnutrición son propicios para el aumento de la pobreza, por lo que el Gobierno debe focalizarse en mitigar estos problemas.

Para abordar estos desafíos, el Gobierno podría implementar una serie de estrategias específicas. En primer lugar, la reducción de la desigualdad de ingresos se puede lograr a través de una política fiscal progresiva, en la que los sectores de mayores ingresos contribuyen de manera más significativa. Este enfoque permitiría una redistribución más equitativa de los recursos destinados programas sociales que beneficien a los sectores más vulnerables de la población. Además, el fortalecimiento de los programas de transferencias condicionadas, que proporcionan asistencia monetaria a familias de bajos ingresos a cambio de compromisos en educación y salud, podría ser una herramienta poderosa para romper el ciclo de la pobreza. En cuanto al crecimiento poblacional, la expansión de los servicios de planificación familiar y la educación sexual, especialmente en áreas rurales y marginadas, ayudaría a controlar esta situación. Finalmente, para combatir la desnutrición, se podrían desarrollar programas nutricionales integrados que incluyan la distribución de suplementos alimenticios, la educación en nutrición y el acceso a servicios de salud para madres y niños. Asimismo, mejorar la seguridad alimentaria mediante subsidios a pequeños agricultores, la construcción de infraestructura para el almacenamiento y distribución de alimentos, y el fomento de mercados locales podría asegurar un acceso constante a alimentos nutritivos para las poblaciones más vulnerables.

Por otro lado, los resultados para la pobreza multidimensional muestran que tanto la pandemia de COVID-19 como la prevalencia de desnutrición tienen un efecto positivo y significativo en el aumento de la pobreza multidimensional. Adicionalmente, las variables de gasto público en salud y acceso a saneamiento básico y a electricidad tienen un impacto negativo y estadísticamente significativo. No obstante, la desigualdad, la IED y el tamaño de la población no tuvieron efectos significativos sobre el nivel de pobreza multidimensional. Estos hallazgos muestran que las políticas gubernamentales deben dirigirse a la mejora de atención sanitaria, servicios de salud y de la calidad de infraestructura que incluyan electricidad y agua potable en pro de la disminución del subdesarrollo. De esta manera, se pueden desarrollar programas que garanticen el acceso a servicios de salud de calidad en todas las regiones y que incluyan la construcción de centros de salud y la formación de profesionales en el área, especialmente en las zonas rurales y marginales, donde la infraestructura sanitaria es limitada. Asimismo, en lo que respecta a la mejora de la infraestructura básica, es fundamental implementar proyectos que garanticen el acceso sostenible a agua potable, energía eléctrica y servicios de saneamiento en todas las comunidades.

Créditos de autoría

Ana Paula Huaylupo Bardález: conceptualización, metodología, análisis de datos, investigación, redacción-revisión y edición.

Fiorella Alexandra Matos Pacheco: conceptualización, metodología, análisis de datos, investigación, redacción-revisión y edición.

Camila Estefany Uribe Aliaga: conceptualización, metodología, análisis de datos, investigación, redacción-revisión y edición.

REFERENCIAS

- Ahlburg, D. A. (1996). Population growth and poverty. En D. A. Ahlburg, A. C. Kelley & K. Oppenheim Mason (Eds.), *The impact of population growth on well-being in developing countries* (pp. 219-258). Population Economics. https://doi.org/10.1007/978-3-662-03239-8_7
- Ali, M., Raza, S., Din, N., & Abidin, S. (2018). Population, poverty and economic development nexus: Empirical study of some selected developing countries. *Pakistan Journal of Humanities and Social Sciences*, 6(4), 458-476. <https://ssrn.com/abstract=3432274>
- Alkire, S., Foster, J., Seth, S., Santos, M., Roche, J., & Ballon, P. (2015). *Multidimensional Poverty Measurement and Analysis*. Oxford Academic. https://ophi.org.uk/sites/default/files/OPHIWP082_Ch1.pdf
- Alvarado, R., Iñiguez, M., & Ponce, P. (2017). Foreign direct investment and economic growth in Latin America. *Economic Analysis and Policy*, 56, 176-187. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2017.09.006>
- Amponsah, M., Agbola, F., & Mahmood, A. (2023). The relationship between poverty, income inequality and inclusive growth in Sub-Saharan Africa. *Economic Modelling*, 126, 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106415>
- Aparicio, C., Jaramillo, M., & San Román, C. (2011). Desarrollo de la infraestructura y reducción de la pobreza: el caso peruano. *Consortio de Investigación Económica y Social*. https://cies.org.pe/wp-content/uploads/2016/07/desarrollo-de-la-infraestructura-y-reduccion-de-la-pobreza_0.pdf
- Aparicio, J., & Márquez, J. (2005). Diagnóstico y especificaciones de modelos panel en STATA 8.0. *División de Estudios Políticos CIDE*. <http://investigadores.cide.edu/aparicio/data/ModelosPanelenStata.doc>
- Arreaza, A., López, O., & Toledo, M. (2021). *La pandemia del COVID-19 en América Latina: impactos y perspectivas*. CAF. <https://scioteca.caf.com/handle/123456789/1788>
- Asrol, A., & Ahmad, H. (2018). Analysis of factors that affect poverty in Indonesia. *Revista Espacios*, 39(45), 14. <https://www.revistaespacios.com/a18v39n45/a18v39n45p14.pdf>

- Banco Mundial. (2023). *Resurgir fortalecidos: evaluación de pobreza y equidad en el Perú*. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/099042523145515085/pdf/P176738041a16e0100a70e0c7343035f58e.pdf>
- Beltrán Riaño, V., & Rozo, C. (2021). *Efecto del gasto social en la línea de pobreza en el periodo 2000-2018: un panorama para quince países de américa latina* [Tesis de licenciatura, Universidad Colegio Mayor de Cundinamarca]. Repositorio Unicolmayor. https://repositorio.unicolmayor.edu.co/bitstream/handle/unicolmayor/5472/AS012E_1.PDF?sequence=1&isAllowed=y
- Burgos, D. S., & Cando, O. F. (2016). Pobreza multidimensional: índice de Alkire y Foster para Ecuador. *Economía*, 41(42), 10-52. http://iies.faces.ula.ve/Revista/Articulos/Revista_42/Pdf/Rev42Burgos.pdf
- Carrere, J., Peralta, A., Oliveras, L., López, M., Marí-Dell'Olmo, M., Benach, J., & Novoa, A. (2021) Energy poverty, its intensity and health in vulnerable populations in a Southern European city. *Gaceta Sanitaria*, 5(35), 438-444. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2020.07.007>.
- Casas, J. (2020). Develando el vínculo entre la desigualdad y la pobreza. *Apuntes del Cenes*, 39(69), 39-68. <https://doi.org/10.19053/01203053.v39.n69.2020.9197>
- Cerra, V., Lama, R., & Loayza, N. (2021). *Links between growth, inequality and poverty: A survey*. International Monetary Fund. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2021/03/12/Links-Between-Growth-Inequality-and-Poverty-A-Survey-50161>
- Correa, G. (2017). Acceso al agua, pobreza y desarrollo en Colombia. *Revista de la Universidad de La Salle*, 72, 27-46. <https://ciencia.lasalle.edu.co/cgi/viewcontent.cgi?article=1516&context=ruls>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2021). *Estudio económico de América Latina y el Caribe, 2021*. Naciones Unidas. <https://hdl.handle.net/11362/47192>
- Cuenca, A., & Camargos, E. (2022). Efeito da pandemia da COVID-19 sobre a pobreza multidimensional no Paraguai durante o período 2016-2020. *Revista de Economía del Caribe*, 29(3), 11-31. <https://doi.org/10.14482/ecoca.29.003.499>
- Duong, K., & Flaherty, E. (2023). Does growth reduce poverty? the mediating role of carbon emissions and income inequality. *Economic Change and Restructuring*, 56, 3309-3334. <https://mural.maynoothuniversity.ie/17061/1/s10644-022-09462-9.pdf>
- Fosu, A. K. (2017). Growth, inequality, and poverty reduction in developing countries: recent global evidence. *Research in Economics*, 71(2), 306-336. <https://doi.org/10.1016/j.rie.2016.05.005>

- Fowowe, B., & Shuaibu, M. (2014). Is foreign direct investment Good for the poor? New evidence from African countries. *Economic change and restructuring*, 47(4), 321-339. <https://doi.org/10.1007/s10644-014-9152-4>
- Granados, A. (2022). Interseccionalidad en salud, pobreza y vulnerabilidad. *Papeles de población*, 28(111), 137-161. <https://rppoblacion.uaemex.mx/article/view/15796/14815>
- Halunga, A., Orme, C., & Yamagata, T. (2017). A heteroskedasticity robust Breusch–Pagan test for Contemporaneous correlation in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 198, 209-230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2016.12.005>
- Hausman, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-127. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Hendrawan, T. (2019). Public spending and poverty reduction in Indonesia: The effect of economic growth and public spending on poverty reduction in Indonesia 2009-2018. *The Indonesian Journal of Planning and Development*, 4(2), 49-56. <http://dx.doi.org/10.14710/ijpd.4.2.49-56>
- Huesca, L., Llamas, L., Jara, X., Vargas, C., & Rodríguez, D. (2021). The impact of the COVID-19 pandemic on poverty and inequality in Mexico. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época*, 16(3), 1-19. <https://doi.org/10.21919/remef.v16i3.633>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2022). *Informe Técnico: Evolución de la Pobreza Monetaria 2010-2021*. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/pobreza2021/Pobreza2021.pdf
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2023). *Informe Técnico: Evolución de la Pobreza Monetaria 2011-2022*. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/pobreza2022/Pobreza2022.pdf
- Iradian, G. (2005). *Inequality, poverty, and growth: Cross-country evidence*. International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp0528.pdf>
- Jindra, C., & Vaz, A. (2019). Good governance and multidimensional poverty: A comparative analysis of 71 countries. *Governance*, 32(4), 657-675. <https://doi.org/10.1111/gove.12394>
- Jolliffe, D., & Beer, E. (2016). *Estimating international poverty lines from comparable national thresholds*. World Bank Group. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/837051468184454513/pdf/Estimating-international-poverty-lines-from-comparable-national-thresholds.pdf>

- Khandker, S., Barnes, D., & Samad, H. (2012). Are the energy poor also income poor? Evidence from India. *Energy Policy*, 47(1), 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.02.028>
- Klasen, S., & Lawson, D. (2007). The impact of population growth on economic growth and poverty reduction in Uganda. *Diskussionsbeiträge*, 133, 1-21. <https://www.econstor.eu/dspace/bitstream/10419/31966/1/534768717.pdf>
- Koc, S. (2012). The effect of foreign direct investment on poverty: panel regression analysis for 40 selected underdeveloped and developing countries. *Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21(3), 225-240. https://www.researchgate.net/publication/347946878_The_Effect_of_Foreign_Direct_Investment_on_Poverty_Panel_Regression_Analysis_for_40_Selected_Underdeveloped_and_Developing_Countries
- Ladd, H. (2004). Population growth, density and the costs of providing public services. *Urban Studies*, 20(2), 273-295. <http://www.ncsociology.org/sociationtoday/v21/review2.htm>
- Larrañaga, O., Contreras, D., & Ruiz-Tagle, J. (2012). Impact evaluation of Chile solidario: Lessons and policy recommendations. *Journal of Latin American Studies*, 44(2), 347-372. <https://doi.org/10.1017/S0022216X12000053>
- Mardiyana, L. O. (2020). The effect of population and education on poverty in East Java 2013-2017. *Earth and Environmental Science*, 485, 1-6. <https://iopscience.iop.org/article/10.1088/1755-1315/485/1/012126/pdf>
- Millares, E., & Rojas, F. (2002). *Saneamiento básico, pobreza e inversión*. Universidad Católica Boliviana. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/72793/1/359019323.pdf>
- Mujica, O., & Pachas, P. (2021). Social inequalities in mortality during COVID-19 in Lima and Callao. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 38(1), 183-4. <http://dx.doi.org/10.17843/rpmesp.2021.381.6740>
- Murteira, J., Ramalho, E., & Ramalho, J. (2013). Heteroskedasticity testing through a comparison of Wald statistics. *Portuguese Economic Journal*, 12, 131-160. <https://doi.org/10.1007/s10258-013-0087-x>
- Nafti, S. (2021). Malnutrition and economic growth, dynamic panel data analysis of developing countries. *Technium Social Sciences Journal*, 26, 455-465. <https://doi.org/10.47577/tssj.v26i1.5205>
- Nakabashi, L., & de Figueiredo, L. (2005). *Economic growth, convergence and quality of human capital formation system*. https://www.researchgate.net/publication/4805730_Economic_growth_convergence_and_quality_of_human_capital_formation_system

- Nguyen, T., Do, Q., Le, Q., Vu, V., Tran, L., & Nguyen, C. (2021). Spatial impact of foreign direct investment on poverty reduction in Vietnam. *Journal of Risk and Financial Management*, 14, 1-16. <https://doi.org/10.3390/jrfm14070292>
- Okwanya, I., & Abah, P. (2018). Impact of energy consumption on poverty reduction in Africa. *CBN Journal of Applied Statistics*, 9(1), 105-139. https://www.cbn.gov.ng/out/2018/sd/pages%20105_139_a376_okwanya%20and%20abah.pdf
- Oliveras, L., Peralta, A., Palència, L., Gotsens, M., López, M., Artazcoz, L., Borrell, C., & Marí-Dell'Olmo, M. (2021). Energy poverty and health: Trends in the European Union before and during the economic crisis, 2007-2016. *Health and Place*, 67(1), 3-10. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2020.102294>
- Omari, L., & Muturi, W. (2016). The effect of government sectoral expenditure on poverty level in Kenya. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 7(8), 219-242. <https://iiste.org/Journals/index.php/JEDS/article/view/30094/31128>
- Orco, A. (2020). Gasto público en inversiones y reducción de la pobreza regional en el Perú, periodo 2009-2018. *Quipukamayoc*, 28(56), 9-16. <https://doi.org/10.15381/quipu.v28i56.17087>
- Oxford Poverty & Human Development Initiative. (2018). *Global Multidimensional Poverty Index*. https://ophi.org.uk/sites/default/files/2024-02/GMPI_2018_2ed_web.pdf
- Pantanali, C., & Benavides, J. (2006). *Subsidios eléctricos en América Latina y el Caribe: Análisis comparativo y recomendaciones de política*. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://publications.iadb.org/publications/spanish/viewer/Subsidios-el%C3%A9ctricos-en-Am%C3%A9rica-Latina-y-el-Caribe-An%C3%A1lisis-comparativo-y-recomendaciones-de-pol%C3%ADtica.pdf>
- Paz, J. (2022). Factores asociados a la pobreza alimentaria en Argentina. *Desarrollo Económico*, 62(237), 108-136. <https://www.jstor.org/stable/48713867>
- Pérez González, C. (2022). *Servicio de agua y saneamiento en reducción de pobreza, localidades distrito Jamalca, Utcubamba, Amazonas, 2020* [Tesis de licenciatura, Universidad Nacional Toribio Rodríguez de Mendoza de Amazonas]. Repositorio Institucional de la Universidad Nacional Toribio Rodríguez de Mendoza de Amazonas. <https://hdl.handle.net/20.500.14077/2714>
- Puig, J., & Salinardi, L. (2015). Argentina y los Subsidios a los Servicios Públicos: Un Estudio de Incidencia Distributiva. *Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales* 183, 1-20. http://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/51280/Documento_completo_.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Quispe, M. (2017). Impacto de los programas sociales en la disminución de la pobreza. *Pensamiento Crítico*, 22(1), 69-102. <https://doi.org/10.15381/pc.v22i1.14022>

- Rahman, A., Halder, H., Rahman, S., & Parvez, M. (2021). Poverty and childhood malnutrition: Evidence-based on a nationally representative survey of Bangladesh. *PLOS ONE*, 16(8), 1-18. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0256235>
- Rivera, E., & Marroquín, J. (2013). Efectos del gasto público social en la reducción de la pobreza en países de América Latina. *Tiempo Económico*, 24(3). <http://tiempoeconomico.azc.uam.mx/wp-content/uploads/2017/08/24te2.pdf>
- Rönkkö, R., Rutherford, S., & Sen, K. (2021). The impact of the COVID-19 pandemic on the poor: insights from the Hrishipara diaries. *World Development*, 149, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105689>
- Roy, K. (2009). Effect of public infrastructure on poverty reduction in India: a state-level study for the period 1981-2001. *Indian Journal of Millennium Development Studies: An International Journal*, 4(1), 99-111. <https://ssrn.com/abstract=1567462>
- Ruiz, N. (2018). Mortalidad por desnutrición en menores de cinco años. Pobreza y desarrollos regionales. *Economía, sociedad y territorio*, 56(18), 35-75. <https://www.scielo.org.mx/pdf/est/v18n56/2448-6183-est-18-56-35.pdf>
- Schiff, M., & Valdés, A. (1990). Sobre la relación entre pobreza y desnutrición: un enfoque conceptual a nivel del hogar. *Cuadernos de Economía*, 27(81), 139-150. <http://www.jstor.org/stable/41951182>
- Shastri, S., Giri, A. K., & Mohapatra, G. (2022). Foreign capital inflows and poverty linkages in South Asia: Do the forms of capital inflows matter? *Economic Systems* 46(3), 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2022.101018>
- Siddiqui, F., Salam, R. A., Lassi, Z. S., & Das, J. K. (2020). The intertwined relationship between malnutrition and poverty. *Frontiers in Public Health*, 8, 1-5. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2020.00453>
- Topalli, M., Papavangjeli, M., Ivanaj, S., & Ferra, B. (2021). The impact of foreign direct investments on poverty reduction in the Western Balkans. *Economics*, 15(1), 129-149. <https://doi.org/10.1515/econ-2021-0008>
- Tsaurai, K. (2023). Does foreign direct investment affect poverty in BRICS? *Asian Economic and Financial Review*, 13(3), 216-227. <https://doi.org/10.55493/5002.v13i3.4758>
- Yábar, G., & Figueroa, K. (2020). Participatory communication strategies, basic sanitation and public health of the people of Paucartambo-Cusco. *Revista de la Facultad de Medicina Humana*, 20(4), 651-656. <http://dx.doi.org/10.25176/rfmh.v20i4.3191>
- Yamada, G., & Castro, J. (2006). *Poverty, inequality, and social policies in Peru: As poor as it gets*. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico. <http://hdl.handle.net/11354/316>