

Documento de trabajo N.º 2026-001
Agosto de 2026

**Superintendencia Nacional de Servicios
de Saneamiento (Sunass)**

Centro de Análisis y Monitoreo de la Información del Agua Potable
(CAMI YAKU)

Pobreza multidimensional en el Perú y su relación con el acceso al agua potable 2004-2025

Pobreza multidimensional en el Perú y su relación con el acceso al agua potable

Documento de trabajo N.º 2026-001

Editado por:

Superintendencia Nacional de Servicios de Saneamiento (Sunass)
Avenida Bernardo Monteagudo 210-216, Magdalena del Mar, Lima, Perú
www.gob.pe/sunass

Primera edición:

Agosto de 2026

Presidente ejecutivo:

Mauro Gutiérrez Martínez

Gerente general:

Manuel Muñoz Quiroz

UF Centro de Análisis y Monitoreo de la Información del Agua Potable (CAMI YAKU):

Roy Condor, especialista económico

Gerald Eilers, especialista en análisis de datos

Autor:

Antony Alejandro Velásquez Pérez, analista económico

Con la colaboración de:

Alejandro Hernandez, especialista de monitoreo

Este trabajo es de exclusiva responsabilidad del autor.

Pobreza multidimensional en el Perú y su relación con el acceso al agua potable

Resumen

- El presente documento de trabajo analiza la evolución de la pobreza multidimensional en el Perú para el periodo 2004-2025 y el efecto del acceso al servicio de agua potable sobre la pobreza. Utilizando el método Alkire-Foster, se estima el Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), construido a partir de 16 indicadores -privaciones- agrupados en 6 dimensiones que abordan diferentes aspectos relacionados al bienestar de los hogares.
- La actualización de los resultados al 2025 muestra que la incidencia (H) de la pobreza multidimensional se ha reducido en 4.7 puntos porcentuales (pp) en comparación con el año anterior (de 44.4 % en 2024 a 39.7 % en 2025). Al explorar la variación según las dimensiones del bienestar, se encuentra que el acceso a salud (atención médica) y empleo (subempleo) explican la reducción del IPM, en tanto que la cobertura de agua y saneamiento no presenta tasas de variación significativas entre 2024 y 2025. Asimismo, la caída del IPM responde a una reducción en la cantidad de hogares pobres —ubicados en la frontera del umbral—; sin embargo, no se encuentran mejoras en el bienestar en aquellos hogares que enfrentan múltiples privaciones simultáneas.
- En el 2025, la pobreza multidimensional se ubicaba 14 pp por encima de la monetaria (25.7 %), una brecha que se ha sostenido en todo el periodo analizado, lo cual exhibe que el enfoque de ingresos resulta limitado para evaluar el bienestar de la población y su acceso efectivo a servicios básicos y derechos fundamentales.
- Acceder al servicio de agua potable reduce notablemente la probabilidad de un hogar de ser pobre. Un hogar con acceso al agua potable presenta una probabilidad de ser pobre multidimensional 36.8 pp menor que un hogar sin acceso al servicio. Este impacto también se observa sobre la pobreza monetaria: la probabilidad de ser pobre monetario se reduce en 11.6 pp.
- Al 2025, el 70.5 % de la población nacional tiene acceso a agua y saneamiento. En un escenario simulado donde todos los peruanos tienen conexión a dichos servicios en simultáneo, la pobreza multidimensional disminuye en 5.7 pp, equivalente a 34 %. El efecto es mayor en el ámbito rural: la incidencia de la pobreza se reduce en 9 pp. en un escenario de cobertura universal al agua y saneamiento.

1. Antecedentes

1.1. El enfoque multidimensional de la pobreza y su relación con el sector de agua potable y saneamiento

El nivel de ingresos en el Perú no está directamente relacionado al bienestar de los hogares y las privaciones que estos enfrentan. Un claro ejemplo se evidencia en el acceso al agua potable, pues 2.6 millones de personas (9.9 % de la población considerada no pobre bajo el enfoque monetario), no tienen acceso a este servicio básico¹. Esto sugiere que, para comprender integralmente las condiciones de bienestar de los hogares, resulta necesario analizar las privaciones que estos enfrentan, más allá de su posición respecto de una línea de ingreso.

El análisis de la pobreza en el Perú requiere complementar la medición monetaria con una aproximación multidimensional que permita identificar privaciones simultáneas en dimensiones clave del bienestar. Esta perspectiva se apoya en el enfoque de capacidades desarrollado por Sen (1999), según el cual la pobreza no se define por la insuficiencia de ingresos per se, sino por la privación de las capacidades básicas que permiten a las personas alcanzar su pleno desarrollo. El ingreso constituye, en ese sentido, un medio y no un fin, dada su capacidad de traducirse en bienestar efectivo, el cual varía entre los hogares debido a factores socioeconómicos y geográficos, y donde la disponibilidad de servicios públicos ocupa un lugar destacado.

Es así que el estudio base publicado por Sunass (2025)² analiza el Índice de Pobreza Multidimensional (IPM) para el periodo 2004-2024, utilizando el método Alkire-Foster, y estima el efecto del acceso al agua potable sobre la pobreza multidimensional y monetaria mediante el método de Ponderación Inversa con Ajuste por Regresión (IPWRA). Este documento actualiza esos resultados al año 2025, manteniendo la metodología de estimación —con relación a las dimensiones, los indicadores, los umbrales de privación y el esquema de ponderación del índice—, de modo que los resultados son directamente comparables con el estudio previo.

1.2. La medición oficial del INEI

Desde el 2023, el Perú cuenta con una medición oficial de pobreza multidimensional, aprobada mediante los Decretos Supremos N.º 002-2023-MIDIS y N.º 014-2024-MIDIS, y ejecutada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática. Dicha medición se organiza en un Tablero de Control de ocho dimensiones y veintinueve indicadores, construido a partir de múltiples encuestas nacionales³, y se complementa con cinco indicadores de privaciones conjuntas. A la fecha, los reportes de pobreza multidimensional publicados por el INEI presentan los resultados de los 29 indicadores de forma independiente; en tanto que el índice agregado previsto en la norma se encuentra en etapa de discusión técnica ante la Comisión Consultiva para la Estimación de la Pobreza.

A diferencia de la medición oficial, el IPM analizado en este documento presenta una medición sintética de la pobreza multidimensional y sus 16 indicadores construidos con base en la información disponible de la Encuesta Nacional de Hogares. Es preciso señalar, además, que el interés particular de nuestro IPM se centra en la relación entre el acceso al agua potable y la pobreza multidimensional.

¹Estimaciones realizadas con ENAHO 2025

²Pobreza Multidimensional en el Perú y acceso al servicio de agua potable, 2004 - 2024, Sunass

³El INEI emplea información proveniente de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO), la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES), la Encuesta Nacional de Programas Presupuestales (ENAPRES), la Encuesta Permanente de Empleo (EPEN) y la Evaluación Nacional de Logros de Aprendizaje (ENLA)

Tabla 1: Indicadores comunes entre las mediciones del INEI y Sunass, 2024–2025

Indicador	INEI	Sunass
	(2024 → 2025) %	(2024 → 2025) %
Uso de combustibles sólidos contaminantes	43.9 → 42.0	43.9 → 42.0
Hacinamiento en la vivienda	6.3 → 6.1	6.3 → 6.1
Carencia de atención médica	32.4 → 30.1	67.5 → 63.1
Carencia en logro educativo	20.5 → 20.1	42.8 → 42.3
Subempleo	42.0 → 39.4	64.8 → 62.3
Sin alcantarillado ni disposición sanitaria	20.4 → 20.0	28.5 → 28.4

Fuente: INEI, Informe Técnico «Evolución de los Indicadores de Pobreza Multidimensional, 2016-2025», Tabla N.º 1, y estimaciones propias.

En ese sentido, se observa que los indicadores evolucionan en el mismo sentido entre 2024 y 2025, así como la dirección y la magnitud del cambio⁴. No obstante, las diferencias de nivel responden a la unidad de agregación considerada en ambas mediciones. Mientras que el INEI reporta tasas individuales, algunos indicadores (7 de 16) del IPM de este documento se agregan a nivel de hogar, de modo que, basta con que uno de sus miembros presente la privación para que el hogar en su conjunto sea asignado como tal.

En particular, la diferencia mostrada con relación a los indicadores de agua y saneamiento está asociada a los conceptos de cobertura y calidad del servicio que se incluyen en los índices del IPM-Sunass e INEI, respectivamente.

- Por un lado, nuestro IPM emplea el criterio de acceso al servicio de agua por red pública o pilón de uso público. En cambio, el INEI mide población con *agua gestionada de forma segura*, un indicador que integra simultáneamente el acceso a fuente mejorada, accesibilidad en la vivienda, disponibilidad suficiente y ausencia de contaminación. Los resultados señalan que, mientras que la cobertura del servicio se mantuvo estable entre 2024 y 2025, la privación de acceso a agua segura retrocedió de 72.7 % a 70.7 %.
- De manera similar, para el caso de saneamiento, la diferencia radica en que nuestro IPM identifica como carencia a todo hogar sin conexión a la red pública de alcantarillado, en tanto que el INEI mide el acceso adecuado a otras formas de disposición de excretas.

Lo anterior muestra que el cierre de la brecha de cobertura se ha desacelerado en este periodo, a diferencia de la brecha de calidad. Por tanto, el desafío pendiente del sector debería transitar de la conexión hacia una mirada integral de las condiciones de calidad del servicio.

2. Objetivos del documento de trabajo

El presente documento de trabajo constituye una actualización de los resultados del estudio base de Sunass, con información disponible al año 2025. Además, se incorporan estimaciones que permiten responder las siguientes interrogantes:

- ¿En qué medida varió la pobreza multidimensional en el periodo analizado y en el último año (2024-2025)? ¿Qué factores (privaciones) explicaron dicho comportamiento?

⁴El indicador de afiliación a un sistema de pensiones constituye la única divergencia de signo entre ambas mediciones: el INEI registra una reducción de la privación de 65.4 % a 63.9 %; mientras que en el IPM Sunass, se incrementa de 90.9 % a 91.7 %. Esta discrepancia se debe a que el INEI reporta la tasa individual de no afiliación entre la población en edad de trabajar, métrica que para el presente IPM se agrega a nivel de hogar, donde la privación es positiva cuando al menos un miembro del hogar (14 años a más), no se encuentre afiliado.

- ¿Cuál es el efecto del acceso al agua potable en la incidencia de la pobreza multidimensional?
- ¿La cobertura universal al agua y saneamiento tiene efectos significativos sobre la incidencia de la pobreza multidimensional?

3. Enfoque metodológico

3.1. Datos y unidad de análisis

El IPM ha sido construido con información proveniente de la Encuesta Nacional de Hogares del INEI, para el periodo 2004–2025. Esta medición adopta al hogar como unidad de identificación y a la persona como unidad de análisis (Alkire et al., 2015), donde los criterios de privación se determinan con información del hogar y se imputan a cada uno de sus residentes habituales. Dado que la unidad de análisis es la persona, para la construcción de las métricas de incidencia, intensidad e incidencia ajustada, el factor del hogar se combina con el número de sus miembros.⁵

Cuando un indicador resulta no pertinente para el hogar, por ejemplo, la asistencia escolar en hogares sin personas en edad escolar, este se clasifica como no privado. En cambio, cuando el dato falta por problemas de levantamiento, el puntaje de privación no puede calcularse y el hogar queda fuera del índice⁶.

3.2. Dimensiones e indicadores del IPM

La construcción del presente índice ha seguido la metodología empleada en SUNASS (2025): seis dimensiones (salud, educación, vivienda y entorno, servicios básicos, empleo y previsión social, y gobernanza y conectividad) y dieciséis indicadores. Esta actualización no introduce ajustes en dimensiones, indicadores, umbrales ni ponderaciones, con el fin de contrastar los resultados y que estos sean comparables.

El esquema de referencia asigna igual peso a cada dimensión (16.7 %) y, de igual forma, el peso de cada indicador dentro de una misma dimensión se subdivide en proporciones iguales. Así, las dimensiones de salud y educación contienen, cada una, dos indicadores, de modo que el peso del indicador equivale a 8.3 %. Las cuatro dimensiones restantes están constituidas por 3 indicadores, con un peso de 5.6 % cada uno.

El indicador de acceso a agua potable forma parte de la dimensión *Servicios básicos* y aporta 5.6 % del peso total: abarca 2 de los 14 puntos que un hogar necesita acumular para ser considerado pobre multidimensional. Lo anterior sugiere que un hogar que únicamente enfrenta dicha privación se posiciona lejos del umbral de pobreza. Por tanto, podemos concluir que las variaciones anuales del índice se explican mayoritariamente por una evolución de múltiples indicadores en simultáneo.

3.3. El método Alkire–Foster

El método Alkire–Foster analiza dos preguntas concretas: a quién se considera pobre y cómo se sintetiza la medición de la pobreza en una cifra.

⁵En la sección 4.5.1 la unidad de estimación es el hogar y se emplea su factor de expansión sin ponderar por el número de miembros.

⁶Por ello, las estimaciones de 2025 corresponden al 65.3 % de la población, universo al que están referidas todas las cifras reportadas en este documento.

Para cada indicador j se fija un criterio de privación -también conocido como primer corte- y se construye el *puntaje de privación* del hogar, como una sumatoria de los pesos w_j de aquellos indicadores donde el hogar presenta carencias ($g_{ij}^0 = 1$):

$$c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0 \in [0, 1], \quad \rho_k(c_i) = \mathbf{1}\{c_i \geq k\}. \quad (1)$$

El segundo corte, k , identifica como pobre a aquel hogar cuyo puntaje alcance dicho umbral. Siguiendo la versión previa del estudio y las prácticas predominantes en la región, se adopta $k = 0.38$. Esto se interpreta de la siguiente manera: un hogar es pobre multidimensional si acumula al menos el 38 % del peso total de las privaciones analizadas a través de los indicadores. Adicionalmente, se obtienen tres medidas complementarias:

$$H = \frac{q}{n}, \quad A = \frac{1}{q} \sum_{i \in \text{pobres}} c_i, \quad M_0 = H \times A. \quad (2)$$

La **incidencia** H mide la cantidad de personas pobres, pero no distingue entre quienes se encuentran cerca del umbral de pobreza (con múltiples privaciones) y quienes se encuentran lejos de él. Esta medición se complementa con la **intensidad** A , que calcula el puntaje promedio de privación entre aquellos identificados como pobres multidimensionales. Por ejemplo, un $A = 0.45$ indica que un hogar pobre acumula, en promedio, el 45 % del peso total de privaciones posibles.⁷

Finalmente, la **incidencia ajustada** M_0 combina ambas mediciones, mediante la siguiente fórmula $M_0 = H \times A$. Aumenta cuando hay más personas pobres y cuando quienes ya lo son acumulan más carencias. La incidencia ajustada se expresa en una escala de 0 a 1, donde equivale a 0 si ninguna persona presenta carencias y 1 si toda la población estuviera privada en los 16 indicadores en su conjunto.

Márgenes extensivo e intensivo. Cuando M_0 varía de un año al otro, interesa saber por cuál de las dos vías se generó este cambio: mediante una variación del número de personas pobres (**margen extensivo**) o debido a una variación en las carencias acumuladas de las personas pobres (**margen intensivo**).

$$\Delta M_0 = \underbrace{\Delta H \cdot A_0}_{\text{margen extensivo}} + \underbrace{H_1 \cdot \Delta A}_{\text{margen intensivo}}, \quad (3)$$

donde los subíndices 0 y 1 denotan el año inicial y el final.⁸ El *margen extensivo* recoge el cambio atribuible cuando un grupo diferente de personas supera el umbral de pobreza, manteniendo la carga promedio de privaciones constante; mientras que, si el cambio está explicado por el *margen intensivo*, es posible afirmar que, aquellos que siguen siendo pobres, se encuentran en una mejor (o peor) situación que antes, dependiendo del signo de la variación de M_0 .

⁷ A promedia pesos acumulados, no un conteo de carencias: como los indicadores no pesan lo mismo, dos hogares con el mismo número de privaciones pueden tener puntajes distintos.

⁸ Descomposición tipo Laspeyres; la alternativa tipo Paasche arroja resultados prácticamente idénticos cuando ΔA es pequeño, como ocurre en el período analizado.

3.4. El efecto del acceso al agua potable en la probabilidad de ser pobre multidimensional

Desde la perspectiva del organismo regulador, cuantificar el impacto del agua potable sobre la pobreza constituye un elemento clave para la priorización de políticas públicas efectivas en materia de desarrollo social y reducción de brechas de desigualdad en el país.

En ese sentido, esta sección estima el efecto del acceso al agua mediante el estimador de Ponderación Inversa de la Probabilidad con Ajuste por Regresión (IPWRA)⁹. Cabe destacar que el acceso a este servicio está asociado a características estructurales y sociales marcadas: los hogares conectados se concentran en zonas urbanas, con jefes de hogar de mayor educación y en departamentos con más infraestructura.

Por tanto, la estimación del efecto requiere la comparación entre hogares con similares características. El IPWRA corrige el sesgo de dos maneras: estima la probabilidad de que cada hogar tenga agua dadas sus características observables, repondera la muestra con el inverso de esa probabilidad y, sobre la muestra reponderada, ajusta por regresión la diferencia residual.

Formalmente, sean $Y_i(1)$ e $Y_i(0)$ los resultados potenciales del hogar i con y sin acceso, y $D_i \in \{0, 1\}$ el acceso observado. El parámetro de interés es el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados:

$$\tau_{\text{ATET}} = \mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) \mid D_i = 1]. \quad (4)$$

Su identificación se basa en la independencia condicional ($Y_i(1), Y_i(0) \perp\!\!\!\perp D_i \mid X_i$), el soporte común ($0 < \Pr(D_i = 1 \mid X_i) < 1$) y SUTVA. El puntaje de propensión se estima por probit y las medias condicionales del resultado, por mínimos cuadrados ponderados, de forma separada para tratados y no tratados.

El tratamiento se define como $D_i = 1$ si el hogar se abastece de red pública o pilón de uso público, y $D_i = 0$ si depende de fuentes de menor calidad —pozo, camión cisterna, río, manantial u otra fuente no protegida—: el mismo criterio con el que se construye el indicador de agua del índice. Las covariables X_i comprenden características predeterminadas del jefe de hogar —edad, edad al cuadrado, sexo, situación conyugal y lengua materna indígena—, la condición de residencia en el ámbito rural y efectos fijos de dominio geográfico. Se reportan las pruebas de soporte común y de balance de covariables, considerándose adecuado un balance con diferencias estandarizadas inferiores a 0.10 en valor absoluto y razones de varianza entre 0.80 y 1.25.

Finalmente, se reestima el mismo modelo sobre un índice alternativo construido con 15 indicadores (sin el acceso al agua), donde la dimensión Servicios básicos conserva su peso (1/6), redistribuido entre los indicadores restantes que la conforman (saneamiento y electricidad).

La diferencia entre ambas mediciones del ATET es que una mide el impacto del agua sobre el IPM con 16 indicadores, mientras que la segunda evalúa el efecto sobre el índice sin el factor agua. La inferencia sobre esa diferencia se obtiene por *bootstrap* por conglomerados, estratificado conforme al diseño muestral, e incluye una prueba de placebo que replica el ejercicio excluyendo un indicador ajeno a los servicios de saneamiento.

⁹El desarrollo formal y la propiedad de doble robustez se encuentran en [Wooldridge \(2010\)](#) y [Śloczyński and Wooldridge \(2018\)](#); la implementación corresponde al comando `teffects ipwra` de Stata 17 ([StataCorp, 2021](#)).

4. Resultados

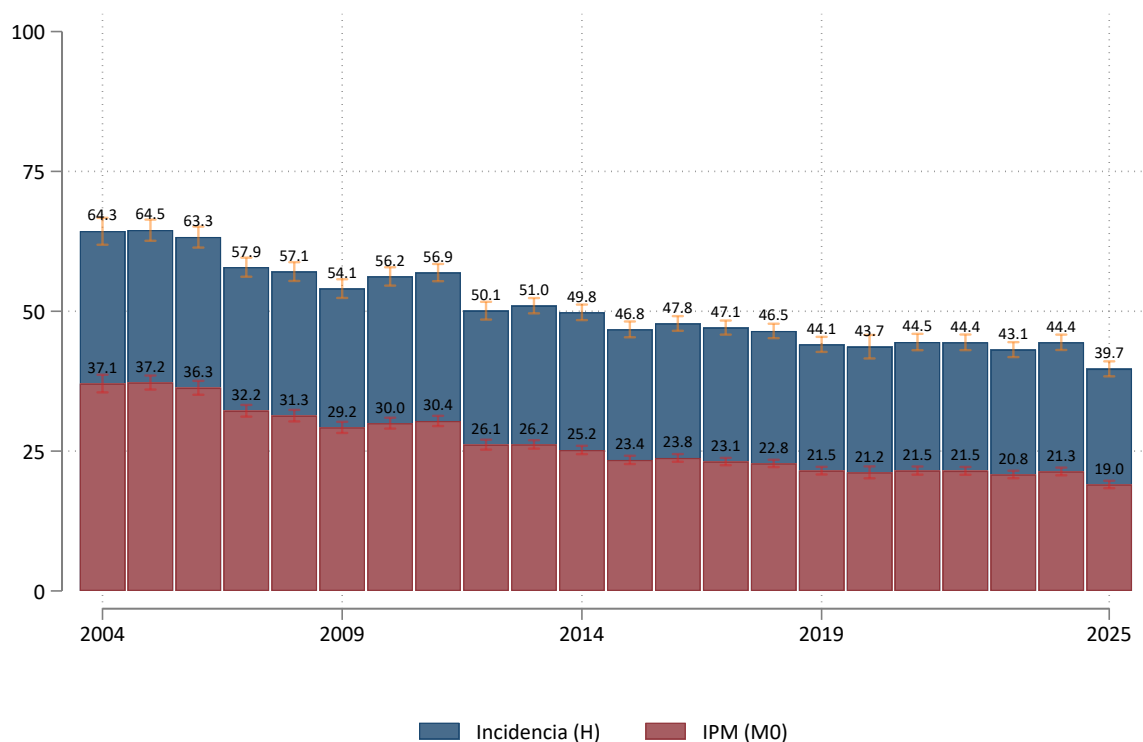
4.1. Evolución de la pobreza multidimensional

La actualización de la serie muestra un cambio relevante en 2025. La incidencia de pobreza multidimensional se reduce en 4.7 puntos porcentuales, de 44.4 % en 2024 a 39.7 % en 2025 y, de forma consistente, el IPM disminuye de 21.3 % a 19.0 %.

Esto indica que el 39.7 % de la población vive en hogares que acumulan al menos el 38 %¹⁰ del peso total de privaciones, y que esos hogares soportan, en promedio, el 47.9 % de las privaciones ponderadas posibles¹¹. Asimismo, la incidencia ajustada asciende a 19.0 %, es decir, las privaciones registradas entre la población pobre equivalen al 19.0 % del máximo que la población podría llegar a acumular.

Figura 1: Tasa de incidencia (H) e incidencia ajustada (M_0) de la pobreza multidimensional con pesos iguales 2004-2025

(Porcentaje respecto del total de la población, %)



Fuente: INEI-ENAH0 2004-2025.

El descenso sostenido de la serie del 2004 al 2019 muestra una estabilización cercana al 44 % en promedio, cifra que, para el año 2025, se ha reducido hasta un 39.7 %, el valor más bajo en todo el período analizado.

Al analizar el ritmo de reducción de la pobreza, se observa que la tasa de variación es más pequeña desde 2014. Así, entre 2004 y 2025, la incidencia cae 24.6 puntos porcentuales, pero el ritmo es más desacelerado en el tramo 2014-2025 (0.92 pp anuales), con episodios de estancamiento

¹⁰ Umbral adoptado para la identificación de pobre multidimensional.

¹¹ Este valor está asociado a la intensidad $A = M_0/H = 19,0/39,7 = 47,9\%$

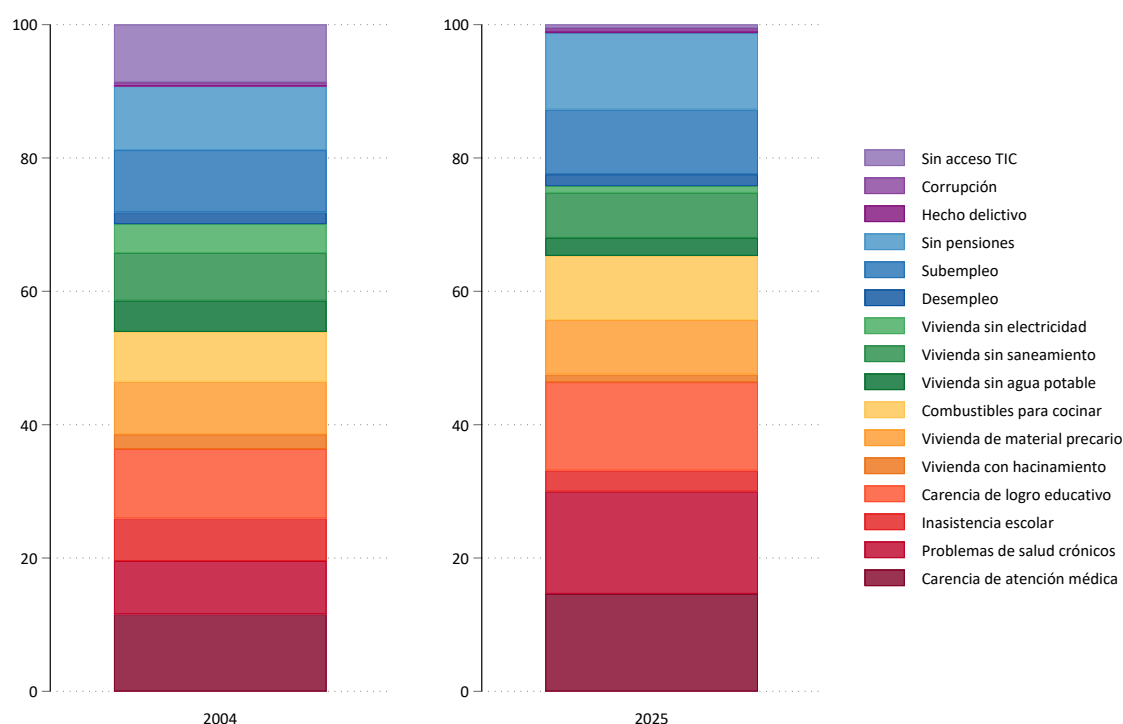
concentrados después de 2019, en comparación con el tramo 2004–2014 (1.45 pp anuales)¹².

4.2. Anatomía del cambio: márgenes extensivo e intensivo

La reducción del IPM entre 2024 y 2025 se concentra casi por completo en el margen extensivo. Aplicando la descomposición de la ecuación (3), la intensidad se mantuvo prácticamente inalterada (47.9 % en ambos años), de modo que, de los 2.3 puntos que retrocede el IPM, 2.27 provienen de la caída de la incidencia y apenas 0.03 pp del cambio se debe a la intensidad: el margen extensivo explica cerca del 99 % del movimiento¹³.

Este resultado evidencia que, en el 2025, hubo menos personas por debajo del umbral de pobreza multidimensional, pero quienes aún son considerados pobres no están en mejor situación que el año anterior. Por tanto, son los hogares más próximos al umbral de pobreza aquellos que han motivado la caída del IPM para el 2025, mientras el núcleo de hogares con privaciones múltiples y simultáneas se mantuvo sin cambios apreciables.

Figura 2: Contribución de cada indicador a la incidencia ajustada (M_0), 2004 y 2025. Contribución porcentual.



Fuente: INEI-ENAH0 2004-2025.

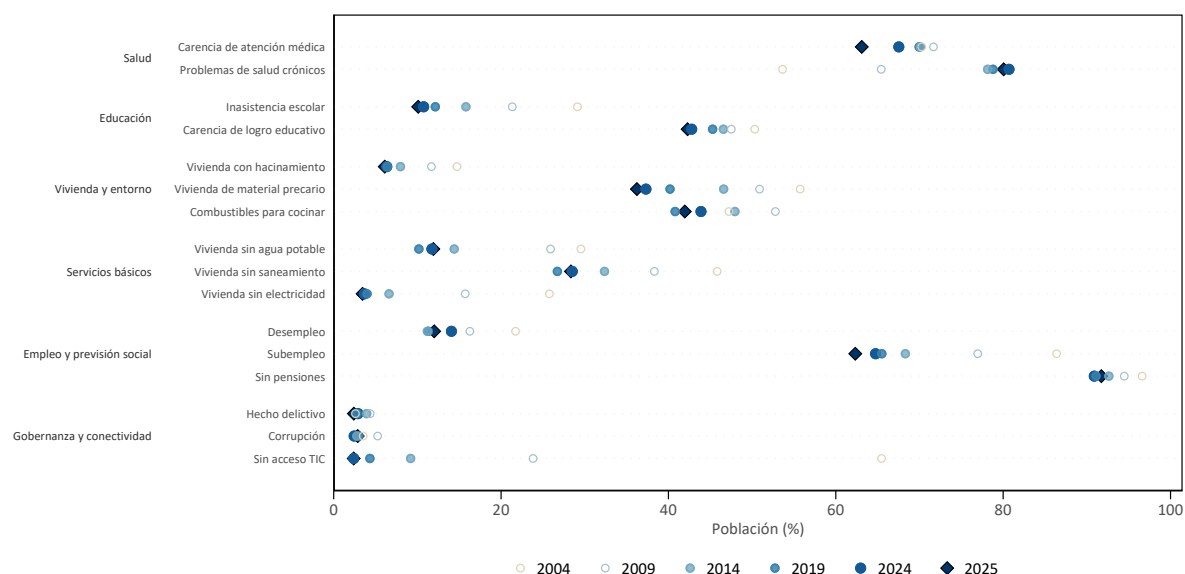
Los indicadores que principalmente sostienen ese movimiento son la carencia de atención médica y el subempleo. La proporción de hogares privados de atención médica se reduce en 5.3 pp (de

¹²La variación media anual se calcula como la diferencia entre los valores extremos de cada tramo dividida entre su número de años: $(49.81 - 64.33)/10 = -1.45$ pp anuales para 2004–2014 y $(39.70 - 49.81)/11 = -0.92$ pp anuales para 2014–2025.

¹³Con $H_0 = 44.44\%$ y $H_1 = 39.70\%$, y una intensidad $A = M_0/H$ de $21.30/44.44 = 47.93\%$ en 2024 y $19.00/39.70 = 47.86\%$ en 2025, se tiene $\Delta H = -4.74$ pp y $\Delta A = -0.07$ pp. Reemplazando en la ecuación (3): $\Delta M_0 = (-4.74)(0.4793) + (0.3970)(-0.07) = -2.272 - 0.028 = -2.300$ pp, cifra que coincide con el cambio observado del índice.

71.7 % a 66.4 %); en tanto que la proporción de hogares con algún miembro en situación de subempleo cae en 3.6 pp (de 66.6 % a 62.9 %).

Figura 3: Incidencia de privaciones por indicador, 2004 - 2025



Fuente: INEI-ENAH0 2004-2025.

Interpretación de los resultados. Es preciso señalar que los indicadores anteriores no reflejan condiciones de calidad de los servicios, puesto que su medición se centra exclusivamente en el acceso. Por ejemplo, el indicador de atención médica verifica que la persona con un problema de salud acceda (o no) a un establecimiento de salud público o privado; sin contemplar factores de calidad (como la oportunidad de la atención o la satisfacción del usuario). Por tanto, el incremento de este indicador muestra que más personas recibieron atención médica, y no necesariamente que el servicio haya sido adecuado¹⁴.

De forma similar, el indicador de subempleo captura la situación laboral de una persona, en términos de horas trabajadas versus las horas que desearía haber trabajado; no informa sobre la calidad del empleo o la formalidad del mismo.

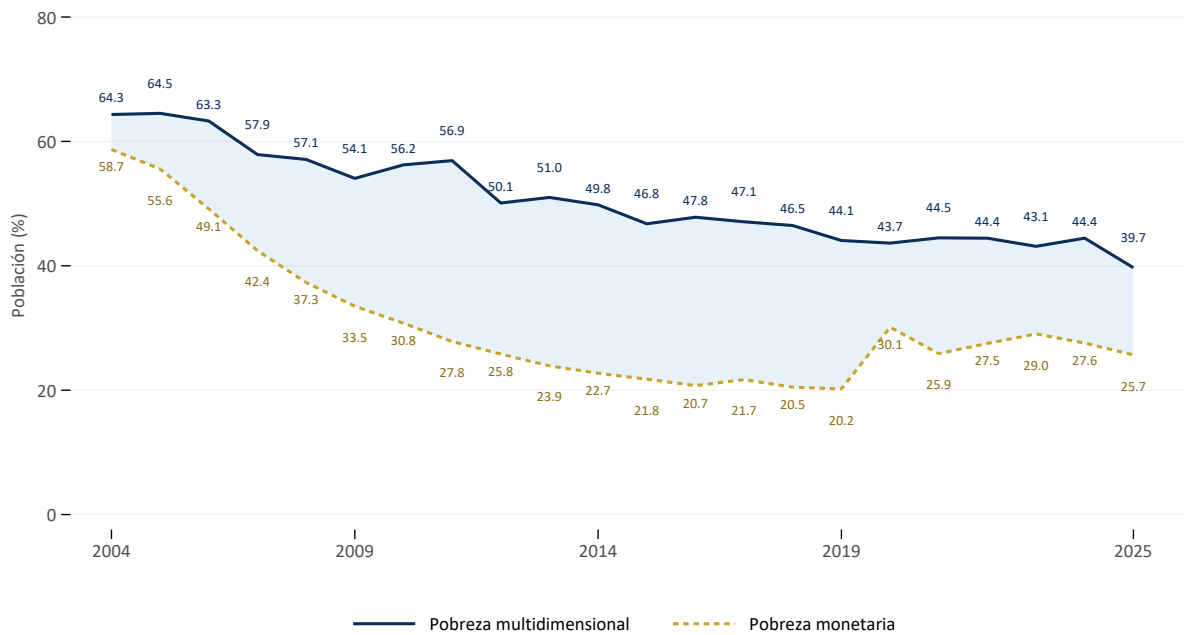
4.3. Pobreza monetaria y multidimensional

Pese a que el nivel de ingresos captura una proporción importante de las condiciones de bienestar de los hogares, el enfoque monetario otorga una mirada parcial y reducida de las privaciones que enfrentan las familias. Por ello, integrar el enfoque multidimensional permite a los tomadores de decisiones formular políticas públicas integrales de desarrollo social y económico.

Al comparar la pobreza monetaria y multidimensional, se observa una marcada diferencia entre ambas mediciones. En 2025, la pobreza monetaria ascendía a 25.7 %, 14 puntos porcentuales por debajo de la medición de la pobreza multidimensional (39.7 %). Si bien la brecha entre ambas mediciones se ha reducido en comparación con el año previo (en 2024, la diferencia era igual a 16.8 pp), la distancia se ha ampliado respecto de 2004, cuando la diferencia era igual a 5.6 pp.

¹⁴La desagregación a nivel de persona ayuda a precisar el alcance del avance: la atención en farmacia, que en la práctica opera como automedicación, retrocede de 25,2 % a 21,8 %, mientras la atención en establecimiento formal aumenta de 29,8 % a 32,1 %.

Figura 4: Tasa de incidencia de la pobreza multidimensional y monetaria, 2004–2025



Cabe señalar que estas medidas responden a velocidades distintas dada su naturaleza. La pobreza monetaria refleja ajustes de corto plazo, en precios, empleo e ingresos. Por su parte, el índice multidimensional está compuesto mayoritariamente por variables *stocks* que difícilmente varían año a año (tales como el material de la vivienda, la conexión a la red pública, el logro educativo acumulado).

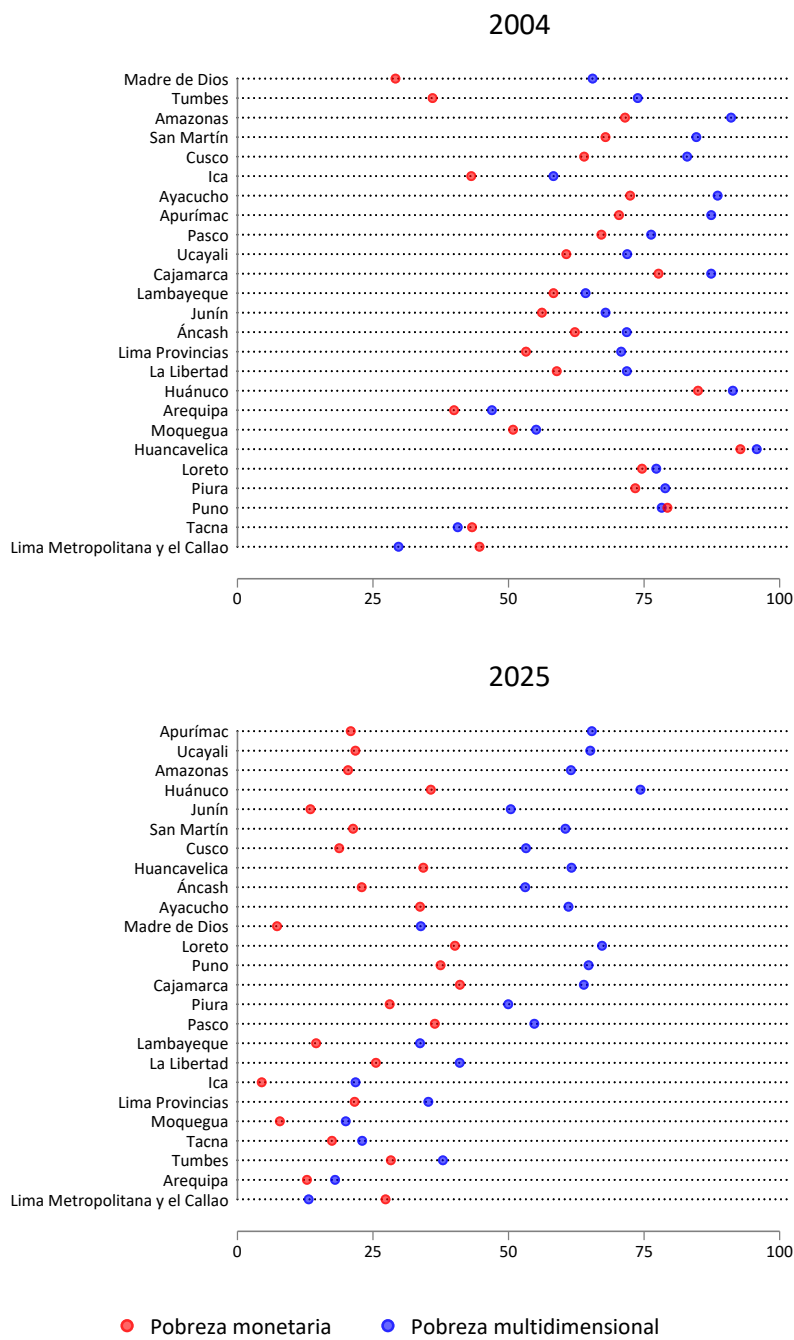
4.4. Análisis territorial de la pobreza multidimensional

La desagregación departamental muestra que la mejora observada en el promedio nacional no modifica de manera sustantiva el patrón territorial identificado en el estudio base. En 2025, los mayores niveles de pobreza multidimensional continúan concentrándose en departamentos como Cajamarca, Loreto, Puno, Pasco, Huánuco y Huancavelica, mientras que los menores niveles relativos se registran en Ica, Madre de Dios, Moquegua y Arequipa.

En comparación con 2024, el resultado principal no es un cambio en el ordenamiento territorial, sino una reducción en las magnitudes. Es decir, la actualización al 2025 muestra una mejora en los niveles de pobreza multidimensional, pero no altera el diagnóstico central del anterior documento: las brechas departamentales siguen siendo marcadas y los departamentos históricamente más rezagados continúan concentrando mayores privaciones.

Figura 5: Tasa de incidencia de la pobreza multidimensional y monetaria según departamentos, 2004-2025

(Porcentaje respecto del total de la población, %)



Fuente: INEI-ENAH0 2004-2025.

Esto muestra que la reducción promedio nacional no refleja las disparidades territoriales que permanecen constantes. En varios departamentos, la pobreza multidimensional sigue ubicándose por encima de la pobreza monetaria, lo que sugiere que las brechas de bienestar no se explican únicamente por ingresos, sino también por la acumulación de privaciones en servicios básicos, vivienda, salud, empleo y protección social.

4.5. Efecto del acceso al agua potable sobre la pobreza multidimensional

4.5.1. Efecto estimado - ATET

La Tabla 2 presenta el efecto promedio del acceso al agua potable sobre los hogares que cuentan con el servicio (ATET), estimado por IPWRA para 2025. Los resultados se dividen de la siguiente manera: (i) el efecto utilizando el índice IPM original; (ii) el efecto a partir de un índice censurado, que excluye el indicador de acceso a agua potable, (iii) el efecto sobre la pobreza monetaria.

Tabla 2: Efecto del acceso al agua potable sobre la pobreza (ATET, IPWRA), 2025

	IPM completo (16 indicadores)	IPM sin agua (15 indicadores)	Pobreza monetaria
<i>Probabilidad de ser pobre (%)</i>			
Con acceso al agua	32,48	34,13	18,67
Sin acceso (contrafactual)	69,28	60,96	30,28
<i>Efecto estimado</i>			
ATET (pp)	-36,80	-26,83	-11,61
Error estándar	1,56	1,61	1,45
IC 95 %	[-39,86; -33,74]	[-29,98; -23,69]	[-14,44; -8,77]
<i>Muestra</i>			
Observaciones	23.665	23.665	33.667
Tratados	20.428	20.428	29.089
Controles	3.237	3.237	4.578

Nota: cifras en puntos porcentuales. Todos los efectos son significativos al 1 %. La media contrafactual es la probabilidad de pobreza que tendrían los hogares tratados en ausencia del servicio. Covariables: edad y edad al cuadrado del jefe de hogar, sexo, situación conyugal, lengua materna indígena, residencia rural y efectos fijos de dominio geográfico.

En 2025, un hogar con acceso al agua potable presenta una probabilidad de ser pobre multidimensional de 32.5 %, frente al 69.3 % que tendría ese mismo hogar sin el servicio, es decir, una diferencia de 36.8 puntos porcentuales. Sobre la pobreza monetaria, el efecto es de 11.6 puntos. Cabe señalar que este efecto se interpreta a nivel de hogar, en tanto que el análisis agregado del acceso al servicio de agua se explora en la sección 4.6.

Dado que el IPM contiene el acceso al agua como uno de sus componentes, dicho efecto debe tomarse con precaución, pues contar con el servicio reduce el puntaje de privación del hogar por definición y puede llevarlo a dejar de ser contabilizado como pobre. A esta reducción, proveniente de la construcción del índice y no de una mejora efectiva en el bienestar del hogar, la denominamos *efecto contable*.

Para separarlo, el ejercicio se repite con un índice que excluye el agua como indicador, dado que el efecto estimado sobre ese índice recoge únicamente el hecho de que los hogares con servicio presentan menores privaciones en las demás dimensiones del bienestar. En este caso, el efecto asciende a 26.83 puntos porcentuales, equivalente al 72.9 % del efecto total. Los 9.97 puntos de diferencia constituyen el efecto contable.

Una prueba de placebo confirma el resultado: al retirar del índice un indicador ajeno a los servicios de saneamiento, el acceso a TIC, la diferencia es de apenas 0.56 puntos frente a los 9.97 que produce retirar el agua.

El margen de error de esa partición se obtiene por *bootstrap*, esto es, repitiendo el cálculo doscientas veces sobre muestras extraídas de la propia encuesta y respetando su diseño por

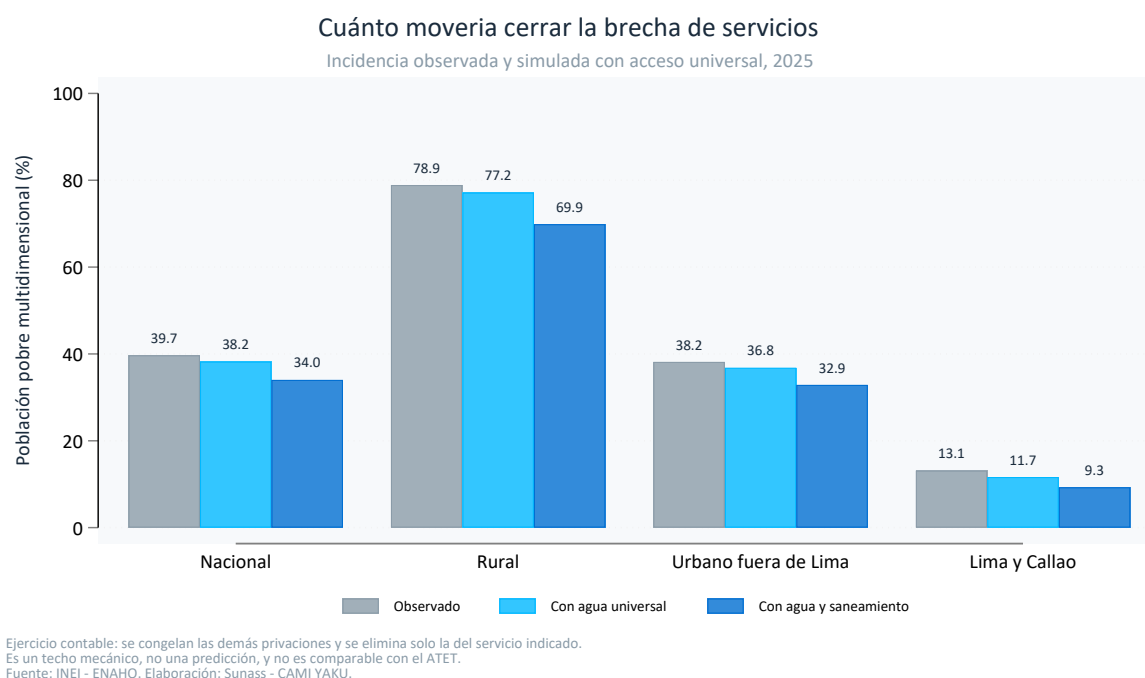
conglomerados. El efecto contable resulta de 9.97 puntos con un error estándar de 1.11, de modo que su participación no supera un tercio del efecto total en ningún punto del intervalo de confianza.

Las pruebas de validez respaldan la estimación. Las distribuciones del puntaje de propensión de ambos grupos se superponen en todo el rango relevante, de modo que se cumple el supuesto de soporte común. En cuanto al balance de covariables, tras la ponderación todas las razones de varianzas se ubican dentro del rango 0.80–1.25 y las diferencias estandarizadas por debajo de 0.10, con la única excepción de la residencia rural, que pasa de $-0,583$ en la muestra sin ponderar a $-0,119$ tras la ponderación.

4.6. Estimación de la pobreza en un escenario de acceso universal al agua potable

Al 2025, el 88.0 % de la población nacional tiene acceso a agua y el 69.9 %, a saneamiento. En el ámbito rural, las brechas son considerablemente mayores: 21.8 % de la población carece de agua y el 75.2 % de saneamiento, frente a 8.8 % y 12.1 % respectivamente en Lima y Callao¹⁵. Al respecto, resulta relevante identificar el efecto del acceso universal a dichos servicios sobre la pobreza multidimensional.

Figura 6: Incidencia de pobreza multidimensional observada y bajo escenarios de acceso universal, 2025



La Figura 6 y el Cuadro 3 presentan el ejercicio: se elimina la privación correspondiente en los hogares que la padecen, se recalcula el índice y se compara con la incidencia observada.¹⁶

¹⁵Cifras estimadas con la Encuesta Nacional de Hogares 2025

¹⁶La simulación elimina la privación del indicador correspondiente sin modificar el resto del vector de privaciones del hogar. No incorpora, por tanto, los efectos que el acceso al agua produce sobre la salud, el tiempo disponible o la acumulación de capacidades, que la evidencia documenta y que el propio ATET sugiere. Los valores del Cuadro 3 constituyen, en ese sentido, un *piso* del efecto total y no una estimación completa.

Universalizar el acceso al agua reduciría la incidencia en 1.46 puntos porcentuales; universalizar simultáneamente el acceso al agua y al saneamiento la reduciría en 5.66 puntos. El cierre conjunto tiene un efecto marcadamente mayor en el ámbito rural, donde llevaría la incidencia de 78.9 % a 69.9 %, una reducción de 9.02 puntos. Que el saneamiento aporte más que el agua refleja tanto su mayor privación remanente como el hecho de que ambos indicadores pesan igual dentro del índice.

Estos resultados son complementarios al análisis del ATET de la sección previa. El ATET mide en qué medida varía la probabilidad de un hogar de ser pobre cuando pasa de no tener el servicio a tenerlo. La simulación, en cambio, mide el cambio agregado de la incidencia cuando ese tránsito se aplica al conjunto de hogares que hoy presentan la privación, que representan el 12.0 % del total.

Tabla 3: Incidencia de pobreza multidimensional bajo escenarios de acceso universal, 2025

Ámbito	Observada 2025	Con agua universal	Δ agua	Con agua y saneamiento	Δ ambos
Nacional	39.70	38.24	-1.46	34.03	-5.66
Rural	78.91	77.17	-1.74	69.89	-9.02
Urbano fuera de Lima	38.17	36.84	-1.33	32.88	-5.29
Lima y Callao	13.14	11.65	-1.49	9.30	-3.84

Nota: cifras en porcentaje de la población cubierta por el índice, esto es, los hogares con información completa en los dieciséis indicadores (65.3 % de la población en 2025). El escenario supone que el hogar accede al servicio y mantiene igual todo lo demás.

En el ámbito rural, donde el 21.8 % de la población carece de agua, cerrar esa brecha reduce la incidencia en 1.74 puntos; en Lima y Callao, con apenas 8.8 % de población sin acceso, la reducción es de 1.49 puntos. Una brecha dos veces y media mayor produce, por tanto, un efecto apenas superior. La explicación está en la profundidad de la pobreza. En Lima los hogares pobres se ubican próximos al umbral, de modo que eliminar la privación de agua basta para que lo crucen. De cada cien personas sin servicio, diecisiete dejan de ser pobres multidimensionales al conectarse. En el ámbito rural la carencia de agua se acumula con privaciones en vivienda, empleo y educación, y los hogares se sitúan muy por encima del umbral. Retirar una sola privación mejora sus condiciones pero rara vez modifica su clasificación, y solo ocho de cada cien logran cruzarlo. El cierre conjunto de agua y saneamiento, en cambio, sí produce el mayor efecto en el ámbito rural, precisamente porque retira dos privaciones a la vez.

5. Conclusiones

- El presente documento de trabajo analiza la evolución de la pobreza multidimensional para el periodo 2004-2025, a partir del método Alkire-Foster y estima el efecto del acceso al agua potable sobre la probabilidad de que un hogar sea considerado pobre multidimensional.
- Al 2025, se registra una reducción de la incidencia equivalente a 4.7 puntos porcentuales en comparación con el año anterior (de 44.4 % en 2024, la incidencia baja a 39.7 % en 2025), principalmente explicada por una mejora en los indicadores de acceso a atención médica salud y la reducción del subempleo, medido por horas trabajadas. Sin embargo, la reducción promedio nacional no se refleja en un cambio del patrón territorial pues los departamentos de la selva y sierra del país permanecen rezagados.
- Al descomponer el índice, se encuentra que la reducción se concentra entre aquellos hogares ubicados cerca del umbral de pobreza (margen extensivo del índice). Por su parte, la intensidad se mantuvo constante en ambos años (47.9 %), lo cual evidencia que aquellos hogares

aún considerados pobres multidimensionales, no han presentado cambios significativos en torno a las carencias acumuladas que enfrentan.

- La estimación del impacto del acceso al agua potable muestra la asociación robusta de esta dimensión del bienestar sobre la pobreza multidimensional. Un hogar sin conexión tiene una probabilidad de 69.3 % de ser pobre. El acceso al servicio reduce esta probabilidad en 36.8 puntos porcentuales.
- Finalmente, el documento estima el efecto de la cobertura universal de los servicios de agua y saneamiento sobre la pobreza a nivel agregado. Los resultados evidencian que universalizar el acceso al agua para toda la población reduciría la incidencia nacional de la pobreza en 1.46 puntos porcentuales; mientras que agregar el acceso a saneamiento conjunto, disminuye la incidencia en 5.66 puntos. El impacto es mayor en el ámbito rural, donde la cifra de pobreza cae hasta en 9.02 pp.

Referencias

- Alkire, S., Foster, J., Seth, S., Santos, M. E., Roche, J. M., and Ballon, P. (2015). *Multidimensional Poverty Measurement and Analysis*. Oxford University Press, Oxford.
- Sen, A. (1999). *Development as Freedom*. Oxford University Press, Oxford.
- Słoczyński, T. and Wooldridge, J. M. (2018). A general double robustness result for estimating average treatment effects. *Econometric Theory*, 34(1):112–133.
- StataCorp (2021). *Stata Treatment-Effects Reference Manual: Release 17*. Stata Press, College Station, TX.
- SUNASS (2025). Pobreza multidimensional en el Perú y acceso al servicio de agua potable, 2004-2024. Documento de Trabajo 2025-001, Superintendencia Nacional de Servicios de Saneamiento, Lima. Elaborado por A. Pérez Portocarrero y A. Velásquez Pérez. Serie de Documentos de Trabajo, Gerencia General, CAMI YAKU.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, MA, 2 edition.