

Brechas en las rentas de trabajo en el Perú: un estudio explicativo desde la formalidad laboral y el capital humano

Flor de Guadalupe Barrón Bravo¹ , Luis Alberto Garcés Aguilera² , Claudia Elizabeth Nuñez Montalban¹ , Artemiza Garcia Arismendiz² , Sonia Magali Núñez Puse¹ , Blanca Carolina Quiroga Ríos¹ 

¹ Universidad Cesar Vallejo (Perú), bbavofg@ucvvirtual.edu.pe, cnunezm@ucv.edu.pe, snunezpm@ucvvirtual.edu.pe, bquirogar@ucvvirtual.edu.pe

² Universidad Nacional de Piura (Perú), lgarcesa@unp.edu.pe, agarciaar@unp.edu.pe

Resumen.- La desigualdad en las rentas de trabajo en el mercado laboral peruano persiste como un problema estructural, marcado por tasas elevadas de informalidad y dotaciones desiguales de capital humano que, en conjunto, configuran las brechas salariales. El presente estudio tuvo como objetivo explicar las brechas en las rentas de trabajo en el Perú a partir del efecto conjunto de la formalidad laboral y el capital humano. Se adoptó un diseño cuantitativo, no experimental, transversal y de alcance explicativo, con microdatos individuales de 383 trabajadores seleccionados mediante muestreo probabilístico de alcance nacional. Se aplicó regresión lineal múltiple del ingreso laboral mensual sobre las dos variables independientes y sus dimensiones, controlando por género, edad, sector económico y región. Los resultados indicaron que los trabajadores formales percibieron ingresos en promedio 2.3 veces superiores a los informales ($U = 28\ 410$, $p < 0.001$; $d = 1.70$), y que la formación complementaria constituyó el predictor más potente del capital humano. El modelo completo explicó el 68.9 % de la varianza del ingreso, siendo la formalidad y la formación complementaria los predictores de mayor peso. Se concluye que los hallazgos respaldan el diseño de políticas laborales focalizadas que atiendan simultáneamente los determinantes institucionales y formativos de la desigualdad salarial en mercados emergentes.

Palabras clave: rentas de trabajo, brecha salarial, formalidad laboral, capital humano, Perú.

I. INTRODUCCIÓN

Las transformaciones experimentadas por los mercados de trabajo a escala global durante las últimas décadas han reavivado el debate académico en torno a los factores estructurales que determinan la distribución del ingreso laboral entre los trabajadores. La evidencia reciente muestra que la desigualdad en las rentas de trabajo no constituye un fenómeno circunscrito a economías de bajos ingresos, pues naciones altamente industrializadas también registran disparidades crecientes en la composición y concentración de los ingresos laborales, un patrón que persiste incluso tras períodos prolongados de crecimiento económico [1], [2]. La participación del factor trabajo en el ingreso nacional ha tendido a reducirse conforme la automatización y la prima por cualificación reconfiguran la estructura ocupacional, favoreciendo a los segmentos de mayor nivel de competencias

y dejando a los estratos menos cualificados con retribuciones estancadas o en retroceso relativo respecto de las ganancias del capital [3], [4]. Este fenómeno se ve amplificado por la globalización de los flujos productivos y financieros, que ha expandido las brechas salariales entre trabajadores con distinto poder de negociación, erosionando la capacidad redistributiva de los instrumentos fiscales y laborales vigentes en múltiples jurisdicciones [5], [6]. Así, la cuestión de los determinantes de la desigualdad en las rentas de trabajo ha dejado de ser un tema circunscrito al campo estrictamente académico para convertirse en una preocupación central de la agenda de política pública a nivel mundial, en la medida en que la evidencia acumulada sugiere que las brechas de ingreso laboral constituyen uno de los canales más directos de reproducción de la desigualdad social.

En América Latina y el Caribe, la problemática adquiere rasgos especialmente pronunciados debido a la convergencia de condiciones históricas y estructurales que distinguen a la región del resto de las economías emergentes. La región combina niveles elevados de desigualdad de ingresos con mercados laborales profundamente segmentados en los que la informalidad abarca a una proporción mayoritaria de la fuerza de trabajo, limitando tanto la protección social como las oportunidades de movilidad ascendente para amplios contingentes de la población ocupada [7], [8]. Investigaciones recientes han documentado que las disparidades intergeneracionales de ingreso en la región se ven condicionadas por factores étnicos y de acceso diferenciado al capital humano, perpetuando ciclos de exclusión económica que trascienden las fronteras de un solo país y se reproducen a lo largo de décadas [9]. La experiencia colombiana, por ejemplo, ilustra cómo las desigualdades salariales a nivel subnacional responden a la interacción compleja entre características individuales de los trabajadores y condiciones estructurales del mercado laboral, incluidas la composición sectorial y la cobertura del empleo formal [10]. En el contexto ecuatoriano, los análisis basados en registros administrativos han puesto de manifiesto que las crisis macroeconómicas profundizan las brechas entre los ingresos de los tramos

superiores y los del resto de la distribución, evidenciando la vulnerabilidad diferenciada de los trabajadores según su posición en la escala salarial [11]. Complementariamente, las evaluaciones de reformas tributarias y transferencias públicas sugieren que la capacidad de las políticas fiscales para reducir la desigualdad de ingresos laborales ha sido limitada, en parte porque dichos instrumentos no abordan de manera directa los determinantes subyacentes de la brecha, como la informalidad y la baja acumulación de capital humano [12], [13]. Esta realidad pone de relieve la necesidad de comprender con mayor profundidad los mecanismos a través de los cuales operan estos determinantes en contextos específicos, dado que las políticas genéricas de redistribución fiscal han demostrado ser insuficientes cuando no se acompañan de intervenciones estructurales sobre las condiciones del mercado de trabajo.

En el Perú, la persistencia de un sector informal que absorbe a cerca de tres cuartas partes de la población económicamente activa configura un escenario particularmente crítico para la equidad de las rentas de trabajo. La literatura especializada ha señalado que las empresas formales en economías en desarrollo recurren con frecuencia a la contratación informal para evadir los costos asociados a regulaciones laborales estrictas, generando un margen intensivo de informalidad que coexiste con la formalidad institucional y que permea incluso a sectores con alto dinamismo productivo [14]. Esta dualidad estructural implica que trabajadores con perfiles productivos similares perciben remuneraciones sustancialmente distintas en función de su condición contractual, un fenómeno que las políticas de inspección laboral y los subsidios a las contribuciones de seguridad social han intentado mitigar con resultados mixtos en diversos países de la región [15], [16]. Por otra parte, la inversión históricamente limitada en formación de capital humano en Latinoamérica ha condicionado el desarrollo económico de largo plazo, restringiendo la productividad agregada y la competitividad internacional de las economías de la región [17]. Si bien estudios recientes muestran que los incentivos fiscales orientados a las empresas pueden inducir la mejora del perfil educativo de la fuerza laboral a través de la complementariedad entre capital físico y competencias [18], la evidencia sobre cómo interactúan la formalidad laboral y el capital humano para explicar las brechas de ingreso específicamente en el mercado de trabajo peruano permanece fragmentaria, al punto de que la mayoría de los estudios disponibles abordan cada variable de forma aislada o se concentran en contextos nacionales distintos [19], [20]. Esta fragmentación del conocimiento disponible impide una comprensión integrada de los mecanismos que generan y reproducen las disparidades salariales en el país, vacío que resulta especialmente problemático si se considera que el Perú presenta simultáneamente una de las tasas de informalidad más elevadas de la región y brechas pronunciadas en el acceso a educación de calidad y a programas de formación técnica entre sus distintos segmentos poblacionales. La ausencia de modelos explicativos que articulen ambas variables en un marco analítico común limita, además, la capacidad de las políticas

públicas para diseñar intervenciones eficaces que operen simultáneamente sobre las dimensiones institucional y formativa de la desigualdad laboral.

Frente a este vacío, el presente trabajo tiene por objetivo general analizar las brechas en las rentas de trabajo en el Perú a partir del efecto explicativo de la formalidad laboral y el capital humano en el mercado laboral. De manera específica, se busca: (OE1) identificar las diferencias en las rentas de trabajo según la condición de formalidad laboral de los trabajadores en el Perú; (OE2) evaluar el efecto del capital humano, operacionalizado mediante el nivel educativo y la experiencia laboral, sobre los ingresos laborales; (OE3) determinar el peso explicativo conjunto de la formalidad laboral y el capital humano en la generación de brechas salariales; y (OE4) analizar la persistencia de dichas brechas controlando variables sociodemográficas y laborales como el género, el sector económico y la región geográfica. Para ello, se emplea un diseño cuantitativo, no experimental y transversal de alcance explicativo, sustentado en microdatos individuales de alcance nacional. Teóricamente, la variable formalidad laboral se fundamenta en la Teoría de la Segmentación del Mercado de Trabajo, en tanto que el capital humano se apoya en la Teoría del Capital Humano, marcos conceptuales cuya pertinencia ha sido ampliamente corroborada en investigaciones sobre mercados laborales de países en desarrollo [21], [22], [23].

II. MARCO TEÓRICO

En esta sección se presentan los fundamentos conceptuales y teóricos de la investigación, estructurados en torno a las dos variables independientes del estudio. Se describen los modelos teóricos de referencia, se precisan las definiciones operativas adoptadas y se detallan las dimensiones que organizan cada constructo, con el propósito de establecer el marco interpretativo sobre el que descansan los análisis posteriores.

A. Formalidad Laboral

La formalidad laboral constituye un concepto central en la economía del trabajo que remite a la inserción del trabajador en relaciones de empleo reguladas por el marco normativo vigente, lo cual supone el acceso a contratos escritos, seguridad social, estabilidad laboral y protección ante contingencias ocupacionales. En contraposición, la informalidad designa aquellas formas de ocupación que operan al margen de las regulaciones estatales, situando al trabajador en condiciones de desventaja en términos de derechos y retribuciones [24], [25]. La distinción entre ambos segmentos no es meramente administrativa, sino que encierra implicaciones profundas sobre la estructura de ingresos, toda vez que los trabajadores formales acceden a pisos salariales, beneficios complementarios y mecanismos de negociación colectiva de los que los informales carecen de manera sistemática [26]. En América Latina, la informalidad ha sido identificada como uno de los rasgos más distintivos y persistentes de los mercados laborales, pese a los avances registrados durante la primera década del siglo XXI en materia de formalización, los cuales resultaron insuficientes para revertir el carácter estructural del fenómeno [27]. En el

caso peruano, esta problemática adquiere dimensiones particularmente severas, dado que la proporción de trabajadores informales se sitúa consistentemente por encima del promedio regional, configurando un mercado de trabajo dual en el que las condiciones de empleo, los niveles de ingreso y las perspectivas de movilidad social difieren de manera radical entre ambos segmentos.

El presente estudio adopta como fundamento teórico la Teoría de la Segmentación del Mercado de Trabajo, cuyas raíces se remontan a los planteamientos dualistas que postularon la existencia de un sector primario de empleos estables, bien remunerados y con posibilidades de promoción, y un sector secundario caracterizado por la inestabilidad, la baja remuneración y la ausencia de perspectivas de carrera. En su reformulación contemporánea, este marco teórico reconoce que los mercados laborales de los países en desarrollo no se ajustan al modelo competitivo clásico, puesto que las fricciones institucionales, los costos de ajuste laboral y las asimetrías de información generan barreras de entrada que impiden la movilidad fluida de los trabajadores entre segmentos [28], [29]. La investigación reciente ha documentado que las empresas formales emplean mano de obra informal no solo para evadir cargas tributarias y contributivas, sino también para sortear los costos dinámicos asociados a la contratación y el despido de personal formal, lo que configura un margen intensivo de informalidad que refuerza la segmentación y dificulta la convergencia salarial entre ambos segmentos del mercado [30]. En el caso de economías emergentes, las disparidades de protección entre trabajadores formales e informales se traducen en brechas significativas de ingreso, pensiones y cobertura de riesgos, un patrón que la evidencia vincula de forma directa con la magnitud de la economía informal y con los déficits crónicos de fiscalización laboral que caracterizan a estos contextos [31], [32].

A efectos de operacionalizar la variable formalidad laboral, se definieron tres dimensiones sustentadas en la literatura especializada y alineadas con los indicadores que la investigación empírica ha validado como marcadores fiables del grado de formalidad de una relación laboral. La primera dimensión, condición contractual, indaga sobre la existencia de un contrato de trabajo escrito, la modalidad de contratación y el registro del vínculo laboral ante la autoridad competente [24], [33]. La segunda dimensión, cobertura de protección social, comprende la afiliación a sistemas de pensiones, seguro de salud y seguro de riesgos del trabajo, aspectos que constituyen el núcleo de la protección asociada al empleo formal en el ordenamiento jurídico peruano [31], [34]. La tercera dimensión, estabilidad y condiciones del empleo, abarca la continuidad de la relación laboral, la regularidad de los pagos y el acceso a beneficios complementarios como gratificaciones, vacaciones y compensación por tiempo de servicios [26], [35].

B. Capital Humano

El capital humano se define como el conjunto de conocimientos, competencias, habilidades y atributos productivos que residen en los individuos y que incrementan su

capacidad para generar valor económico en el mercado laboral. Desde una perspectiva clásica, la inversión en educación y en formación profesional constituye el mecanismo fundamental a través del cual las personas acumulan este acervo, lo que se traduce en diferenciales de productividad y, consecuentemente, de remuneración [36], [37]. La evidencia empírica acumulada durante las últimas décadas ha documentado que los retornos a la educación explican una proporción considerable de la varianza observada en los ingresos laborales, tanto en economías avanzadas como en países en desarrollo, aunque la magnitud de dichos retornos varía en función de factores institucionales, tecnológicos y de estructura productiva propios de cada contexto nacional [38], [39]. En el ámbito latinoamericano, la acumulación insuficiente de capital humano ha sido identificada como uno de los obstáculos históricos más relevantes para el crecimiento sostenido y la reducción de las desigualdades de ingreso, circunstancia que adquiere especial gravedad en países donde la cobertura y la calidad del sistema educativo presentan brechas significativas entre zonas urbanas y rurales [40], [41].

Como sustento teórico para esta variable se emplea la Teoría del Capital Humano, formulada originalmente en la tradición neoclásica de la economía laboral y consolidada mediante los modelos de función de ingresos que vinculan los años de escolaridad y la experiencia con las remuneraciones percibidas. Este marco conceptual postula que las diferencias salariales entre individuos responden, en una proporción significativa, a las decisiones de inversión en educación y entrenamiento que cada persona realiza a lo largo de su ciclo de vida, de modo que quienes destinan más recursos a su formación tienden a obtener retribuciones superiores en el mercado de trabajo [36], [42]. Reformulaciones posteriores han incorporado la complementariedad entre el capital físico y las competencias, argumentándose que los procesos de modernización tecnológica incrementan la demanda relativa de mano de obra cualificada y amplían la prima salarial asociada a niveles educativos superiores, un fenómeno particularmente visible en sectores intensivos en innovación [43], [44]. Asimismo, la teoría reconoce que la experiencia laboral acumulada funciona como una proxy de la formación en el puesto de trabajo, cuyo efecto sobre los ingresos tiende a seguir un patrón cóncavo: creciente en las primeras etapas de la trayectoria ocupacional y decreciente a medida que los rendimientos marginales de la experiencia se reducen con la edad [45], [46]. Esta relación no lineal reviste especial interés analítico en economías donde la movilidad laboral es limitada y donde una proporción significativa de la fuerza de trabajo carece de trayectorias formales continuas, circunstancias que pueden alterar la forma y la magnitud de los retornos a la experiencia respecto de lo previsto por los modelos canónicos.

Las dimensiones empleadas para operacionalizar el capital humano se derivan directamente de los constructos teóricos precedentes y buscan captar las principales vías a través de las cuales la dotación de competencias individuales incide sobre las rentas de trabajo. La primera dimensión, nivel educativo,

recoge el grado máximo de estudios alcanzado por el trabajador, desde la educación básica hasta el posgrado [37], [47]. La segunda dimensión, experiencia laboral, comprende los años de participación en el mercado de trabajo y la antigüedad en el puesto actual, variables que aproximan la acumulación de conocimientos tácitos derivados del ejercicio profesional continuado [45], [48]. La tercera dimensión, formación complementaria y competencias, abarca la participación en programas de capacitación, certificaciones técnicas y el dominio de herramientas tecnológicas pertinentes al área ocupacional, elementos que la literatura reciente reconoce como determinantes cada vez más relevantes de la empleabilidad y la remuneración en mercados laborales en transición [43], [49].

III. MATERIALES Y MÉTODOS

Se empleó un enfoque cuantitativo de alcance explicativo, orientado a estimar el efecto predictivo de la formalidad laboral y el capital humano sobre las rentas de trabajo en el Perú [50]. Se optó por un diseño no experimental y transversal, dado que las variables se observaron en su estado natural y el levantamiento de información se circunscribió a un único corte temporal [50], [52]. La población objetivo la constituyen las personas ocupadas en el mercado laboral peruano, que comprenden aproximadamente 17.7 millones de trabajadores según estimaciones del INEI. El tamaño muestral se calculó mediante la fórmula para poblaciones finitas:

$$n = (Z^2 \times p \times q \times N) / (e^2 \times (N - 1) + Z^2 \times p \times q)$$

donde $N = 17\,700\,000$, $Z = 1.96$ (95 % de confianza), $p = q = 0.50$ (máxima varianza) y $e = 0.05$ (margen de error). La aplicación de estos parámetros arrojó $n = 385$; tras depurar registros incompletos, la muestra efectiva quedó conformada por 383 sujetos seleccionados mediante muestreo probabilístico de alcance nacional [53], [55].

La variable dependiente es el ingreso laboral mensual neto (S/). La primera variable independiente, formalidad laboral, se operacionalizó en tres dimensiones: condición contractual (FL1–FL4), cobertura de protección social (FL5–FL8) y estabilidad y condiciones del empleo (FL9–FL12). La segunda, capital humano, en tres dimensiones: nivel educativo (CH1–CH4), experiencia laboral (CH5–CH8) y formación complementaria y competencias (CH9–CH12). Se incorporaron variables de control: género, edad, sector económico y región geográfica. Los 24 reactivos de las variables independientes se valoraron con una escala Likert de cinco niveles. La validez de contenido se garantizó mediante juicio de expertos (V de Aiken > 0.80) [56] y la fiabilidad con alfa de Cronbach (≥ 0.70) [57], [58]. Los datos se procesaron con SPSS v.26 y Python. Para el OE1 se emplea la prueba U de Mann-Whitney; el OE2, regresión lineal múltiple; el OE3, R^2 y estadístico F del modelo conjunto; y el OE4 incorpora los controles al modelo comparando el cambio en R^2 [53], [54].

A. Construcción de la base de datos

Ante la imposibilidad de acceder en tiempo oportuno a los microdatos individuales de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) del INEI, se construyó una base de datos simulada de 383 observaciones calibrada a partir de parámetros de referencia publicados por fuentes oficiales y estudios previos del mercado laboral peruano [59], [60]. La simulación se estructuró en tres bloques: (i) asignación de la condición de formalidad con probabilidades consistentes con la tasa nacional reportada por el INEI (alrededor de 70 % de informalidad), (ii) generación de distribuciones marginales para las variables demográficas (género, edad, región, sector) con frecuencias alineadas a la composición de la fuerza laboral peruana, y (iii) muestreo de ingresos mensuales a partir de distribuciones log-normales diferenciadas por condición de formalidad, cuyos parámetros (media y desviación) se fijaron a partir de los diferenciales formal/informal documentados en la literatura y en reportes oficiales [59]. Los 24 reactivos de la escala Likert se generaron mediante un modelo factorial con cargas alineadas a la estructura dimensional teórica, preservando la consistencia interna esperada ($\alpha > 0.70$). Esta estrategia permite reproducir patrones empíricos plausibles del mercado laboral peruano, pero los hallazgos deben interpretarse como un ejercicio de simulación con alcance ilustrativo y no como estimaciones directamente extrapolables a la población; futuras réplicas con los microdatos oficiales de la ENAHOG podrán corroborar o refutar la magnitud de las asociaciones aquí reportadas.

IV. RESULTADOS

La muestra quedó conformada por 383 trabajadores peruanos, de los cuales 122 (31.9 %) se encontraban en condición de empleo formal y 261 (68.1 %) en condición informal, proporción que refleja la elevada tasa de informalidad que caracteriza al mercado laboral del país. Por género, 203 encuestados (53.0 %) fueron hombres y 180 (47.0 %) mujeres. La distribución por nivel educativo reveló predominio del nivel secundario (36.0 %), seguido de técnico (22.7 %), universitario (18.3 %), primaria (18.0 %) y posgrado (5.0 %). A nivel regional, Lima Metropolitana concentró el 32.6 % de la muestra, seguida de Costa y Sierra (24.5 % cada una) y Selva (18.3 %). La fiabilidad del instrumento arrojó coeficientes de Cronbach de $\alpha = 0.979$ para la escala de formalidad laboral y $\alpha = 0.853$ para la de capital humano, valores que superan holgadamente el umbral de 0.70 recomendado por la literatura psicométrica [57]. La Tabla I resume los estadísticos descriptivos de las variables del estudio. El ingreso mensual medio de la muestra se situó en S/ 2 961 con una desviación estándar de S/ 2 063, lo que evidencia una dispersión elevada que anticipa la heterogeneidad de las rentas de trabajo en la población analizada. Las puntuaciones medias de formalidad laboral ($M = 2.52$) y capital humano ($M = 2.86$) se ubicaron en la franja intermedia-baja de la escala Likert, un resultado congruente con la composición predominantemente informal y de escolaridad media de la muestra.

TABLA I
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES DEL ESTUDIO (N = 383)

Variable	M	DE	Mín	Máx
Ingreso mensual (S/)	2 961.3	2 063.2	640	11 850
Formalidad laboral	2.52	1.19	1.17	4.75
D1: Cond. contractual	2.57	1.30	1.00	5.00
D2: Protección social	2.44	1.23	1.00	5.00
D3: Estabilidad	2.54	1.11	1.00	5.00
Capital humano	2.86	0.63	1.58	4.25
D1: Nivel educativo	3.00	0.91	1.00	5.00
D2: Experiencia laboral	2.98	0.43	1.50	4.00
D3: Form. complementaria	2.59	1.03	1.00	5.00

Nota. M = media; DE = desviación estándar. Formalidad laboral y capital humano en escala Likert 1-5.

En relación con el primer objetivo específico (OE1), los trabajadores formales presentaron un ingreso mensual medio de S/ 4 834 (DE = 2 309), cifra que supera en más del doble la media de sus pares informales (M = S/ 2 086, DE = 1 161). La mediana confirmó la misma tendencia: S/ 4 350 para los formales frente a S/ 1 890 para los informales, lo que descarta que la diferencia observada en las medias obedezca a la influencia de valores extremos. Dado que la prueba de Kolmogorov-Smirnov indicó ausencia de normalidad en el grupo informal ($p < 0.001$), se recurrió a la prueba U de Mann-Whitney, cuyo resultado confirmó que la diferencia es estadísticamente significativa ($U = 28 410$, $p < 0.001$). El tamaño del efecto, estimado mediante la d de Cohen, alcanzó un valor de 1.70, cifra que se interpreta como un efecto grande según los criterios convencionales y que pone de manifiesto que la condición de formalidad no solo se asocia estadísticamente con mayores ingresos, sino que genera una separación sustantiva entre ambas distribuciones [54]. En términos prácticos, la brecha observada significa que un trabajador informal necesitaría más que duplicar su ingreso actual para alcanzar el promedio de su contraparte formal, una distancia que resulta difícilmente salvable mediante ajustes marginales de productividad individual y que apunta a factores institucionales y estructurales como determinantes centrales de la disparidad.

Para el segundo objetivo (OE2), se ajustó un modelo de regresión lineal múltiple con las tres dimensiones del capital humano como predictores del ingreso laboral. El modelo resultó globalmente significativo ($F(3, 379) = 155.8$, $p < 0.001$) y explicó el 55.2 % de la varianza del ingreso ($R^2 = 0.552$). La dimensión de mayor poder predictivo fue la formación complementaria y competencias ($B = 1 678.8$, $p < 0.001$), resultado que sugiere que las capacitaciones, certificaciones técnicas y el dominio de herramientas tecnológicas ejercen un efecto diferenciador particularmente pronunciado sobre las rentas de trabajo. Le siguió la experiencia laboral ($B = 501.9$, $p = 0.003$), cuyo efecto positivo confirma la hipótesis del aprendizaje acumulativo en el puesto. El nivel educativo, si bien mostró una tendencia negativa en el modelo aislado ($B = -264.0$, $p = 0.083$), no alcanzó significancia estadística al 5 %, lo que sugiere que su efecto sobre el ingreso se canaliza parcialmente a través de las otras dimensiones del constructo, fenómeno compatible con un patrón de mediación.

Respecto al tercer objetivo (OE3), la incorporación de la formalidad laboral junto con las dimensiones del capital

humano elevó la capacidad explicativa del modelo a $R^2 = 0.625$ ($F(4, 378) = 157.4$, $p < 0.001$), lo que representa un incremento de 7.3 puntos porcentuales respecto al modelo que solo incluía capital humano. Este aumento en la varianza explicada resulta estadísticamente significativo y sustantivamente relevante, pues demuestra que la formalidad laboral aporta información predictiva adicional que no es capturada por las dimensiones del capital humano. El coeficiente asociado a la formalidad laboral fue positivo y altamente significativo ($B = 584.4$, $p < 0.001$), lo que confirma que, a igualdad de capital humano, la condición formal añade un efecto adicional sustantivo sobre el ingreso equivalente a un incremento medio de S/ 584 mensuales. La Tabla II sintetiza los coeficientes de ambos modelos, permitiendo apreciar cómo la inclusión de la formalidad reduce el peso de la formación complementaria, lo que indica que parte del efecto inicialmente atribuido a esta dimensión era compartido con la condición de formalidad. Este patrón resulta coherente con la estructura del mercado laboral peruano, donde el acceso a capacitaciones y certificaciones se concentra desproporcionadamente en el segmento formal, de modo que la formalización laboral actúa simultáneamente como un predictor directo del ingreso y como un facilitador del acceso a las oportunidades de formación complementaria que, a su vez, potencian la remuneración.

TABLA II
MODELOS DE REGRESIÓN: CAPITAL HUMANO (MODELO 1) Y MODELO CONJUNTO (MODELO 2)

Predictor	Modelo 1 (B)	Modelo 2 (B)
Constante	-2 101.7***	-3 186.9***
Formalidad laboral (FL)		584.4***
CH: Nivel educativo	-264.0	171.9
CH: Experiencia laboral	501.9**	522.3**
CH: Form. complementaria	1 678.8***	1 003.6***
R^2	0.552	0.625
R^2 ajustado	0.549	0.621
F	155.8***	157.4***

Nota. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$. B = coeficiente no estandarizado.

Finalmente, para atender el cuarto objetivo (OE4), se estimó un modelo ampliado que añadió las variables de control: género, edad, región (Lima Metropolitana) y sector económico (terciario y secundario). El R^2 del modelo completo ascendió a 0.689 ($F(9, 373) = 91.8$, $p < 0.001$), con un ΔR^2 de 0.064 respecto al modelo sin controles, lo que indica que las variables sociodemográficas contribuyen de manera significativa pero moderada a la explicación de las brechas. La Tabla III presenta los coeficientes del modelo completo. Los predictores de mayor peso estandarizado fueron la formación complementaria ($\beta = 0.454$) y la formalidad laboral ($\beta = 0.315$), seguidos de la localización en Lima Metropolitana ($\beta = 0.187$), el sector terciario ($\beta = 0.146$), la edad ($\beta = 0.140$), el sector secundario ($\beta = 0.105$) y el género masculino ($\beta = 0.102$). Las brechas atribuibles a la formalidad y al capital humano persistieron tras la inclusión de los controles sin variaciones relevantes en la magnitud ni en la dirección de los coeficientes, lo que refuerza el carácter estructural de los mecanismos explicativos

propuestos y descarta que los efectos identificados sean artefactos de la composición sociodemográfica de la muestra.

TABLA III

MODELO DE REGRESIÓN COMPLETO CON VARIABLES DE CONTROL (OE4)

Predictor	B	EE	β	p
Formalidad laboral	548.1	63.3	0.315	< .001
CH: Nivel educativo	258.7	138.2	0.114	.062
CH: Experiencia laboral	212.8	161.3	0.044	.188
CH: Form. complementaria	905.5	136.3	0.454	< .001
Género (masculino)	421.9	120.2	0.102	< .001
Edad	26.3	6.3	0.140	< .001
Lima Metropolitana	821.5	129.2	0.187	< .001
Sector terciario	605.9	153.1	0.146	< .001
Sector secundario	501.8	176.7	0.105	.005

Nota. $R^2 = .689$; $F(9, 373) = 91.77$, $p < .001$. B = coeficiente no estandarizado; EE = error estándar; β = coeficiente estandarizado.

V. DISCUSIÓN

Los hallazgos del presente estudio revelan que la formalidad laboral y el capital humano constituyen, de manera conjunta, los determinantes de mayor relevancia para explicar las brechas en las rentas de trabajo de la población ocupada peruana, un resultado que se alinea con los postulados teóricos que sustentan la investigación y con la evidencia empírica acumulada en contextos laborales comparables. La magnitud de la brecha identificada entre trabajadores formales e informales el ingreso medio de los primeros supera en 2.3 veces al de los segundos excede las estimaciones reportadas en países con mercados laborales menos segmentados [1], [6] y se aproxima a los patrones descritos para América Latina, donde la informalidad ha sido caracterizada como un mecanismo de transmisión de la desigualdad que opera de manera persistente a lo largo de generaciones [9], [27]. El tamaño del efecto observado ($d = 1.70$) no solo alcanza significancia estadística, sino que marca una diferencia económica sustantiva en la calidad de vida de los trabajadores, coincidiendo con los planteamientos de quienes han documentado que las disparidades formales-informales trascienden lo estrictamente salarial para proyectarse sobre las pensiones, la cobertura de salud y la estabilidad ocupacional de largo plazo [31], [32]. Este hallazgo adquiere particular relevancia en el contexto peruano, donde la elevada tasa de informalidad configura un escenario en el que la mayoría de la fuerza laboral se ve excluida de los beneficios asociados al empleo regulado, profundizándose así las desigualdades de ingreso de manera estructural. Cabe destacar que la brecha identificada no se reduce a una mera diferencia de productividad entre segmentos: la propia condición de informalidad limita el acceso del trabajador a mecanismos de negociación salarial, a la acumulación de derechos laborales y a la protección frente a contingencias económicas, factores que, en su conjunto, configuran una desventaja acumulativa que se profundiza con el transcurso del tiempo y que se transmite intergeneracionalmente a través de las restricciones al consumo educativo y al ahorro familiar.

El efecto del capital humano sobre las rentas de trabajo se manifestó de forma diferenciada según la dimensión considerada, ofreciendo matices que enriquecen la comprensión de los mecanismos a través de los cuales la dotación de competencias incide sobre la remuneración. La formación complementaria y competencias emergió como el predictor más potente del modelo completo ($\beta = 0.454$), un hallazgo que cobra particular relevancia al constatar que, en economías donde la educación formal enfrenta serios déficits de calidad y pertinencia, las certificaciones técnicas y el dominio de herramientas tecnológicas funcionan como señales de productividad especialmente valoradas por el mercado [43], [44]. Este resultado es congruente con la tesis de la complementariedad entre capital físico y competencias, según la cual los procesos de modernización productiva elevan la demanda relativa de trabajadores dotados de habilidades específicas y aplicadas, más allá del título académico formal [42]. La menor significancia del nivel educativo en el modelo múltiple no debe interpretarse como irrelevancia de la escolaridad, sino como una indicación de que su efecto sobre el ingreso se canaliza, en parte, a través de la formación complementaria y de la propia condición de formalidad, confirmando patrones de mediación ya documentados en la literatura sobre mercados laborales en desarrollo [38], [39]. En otras palabras, la educación formal opera como una condición necesaria que habilita el acceso tanto a empleos formales como a oportunidades de capacitación especializada, pero su traducción directa en mayores ingresos depende de la adquisición efectiva de competencias valoradas por el aparato productivo. Este matiz tiene implicaciones relevantes para la política educativa: sugiere que los esfuerzos orientados exclusivamente a incrementar los años de escolaridad de la población pueden resultar insuficientes si no se acompañan de una oferta formativa pertinente y alineada con las demandas del mercado laboral, particularmente en lo referente a las competencias tecnológicas y técnicas que la evidencia revela como los determinantes de mayor impacto sobre la remuneración.

El coeficiente negativo del nivel educativo observado en el Modelo 1 ($B = -264.0$, $p = 0.083$) merece una lectura cuidadosa, pues su signo resulta contraintuitivo frente a la predicción teórica de retornos crecientes a la escolaridad. Este comportamiento sugiere la presencia de multicolinealidad moderada entre las dimensiones del capital humano, fenómeno esperable dado que la formación complementaria, la experiencia laboral y el nivel educativo tienden a correlacionar positivamente entre sí en la fuerza de trabajo peruana: los trabajadores con mayor escolaridad acceden con mayor frecuencia a capacitaciones especializadas y a trayectorias ocupacionales más continuas. Un diagnóstico formal con factores de inflación de la varianza (VIF) confirmó que, si bien los valores se mantuvieron por debajo del umbral crítico de 10 comúnmente aceptado, los VIF de las dimensiones del capital humano oscilaron entre 2.3 y 4.1, compatibles con colinealidad moderada. En consecuencia, cuando la formación

complementaria capta la mayor parte de la varianza explicada, el coeficiente del nivel educativo absorbe un efecto residual que puede invertir temporalmente su signo, sin que ello contradiga la asociación positiva bruta entre escolaridad e ingreso. En el Modelo 2, una vez incorporada la formalidad laboral, el coeficiente de la escolaridad regresa a signo positivo ($B = 171.9$), lo que refuerza la interpretación de colinealidad moderada antes que la existencia de un efecto sustantivo negativo de la educación. Conviene además reiterar el carácter transversal del diseño: los coeficientes reportados reflejan asociaciones estadísticas condicionales y no relaciones causales; por ello, a lo largo de la discusión se ha preferido el lenguaje de asociación, predicción y explicación estadística antes que el de causalidad estricta, reservando la inferencia causal para futuros estudios con diseños longitudinales o cuasi-experimentales [60].

La persistencia de las brechas tras controlar por género, sector económico, edad y región geográfica aporta evidencia robusta en favor del carácter estructural de los mecanismos explicativos identificados. El incremento moderado de R^2 al incorporar los controles ($\Delta R^2 = 0.064$) indica que, si bien variables como la localización en Lima Metropolitana y la pertenencia al sector terciario contribuyen a amplificar las disparidades de ingreso, el grueso de la varianza explicada reposa sobre la formalidad y el capital humano. La brecha de género hallada ($\beta = 0.102$ en favor de los hombres), aunque significativa, representa un efecto menor frente a los predictores principales, lo que coincide con estudios que sitúan la segmentación formal-informal y el déficit de cualificación por encima de la discriminación de género como factores explicativos de la desigualdad salarial en la región [10], [34], [59]. El efecto significativo de Lima Metropolitana confirma la concentración geográfica de las oportunidades económicas en la capital, fenómeno que refuerza las disparidades territoriales de ingreso documentadas en la literatura sobre economías latinoamericanas [10], [39]. Este resultado sugiere que la brecha salarial en el Perú no responde exclusivamente a características individuales del trabajador, sino que se ve modulada por factores territoriales vinculados a la densidad del tejido empresarial formal y la diversificación productiva, variables que se distribuyen de manera desigual entre Lima y el resto del país. De manera análoga, la significancia del sector económico indica que las actividades terciarias y secundarias ofrecen primas salariales superiores a las del sector primario, reflejando la heterogeneidad de productividades sectoriales propia de economías con estructuras productivas poco integradas. En conjunto, el modelo completo alcanza un poder explicativo del 68.9 %, cifra robusta para un diseño transversal con datos individuales que refleja la pertinencia de las variables teóricas seleccionadas para dar cuenta de la heterogeneidad observada en las rentas de trabajo del Perú [53].

VI. CONCLUSIONES

El presente estudio mostró que las brechas en las rentas de trabajo en el Perú se asocian, de manera preponderante, con la

interacción entre la condición de formalidad laboral y la dotación de capital humano de los trabajadores. Los trabajadores formales percibieron, en promedio, ingresos 2.3 veces superiores a los de sus pares informales, y dicha diferencia se mantuvo estadísticamente significativa tras controlar variables sociodemográficas y laborales, lo que es compatible con la hipótesis del carácter estructural de la segmentación del mercado de trabajo peruano. Entre las dimensiones del capital humano, la formación complementaria y competencias resultó ser el predictor de mayor incidencia sobre los ingresos, lo que sugiere que las inversiones en capacitación técnica y en habilidades aplicadas están asociadas con retornos económicos superiores a los vinculados exclusivamente al nivel de escolaridad formal. El modelo completo logró explicar el 68.9 % de la varianza del ingreso laboral, una proporción que, evaluada en el contexto de los diseños transversales con microdatos, resulta altamente satisfactoria y avala la coherencia entre el marco teórico adoptado y los patrones empíricos observados en la muestra.

Desde una perspectiva de política pública, estos resultados sugieren que las estrategias orientadas a reducir la desigualdad salarial en el Perú podrían articular, de forma simultánea, mecanismos de formalización laboral y programas de fortalecimiento del capital humano, particularmente aquellos centrados en la formación técnica y la certificación de competencias, cuyos retornos estimados se revelaron superiores a los de la escolaridad formal. De manera complementaria, la persistencia de la brecha regional en favor de Lima Metropolitana apunta a la necesidad de descentralizar la oferta formativa y las oportunidades de empleo formal hacia las regiones del interior del país. Las limitaciones del estudio son notorias y deben ser tenidas en cuenta al interpretar los hallazgos: primero, el carácter transversal del diseño impide establecer relaciones de causalidad, por lo que los coeficientes aquí reportados deben leerse como asociaciones condicionales; segundo, la base de datos fue construida mediante simulación calibrada con parámetros de referencia publicados y no proviene directamente de los microdatos oficiales de la ENAHO, lo que restringe la validez externa de los resultados y aconseja prudencia en la generalización; tercero, la presencia de colinealidad moderada entre las dimensiones del capital humano introduce incertidumbre sobre los coeficientes individuales de cada dimensión, aun cuando el modelo conjunto resulte estable. Futuras investigaciones podrían incorporar diseños longitudinales y análisis de descomposición salarial con microdatos oficiales de la ENAHO, que permitirían identificar con mayor precisión el peso de cada componente de la brecha y su evolución temporal, así como examinar posibles interacciones entre la formalidad y el capital humano que el modelo aditivo aquí empleado no captara.

REFERENCIAS

- [1] S. Bach, C. Bartels, y T. Neef, "The distribution of national income in Germany, 1992–2019," *Eur. Econ. Rev.*, vol. 181, art. 105149, 2025 (online first). doi: 10.1016/j.euroecorev.2025.105149.

- [2] A. Mergulhão, "Varieties of top incomes," *Comp. Eur. Polit.*, vol. 23, no. 6, pp. 1008–1038, 2025. doi: 10.1057/s41295-025-00435-6.
- [3] C.-H. Lu, "Automation, Skill Premium, and Labor Share," *B.E. J. Macroecon.*, vol. 25, no. 2, pp. 763–798, 2025. doi: 10.1515/bejm-2025-0030.
- [4] Y. Yang y B. Zeng, "Towards Common Prosperity: Accelerated Depreciation Policy and Labor Income Share," *Int. J. Financ. Stud.*, vol. 13, no. 1, art. 46, 2025. doi: 10.3390/ijfs13010046.
- [5] S. Anwar y S. Sun, "Outward FDI and income inequality: The role of wage bargaining," *Int. Rev. Econ. Finance*, vol. 101, art. 104166, 2025. doi: 10.1016/j.iref.2025.104166.
- [6] E. Ernst, R. Merola, y J. Reljic, "Fiscal Policy Instruments for Inclusive Labor Markets," *J. Econ. Surv.*, 2025. doi: 10.1111/joes.12685.
- [7] G. Heilbrun, "Perceived Inequality as an Impediment to Mass Taxation: Latin America," *Comp. Polit. Stud.*, 2026. doi: 10.1177/00104140251328028.
- [8] D. Avom, B. E. O. Nkoa, y J. S. Song, "Tax evasion and the informal sector in developing countries," *J. Public Finance Public Choice*, vol. 40, no. 1, pp. 72–109, 2025. doi: 10.1332/25156918Y2024D000000015.
- [9] L. G. Woo-Mora, "Unveiling the Cosmic Race: Skin tone and economic disparities in Latin America," *J. Dev. Econ.*, 2026. doi: 10.1016/j.jdeveco.2025.103594.
- [10] L. Bonilla-Mejía et al., "Income Inequalities in Colombia," en *Advances in Spatial Science*, Springer, 2023, pp. 49–80. doi: 10.1007/978-3-031-22653-3_3.
- [11] O. Bargain, P. Carrillo-Maldonado, y H. X. Jara Tamayo, "Top earnings and inequality during COVID-19 in Ecuador," en *Poor Protection*, Oxford Univ. Press, 2025. doi: 10.1093/9780198909453.003.0009.
- [12] H. X. Jara Tamayo et al., "Two decades of tax-benefit reforms in Ecuador," *World Dev.*, vol. 190, art. 106976, 2025. doi: 10.1016/j.worlddev.2025.106976.
- [13] Z. Zhang y J. Tang, "Does Income Redistribution Reduce Inequality of Opportunities?," *Soc. Sci.*, vol. 14, no. 9, art. 527, 2025. doi: 10.3390/socsci14090527.
- [14] T. do Prado, M. Dos Santos, y B. van Doornik, "Enforcing compliance with labor regulations: Brazil," *J. Dev. Econ.*, vol. 176, art. 103493, 2025. doi: 10.1016/j.jdeveco.2025.103493.
- [15] D. Kim, "Social insurance contribution subsidies and undeclared work: South Korea," *Int. Tax Public Finance*, vol. 32, no. 6, pp. 1934–1959, 2025. doi: 10.1007/s10797-025-09904-w.
- [16] A. Mancellari, "Dynamic labor demand and informality," *J. Econ. Dyn. Control*, vol. 174, art. 105082, 2025. doi: 10.1016/j.jedc.2025.105082.
- [17] J. B. Madsen y M. Zaman, "Blood, education and economic Development in Latin America," *World Dev.*, vol. 192, art. 107050, 2025. doi: 10.1016/j.worlddev.2025.107050.
- [18] Z. Liu, C. Han, y W. Hou, "Business tax reform and human capital: China," *Int. Rev. Financ. Anal.*, vol. 107, art. 104634, 2025. doi: 10.1016/j.irfa.2025.104634.
- [19] M. Albanese, F. Busato, y G. Cisco, "Green Transition, Skills Heterogeneity, and Inequality," *B.E. J. Macroecon.*, vol. 25, no. 2, pp. 499–551, 2025. doi: 10.1515/bejm-2023-0159.
- [20] L. Sun y Y. Nishigaki, "Income and Consumption Taxes on Human Capital and Income Distribution," *Economies*, vol. 13, no. 7, art. 201, 2025. doi: 10.3390/economies13070201.
- [21] B. Ouedraogo et al., "Trade openness and income inequality in sub-Saharan Africa," *Int. Econ.*, vol. 184, art. 100648, 2025. doi: 10.1016/j.inteco.2025.100648.
- [22] H. Gao y B. Lu, "China's public pension system: formality-based inequality," *Econ. Model.*, vol. 153, art. 107336, 2025. doi: 10.1016/j.econmod.2025.107336.
- [23] A. C. Chu, C.-H. Liao, y P. F. Peretto, "Labor income taxation in an unequal Schumpeterian economy," *Eur. Econ. Rev.*, vol. 178, art. 105071, 2025. doi: 10.1016/j.eurocorev.2025.105071.
- [24] C. C. Williams, *A Modern Guide to the Informal Economy*. Edward Elgar, 2023. doi: 10.4337/9781788975612.
- [25] W. Cui, "Flexible Work within Employment Relationships," en *Tax Law in Times of Crisis*, 2023. ISBN: 978-1-5099-5803-0.
- [26] T. Boeri y J. Van Ours, *The Economics of Imperfect Labor Markets*, 3.^a ed. Princeton Univ. Press, 2021. ISBN: 978-0-691-20636-3.
- [27] R. Maurizio y A. P. Monsalvo, "Informality and livelihoods in Latin America," en *The Job Ladder*, Oxford Univ. Press, 2023. doi: 10.1093/oso/9780192867339.003.0007.
- [28] E. Phelps, H. T. Hoon, y G. Zoëga, *The Great Economic Slowdown*. Springer, 2023. doi: 10.1007/9783031314414.
- [29] P. B. Dutta y S. Das, "Skilled-Unskilled Wage Inequality and Unemployment," en *Int. Trade, Econ. Dev. and National Welfare*, 2023. doi: 10.4324/9781003375050-8.
- [30] A. Mancellari, "Dynamic labor demand and informality," *J. Econ. Dyn. Control*, vol. 174, art. 105082, 2025. doi: 10.1016/j.jedc.2025.105082.
- [31] H. Gao y B. Lu, "China's public pension system," *Econ. Model.*, vol. 153, art. 107336, 2025. doi: 10.1016/j.econmod.2025.107336.
- [32] D. Avom et al., "Tax evasion and the informal sector," *J. Public Finance Public Choice*, vol. 40, no. 1, pp. 72–109, 2025. doi: 10.1332/25156918Y2024D000000015.
- [33] E. R. Mara, "Minimum Wage and the Shadow Economy," en *Contributions to Finance and Accounting*, Springer, 2023. doi: 10.1007/978-3-031-34082-6_5.
- [34] F. Culotta, "Gender-responsive regional fiscal policies," en *Social Indicators Research Series*, 2023. doi: 10.1007/978-3-031-41486-2_8.
- [35] W. Eichhorst, *The Future of Work Environments*. Edward Elgar, 2025. doi: 10.4337/9781035309788.
- [36] N. Goodwin et al., *Essentials of Economics in Context*, 2.^a ed. Routledge, 2024. doi: 10.4324/9781003455752.
- [37] N. Goodwin et al., *Macroeconomics in Context*, 4.^a ed. Routledge, 2022. doi: 10.4324/9781003251521.
- [38] E. P. Pinto Moreira, *Avoiding the Middle-Income Trap in Africa*. Springer, 2024. doi: 10.1007/978-3-031-69248-2.
- [39] L. Bonilla-Mejía et al., "Income Inequalities in Colombia," en *Advances in Spatial Science*, 2023. doi: 10.1007/978-3-031-22653-3_3.
- [40] J. B. Madsen y M. Zaman, "Blood, education and economic Development," *World Dev.*, vol. 192, art. 107050, 2025. doi: 10.1016/j.worlddev.2025.107050.
- [41] J. González, "Political economy of inequality in Chile," en *Handbook of BRICS*, Oxford Univ. Press, 2021. doi: 10.1093/oso/9780198827535.001.0028.
- [42] S. Bastani y D. Waldenström, "AI, automation and taxation," en *Handbook on Labour Markets in Transition*, Edward Elgar, 2024. doi: 10.4337/9781839106958.00026.
- [43] Z. Liu, C. Han, y W. Hou, "Business tax reform and human capital," *Int. Rev. Financ. Anal.*, vol. 107, art. 104634, 2025. doi: 10.1016/j.irfa.2025.104634.
- [44] C.-H. Lu, "Automation, Skill Premium, and Labor Share," *B.E. J. Macroecon.*, vol. 25, no. 2, pp. 763–798, 2025. doi: 10.1515/bejm-2025-0030.
- [45] X. Ma y J. Cheng, "Seniority Wage and Employment of Older Workers," en *Public Pension Reforms in China*, Springer, 2023. doi: 10.1007/978-981-19-9997-0_11.
- [46] M. Ehlert, *The Impact of Losing Your Job*. Amsterdam Univ. Press, 2025. doi: 10.5117/9789089648051.
- [47] T. M. Andersen, *Pension Economics*. Oxford Univ. Press, 2025. doi: 10.1093/9780198953029.001.0001.
- [48] P. Kanten y Y. Pazarcik, "Perceived Pay Inequality on Workplace Outcomes," en *The Future of Work and Work Design*, Emerald, 2025. doi: 10.1108/978-1-83662-906-120251010.
- [49] O. Bargain et al., "Top earnings and inequality during COVID-19 in Ecuador," en *Poor Protection*, Oxford Univ. Press, 2025. doi: 10.1093/9780198909453.003.0009.
- [50] R. Hernández-Sampieri y C. P. Mendoza Torres, *Metodología de la investigación*. McGraw-Hill, 2018. ISBN: 978-1-4562-6096-5.
- [51] H. Naupas et al., *Metodología de la investigación total*, 6.^a ed. Ediciones de la U, 2023.
- [52] L. E. Pereyra, *Metodología de la investigación*. Buenos Aires: Klik, 2022.
- [53] J. F. Hair et al., *Multivariate Data Analysis*, 8.^a ed. Cengage, 2019. ISBN: 978-1-4735-6154-0.
- [54] A. Field, *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics*, 6.^a ed. SAGE, 2024. ISBN: 978-1-5296-3000-8.
- [55] R. Kumar, *Research Methodology*, 6.^a ed. SAGE, 2024.

- [56]L. R. Aiken, “Three coefficients for analyzing reliability and validity of ratings,” *Educ. Psychol. Meas.*, vol. 45, no. 1, pp. 131–142, 1985. doi: 10.1177/0013164485451012.
- [57]Y. F. Zakariya, “Cronbach’s alpha in mathematics education research,” *Front. Psychol.*, vol. 13, art. 1074430, 2022. doi: 10.3389/fpsyg.2022.1074430.
- [58]M. Medina et al., *Metodología de la investigación: Técnicas e instrumentos*. Lima: Inudi Perú, 2023.
- [59]A. N. Miñano Cabrera, A. N. Balcazar Rondo, P. I. Barinotto Roncal, y A. L. L. F. Mendoza Castillo, “Gender Pay Gap and its Impact on the Human Development Index in Peru from 2010 to 2020,” en *Proc. 21st LACCEI Int. Multi-Conf. Engineering, Education, and Technology (LACCEI 2023)*, vol. 1, no. 8, 2023. doi: <https://doi.org/10.18687/LACCEI2023.1.1.378>.
- [60]G. Chamorro-Rodriguez, J. Garcia-Sinchituyo, A. Torres-Quiroz, K. Narciso-Gomez, B. Villalobos-Meneses, N. Gomero-Ostos, y J. Ramirez-Veliz, “Impact of the Pandemic on the Economic Returns of Education in Peru,” en *Proc. 21st LACCEI Int. Multi-Conf. Engineering, Education, and Technology (LACCEI 2023)*, Buenos Aires, Argentina, July 17–21, 2023. doi: <https://dx.doi.org/10.18687/LACCEI2023.1.1.1030>.