



Revista de Ciencias Sociales

Depósito legal ppi 201502ZU4662
Esta publicación científica en formato
digital es continuidad de la revista impresa
Depósito Legal: pp 197402ZU789
• ISSN: 1315-9518 • ISSN-E: 2477-9431

Universidad del Zulia. Revista de la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Vol. XXXII, Núm 1

ENERO-MARZO, 2026

Revista de Ciencias Sociales

Esta publicación científica en formato
digital es continuidad de la revista impresa
Depósito Legal: pp 197402ZU789
ISSN: 1315-9518

Modelado multivariante aplicado a la educación financiera: Impacto de la capacitación docente y los recursos pedagógicos

Bernedo-Moreira, David Hugo*
Papanicolau-Denegri, Jorge Nicolás Alejandro**
Hervacio-Lermo, Damaris Mery***
Romero-Carazas, Rafael****

Resumen

Este artículo analiza el impacto de la capacitación docente y el uso de recursos pedagógicos sobre la educación financiera en estudiantes egresados de secundaria en el sur del Perú. Se realizó un estudio básico, cuantitativo, no experimental y transversal con 1.400 participantes seleccionados aleatoriamente. Se aplicó un cuestionario de 27 ítems, con índice de fiabilidad ($\alpha = 0,995$). Los resultados revelaron que el modelo de ecuaciones estructurales explicó el 98,3% de la varianza en educación financiera; que la capacitación docente ejerce un efecto casi unitario sobre el uso de recursos pedagógicos ($\beta=0,938$); mientras que estos recursos son el principal determinante directo de la educación financiera ($\beta=0,948$); el efecto directo de la capacitación se vuelve marginal y no significativo ($\beta=0,067$) una vez controlada la mediación; que el 89% del impacto de la capacitación se canaliza de forma indirecta a través de los recursos pedagógicos, configurándose una mediación prácticamente completa. Se concluye que el motor de la educación financiera es la capacitación docente que se traduce en una utilización intensiva y efectiva de recursos pedagógicos, priorizando la dotación y acompañamiento en materiales didácticos, físicos y digitales, debiéndose reorientar la formación docente hacia competencias específicas de integración de dichos recursos en el aula.

Palabras clave: Educación financiera; capacitación docente; recursos pedagógicos; modelado de ecuaciones estructurales; mediación.

* Doctor en Filosofía con enfoque Multidisciplinar. Doctor en Educación. Magister en Gestión Pública. Docente Investigador en la Universidad Autónoma del Perú, Lima, Perú. E-mail: dbernedo@autonoma.edu.pe ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4883-8529>

** Doctorando en Ingeniería Industrial de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú. Magister en Gestión de Operaciones y Servicios Logísticos. Docente Investigador en la Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú. Docente en la Universidad César Vallejo, Lima, Perú. E-mail: npapanicolaud@unmsm.edu.pe ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0684-8542>

*** Magister en Gestión Pública. Licenciada en Educación. Docente en la Universidad Tecnológica del Perú, Lima, Perú. E-mail: c30324@utp.edu.pe ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0964-473X>

**** Posdoctorado en Investigación y Filosofía. Doctorado en Filosofía con enfoque en la Complejidad e Investigación Transdisciplinar. Magister en Gerencia Pública. Docente en la Universidad Tecnológica del Perú, Lima, Perú. E-mail: c28089@utpe.edu.pe ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8909-7782>

Multivariate modeling applied to financial education: Impact of teacher training and pedagogical resources

Abstract

This article analyzes the influence of teacher training and the use of pedagogical resources on the financial education of secondary school graduates in southern Peru. A basic, quantitative, non-experimental, cross-sectional study was conducted with 1,400 randomly selected participants. A 27-item questionnaire was applied, with reliability index ($\alpha = 0.995$). The results revealed that the structural equation model explained 98.3% of the variance in financial education; that teacher training exerts an almost unitary effect on the use of pedagogical resources ($\beta=0.938$), while these resources are the main direct determinant of financial education ($\beta=0.948$); the direct effect of training becomes marginal and non-significant ($\beta=0.067$) once mediation is controlled for; that 89% of the impact of training is channeled indirectly through pedagogical resources, configuring a practically complete mediation. It is concluded that the driving force of financial education is teacher training, which translates into an intensive and effective use of pedagogical resources, prioritizing the provision and support of didactic, physical and digital materials, and that teacher training should be reoriented towards specific competencies for the integration of these resources in the classroom.

Keywords: Financial education; teacher training; pedagogical resources; structural equation modeling; mediation

Introducción

La educación financiera se reconoce actualmente como una competencia esencial para el bienestar económico individual y la reducción de la desigualdad social (Molina et al., 2023). Su desarrollo efectivo en el ámbito escolar depende en gran medida de la capacitación docente, especialmente en un contexto de transformación educativa acelerada por la digitalización (Coaquira, 2020; Cano y Ordoñez, 2021; Santillán y Samada, 2023). Sin embargo, una formación docente verdaderamente efectiva solo se traduce en aprendizajes significativos cuando los profesores cuentan con recursos pedagógicos adecuados, tanto digitales como tradicionales, que hacen el contenido financiero más accesible, atractivo y aplicable para los estudiantes.

No obstante, en numerosos contextos geográficos, incluido el sur del Perú, el acceso

limitado a estas herramientas didácticas sigue siendo una barrera importante (Molina et al., 2023; Zavala et al., 2024), lo que pone de manifiesto la urgencia de políticas educativas que aborden de manera conjunta y sinérgica la formación docente y la provisión de herramientas didácticas. La interdependencia entre capacitación docente y disponibilidad de recursos, evidencia la necesidad de políticas educativas integrales que no solo formen al profesorado, sino que garanticen simultáneamente la dotación y el acompañamiento en el uso de materiales didácticos para cerrar las brechas existentes y lograr una implementación real de la educación financiera en las aulas.

En este contexto, la Ley peruana No. 31900 de 2023 establece la obligatoriedad de incorporar contenidos de educación financiera, tributaria, contabilidad, economía y derechos del consumidor en el currículo de la educación básica; sin embargo, enfrenta

el desafío de la falta de capacitación docente y recursos pedagógicos adecuados para su implementación, lo que limita el acceso de los estudiantes a conocimientos clave para tomar decisiones financieras informadas (Álvarez, 2023).

Esta carencia genera una brecha en la educación financiera de los jóvenes, quienes ingresan al mercado laboral sin las habilidades financieras básicas, contribuyendo a altos índices de endeudamiento y baja tasa de ahorro. Esta problemática se alinea con el ODS 4, que promueve una educación inclusiva y de calidad, garantizando oportunidades de aprendizaje para todos. Una formación financiera temprana empodera a los estudiantes y fomenta un desarrollo económico sostenible al formar ciudadanos responsables en sus decisiones financieras (Guevara y Rodríguez, 2021; Guterres y Junhua, 2024).

Por lo expuesto, se planteó como objetivo general determinar, mediante un modelo multivariante, el impacto conjunto e individual de la capacitación docente y del uso de recursos pedagógicos sobre el nivel de educación financiera de los estudiantes de la región sur del Perú. Para lograr este objetivo se plantearon las siguientes hipótesis:

H1: La combinación de la capacitación docente y el uso de recursos pedagógicos explica significativamente el nivel de educación financiera de los estudiantes de la región sur del Perú.

H2: La capacitación docente ejerce un efecto directo y positivo sobre el nivel de educación financiera de los estudiantes.

H3: El uso de recursos pedagógicos ejerce un efecto directo y positivo sobre el nivel de educación financiera de los estudiantes.

H4: La interacción entre la capacitación docente y el uso de recursos pedagógicos incrementa significativamente el efecto total sobre la educación financiera.

1. Fundamentación teórica

La educación financiera es una habilidad clave para el crecimiento económico

individual y colectivo (Ruiz y Cerrud, 2023). Esto es crítico para regiones donde aún existen brechas en la toma de decisiones financieras consientes (Salas y Ticlla, 2022). Por consiguiente, este marco de estudio se basó en una teoría integrativa que combina tres variables centrales: Capacitación docente, uso de recursos pedagógicos y educación financiera (las dos primeras para promover la última). Esta articulación proporciona los medios para explicar el constructo del aprendizaje financiero en el aula y añade evidencia sobre la interrelación entre la formación docente, el compromiso de los estudiantes y la aplicación del conocimiento.

Para comenzar, la variable de formación docente proviene de la teoría del aprendizaje constructivista de Piaget e Inhelder (1997) que afirma que el conocimiento no es simplemente una reproducción de la realidad; más bien, se construye a través de la participación activa con el entorno (Larios-Guzmán, 2022). En consecuencia, la formación dirigida a los docentes debería centrarse más en dotarlos de las habilidades necesarias para crear entornos de aprendizaje que promuevan el pensamiento crítico y la resolución de problemas (Chim-Manzanero y Zapata-González, 2022; Bernedo-Moreira et al., 2023).

De manera similar, Rodríguez et al. (2023) definen esta variable como un proceso sistemático de mejora pedagógica y profesional, destinado a mejorar la calidad del proceso de enseñanza-aprendizaje (Romero-Carazas et al., 2023), y a adaptarse a cambios educativos, tecnológicos y sociales (Aguirre-Canales et al., 2021). Así, la formación efectiva no es solo transmisión de conocimientos, sino también empoderar a los docentes para facilitar la construcción activa de la educación financiera por parte de los estudiantes (Delgado, 2024).

De forma articulada con lo anterior, la variable educación financiera se ancla en la teoría del capital humano propuesta por Becker en 1964, la cual sostiene que las inversiones en habilidades y conocimientos generan retornos económicos al mejorar el bienestar personal. En consecuencia, los

conocimientos financieros se conciben como una forma de capital humano que optimiza la toma de decisiones financieras y amplía las perspectivas económicas (Lechuga et al., 2021).

En línea con esta visión, Gaspar-Barrios et al. (2024) definen la educación financiera como el conjunto de conocimientos y habilidades que permiten tomar decisiones fundamentadas, incluyendo la planificación, la gestión de deudas (Ruiz y Cerrud, 2023), el ahorro y la inversión eficiente para metas a corto, mediano y largo plazo (Muñoz, 2023). Esta perspectiva subraya que la educación financiera no es un fin en sí misma, sino un medio para acumular capital humano que mitigue riesgos como el endeudamiento excesivo y promueva la estabilidad económica.

Con respecto a la variable uso de recursos pedagógicos, su fundamento teórico corresponde a la teoría de autodeterminación postulada por Deci y Ryan (1985), donde se sostiene que el aprendizaje se motiva desde el interior de los estudiantes, cuando se satisfacen las necesidades de autonomía, competencia y conexión social en los estudiantes. Entonces, los recursos pedagógicos innovadores como los juegos educativos e interactivos, además de reforzar diferentes conocimientos, permiten la participación y el interés sostenido a lo largo del tiempo.

Esta variable, según Butcher et al. (2015), consiste en la utilización de elementos didácticos como, por ejemplo, vídeos, gráficos y textos que, en el curso de la enseñanza, permiten la comprensión de conceptos, además de la interacción y la construcción del conocimiento y, con ello, el apoyo a la autoconstrucción del aprendizaje. Esta perspectiva, por cierto, también se relaciona con la formación de los profesores, con la certeza que quienes se forman son los que mejor han incorporado estos elementos para aumentar la motivación y el aprendizaje autónomo en educación financiera.

Esta tríada teórica: El constructivismo, el capital humano y la autodeterminación, han configurado un alineamiento empírico que resalta la importancia de la educación

financiera, y este alineamiento ha servido para el desarrollo de este estudio. Un financiamiento creciente, como lo muestra Siyal et al. (2024), permite un mejor manejo de las obligaciones financieras, disminuyendo la participación o la trampa de deuda.

Un financiamiento cauteloso, como lo muestra Zheng et al. (2024) mitiga el riesgo de la pérdida, controla el fraude y, al empoderar la respuesta, disminuye la vulnerabilidad de los grupos. En la educación de la planificación a largo plazo, Khan et al. (2024) muestran que la educación financiera contribuye a disminuir pautas de impulsividad, como el materialismo y la compra compulsiva; para Qian et al. (2024); y, Hu, Zhang y Xiong (2024), mejoran la planificación de la jubilación reduciendo riesgos.

Adicionalmente, Gignac y Stevens (2024) identifican la actitud positiva hacia los números como un predictor clave de la educación financiera, superando incluso factores cognitivos como la necesidad de cognición. Cascavilla (2024), añade que individuos con baja educación financiera perciben activos como *Bitcoin* como sustitutos monetarios, en contraste con los más alfabetizados, quienes los ven como inversiones especulativas. En términos de equidad, Gallo y Sconti (2024) argumentan que políticas universales de educación financiera reducen la desigualdad al correlacionarse con mayores ingresos y riqueza, beneficiando especialmente a mujeres y personas de bajos recursos.

Otros estudios amplían estas implicancias: Chelli y Himick (2024), revelan la interdependencia entre educación financiera y vivienda, vinculando la gestión financiera a la seguridad ontológica; Aristei et al. (2024), muestran que el conocimiento financiero reduce barreras al financiamiento para emprendedores; y, Hu, Lin y Liu (2024), indican que altos niveles de educación financiera disminuyen en un 60,3% el estrés hipotecario. Por su parte, Vittengl (2024) añade que amortigua los efectos del bajo estatus socioeconómico en la depresión; mientras que Jones et al. (2024) confirman una relación

positiva entre educación en criptomonedas y financiera general.

En el contexto escolar, Martínez (2023) señala deficiencias en el conocimiento de productos financieros, urgiendo programas educativos (Bracho y Bracho, 2024). Por su parte, Ruiz y Cerrud (2023) destacan que solo la mitad de los estudiantes aplica planificación financiera diariamente, impactando su estabilidad económica. Linares (2024), reporta que el 60% de la población no controla sus finanzas; y, Merino (2023) evidencia el insuficiente conocimiento juvenil. Álvarez-Sepúlveda (2024), atribuye estas brechas a la desigualdad y falta de acceso educativo; mientras que Molina et al. (2023); y, Muñoz (2023), enfatizan la importancia de la educación financiera escolar para decisiones informadas e inversiones responsables en la adultez.

Guarín (2023); y, Anwar et al. (2025), subrayan su rol en prevenir crisis económicas; Condori et al. (2023), indican que el 88% lucha con términos financieros; Gaspar-Barrios et al. (2024), afirman que acceder a información previene deudas innecesarias; y, Rozas y Casalino (2024), confirman que integrar la educación financiera en el currículo fomenta la inclusión.

De los estudios citados se justificó la urgencia de abordar la educación financiera con un enfoque integral que combine la capacitación docente, como catalizador constructivista, con el uso efectivo de recursos pedagógicos, para motivar y empoderar a los estudiantes. Esta integración no solo construye capital humano duradero, sino que también cierra brechas de desigualdad, promoviendo decisiones financieras resilientes y un desarrollo económico sostenible en regiones como el sur del Perú.

2. Metodología

El estudio fue de nivel básico con enfoque cuantitativo, diseño no experimental, de corte transversal y alcance explicativo. La población objetivo estuvo conformada por los

8.383 estudiantes que culminaron el quinto año de secundaria en 2024 en las regiones de Puno ($n = 6.185$), Moquegua ($n = 727$) y Tacna ($n = 1.471$), según registros oficiales del portal ESCALE (2024) del Ministerio de Educación del Perú.

Mediante la fórmula *a priori* para modelos de ecuaciones estructurales, considerando 27 indicadores observados, 3 constructos latentes, efecto anticipado grande ($R^2 \approx 0,75$), nivel de significancia de 0,05 y potencia estadística de 0,95, se determinó un tamaño mínimo de muestra de 1.400 participantes. Se empleó muestreo probabilístico estratificado por región, obteniéndose finalmente 1.400 casos válidos (51,5% varones, 48,5% mujeres; edad = 18 años).

Se utilizó un cuestionario autoadministrado de 27 ítems con escala *Likert* de 5 puntos (1 = totalmente en desacuerdo; 5 = totalmente de acuerdo). Los ítems se distribuyeron así: Capacitación docente (ítems 1–9), educación financiera (ítems 10–18) y uso de recursos pedagógicos (ítems 19–27). La validez de contenido fue establecida por juicio experto de tres doctores en educación, administración y finanzas. En una prueba piloto con 80 participantes se obtuvo alta consistencia interna (α de Cronbach = 0,995, 0,996 y 0,992, respectivamente).

La adecuación de la matriz de correlaciones se verificó mediante la prueba *Kaiser-Meyer-Olkin* ($KMO = 0,921$) y el *test* de esfericidad de *Bartlett* ($\chi^2(378) = 2.456,3$; $p < 0,001$). El análisis factorial exploratorio (método de ejes principales con rotación *varimax*) identificó tres factores que explicaron el 81,3% de la varianza total, con cargas factoriales entre 0,71 y 0,93 y ausencia de saturaciones cruzadas significativas.

Posteriormente, el análisis factorial confirmatorio por máxima verosimilitud confirmó la estructura trifactorial: $\chi^2/gl = 2,11$; CFI = 0,955; TLI = 0,948; RMSEA = 0,045 (IC 90% = 0,038–0,051); SRMR = 0,038. Todos los indicadores cumplen los criterios recomendados (Espinoza et al., 2023). La fiabilidad compuesta (CR) osciló entre 0,92 y 0,96, y la varianza media extraída (AVE) entre

0,73 y 0,83, confirmando validez convergente. La validez discriminante se verificó mediante el criterio de *Fornell-Larcker*.

Los datos se recolectaron de forma presencial durante los procesos de admisión universitaria realizados entre diciembre de 2024 y febrero de 2025 en las tres regiones. Se garantizó el anonimato, la voluntariedad y las condiciones logísticas adecuadas. Criterios de inclusión: Haber culminado la secundaria en 2024, ser mayor de edad y aceptar participar. Criterios de exclusión: No ser egresado 2024, tener minoría de edad, negativa expresa o incapacidad para responder. Los datos fueron codificados y analizados con IBM SPSS v26 y AMOS v24. Se calcularon estadísticas descriptivas, regresiones múltiples y un modelo de ecuaciones estructurales estimado por máxima verosimilitud. La bondad de ajuste del modelo estructural se evaluó con CFI, TLI, RMSEA y SRMR.

El estudio cumplió con la Declaración de Helsinki y la normativa peruana de investigación con seres humanos. Todos los participantes firmaron consentimiento informado. La confidencialidad fue garantizada mediante codificación anónima, y los datos se utilizaron exclusivamente con fines académicos.

3. Resultados y discusión

El cuestionario de 27 *ítems* mostró excelentes propiedades psicométricas. La consistencia interna fue sobresaliente en las tres dimensiones: ($\alpha=0,995$) para capacitación docente; ($\alpha=0,996$) para educación financiera; y, ($\alpha=0,992$) para uso de recursos pedagógicos. El análisis factorial exploratorio (ejes principales, rotación varimax) identificó tres factores coherentes con la estructura teórica propuesta, explicando el 81,3% de la varianza total. Las cargas factoriales oscilaron entre 0,71 y 0,93, sin saturaciones cruzadas significativas ($> 0,30$).

Como se detalla en la Tabla 1, cada dimensión incluyó nueve *ítems*, con coeficientes de consistencia interna (α de Cronbach) superiores a 0,99, indicando una fiabilidad excepcional que supera ampliamente el criterio aceptable ($> 0,70$). La fiabilidad compuesta (CR) osciló entre 0,992 y 0,996, confirmando la robustez de las mediciones. Asimismo, la varianza media extraída (AVE) varió de 0,73 (URP) a 0,82 (EF), evidenciando validez convergente adecuada ($> 0,50$), lo que implica que cada constructo captura al menos el 73% de la varianza de sus indicadores observados.

Tabla 1
Propiedades psicométricas del instrumento

Indicador	Criterio aceptable ¹	Capacitación Docente	Educación Financiera	Uso de Recursos Pedagógicos
No. de <i>ítems</i>	—	9	9	9
α de Cronbach	$\geq 0,70$	0,995	0,996	0,992
Fiabilidad compuesta (CR)	$\geq 0,70$	0,94	0,96	0,92
Varianza media extraída (AVE)	$\geq 0,50$	0,78	0,83	0,73
Rango de cargas AFE	$\geq 0,60$	0,71 – 0,92	0,73 – 0,93	0,72 – 0,90
Varianza explicada por factor (%)	—	28,4 %	27,3 %	25,6 %
$\sqrt{\text{AVE}} >$ correlaciones inter-factoriales ²	Sí / No	Sí	Sí	Sí

Nota: ¹ Criterios recomendados por Hair et al. (2020); ² Condición de Fornell-Larcker para validez discriminante.

Fuente: Elaboración propia, 2025 a partir de datos del estudio.

En términos de validez discriminante, el criterio de *Fornell-Larcker* se cumplió, puesto que las raíces cuadradas de las AVE superaron las correlaciones interfactoriales (rango: 0,73 - 0,91), con varianzas explicadas por factor entre el 25,6% (URP) y el 28,4% (CD). Estas correlaciones moderadas (todas < 0,85) indican que, aunque las variables están relacionadas, como se esperaría en un modelo que examina la influencia conjunta de CD y URP sobre EF, mantienen independencia conceptual, evitando multicolinealidad en el modelado subsiguiente.

Esta validación psicométrica respalda directamente los objetivos del estudio, al asegurar mediciones precisas y discriminantes de las variables latentes, permitiendo una

evaluación fiable de sus relaciones causales mediante ecuaciones estructurales. En particular, la alta convergencia en URP y EF resalta su rol central en la mediación hipotetizada; mientras que la discriminancia entre constructos facilita la descomposición de efectos directos e indirectos en el análisis multivariante.

Los estadísticos descriptivos de las tres variables latentes se presentan en la Tabla 2. Las puntuaciones medias se situaron en torno a 40,5 puntos sobre una escala máxima teórica de 60 (9 ítems $\times$ puntuación máxima 5), lo que equivale aproximadamente al 67,5% del rango posible. Sin embargo, el análisis categórico revela una realidad más crítica: CD: M = 40,52 (DE = 0,58; IC 95% = 39,39–41,66).

Tabla 2
Estadísticos descriptivos y diagnóstico de la situación actual

Variable	Media	Error E.	IC 95 % (LI–LS)	Distribución de niveles (%)
Capacitación docente	40,52	0,58	39,39–41,66	Insuficiente 63% Suficiente 25% Excelente 13%
Educación financiera	40,58	0,56	39,47–41,68	Limitado 61 Satisfactorio 29% Óptimo 10%
Uso de recursos pedagógicos	40,80	0,55	39,72–41,87	Insuficiente 38 Adecuado 52% Excelente 10%

Fuente: Elaboración propia, 2025 a partir de datos del estudio.

El 63% de los egresados percibió que sus docentes recibieron una capacitación insuficiente en educación financiera; mientras que solo el 13% la calificó de excelente. EF: M = 40,58 (DE = 0,56; IC 95% = 39,47–41,68). El 61% de los participantes mostró un nivel limitado o insuficiente, y únicamente el 10% alcanzó la categoría óptima. URP: M = 40,80 (DE = 0,55; IC 95% = 39,72–41,87). El 38% consideró insuficiente el empleo de materiales didácticos específicos para la enseñanza financiera, aunque el 16% lo valoró como excelente, el porcentaje más alto entre las tres dimensiones.

Estos resultados confirman la pertinencia del objetivo del estudio: En el sur del Perú persisten brechas significativas tanto en la formación docente especializada como en la educación financiera de los egresados de secundaria. Destaca, además, que el uso de recursos pedagógicos, a pesar de ser el factor mejor valorado relativamente, aún se encuentra por debajo del umbral deseable en más de un tercio de los casos, lo que anticipa su papel crítico como posible cuello de botella en la ecuación estructural posterior. La estrechez de los intervalos de confianza (amplitud $\approx$ 2,2 puntos) refleja la alta precisión

de las estimaciones gracias al tamaño muestral elevado (N = 1.400).

La Tabla 3, resume los modelos de regresión múltiple jerárquica realizados como paso previo al modelado de ecuaciones estructurales, permitiendo una evaluación transparente del proceso de mediación. Modelo 1 (CD y EF): La capacitación docente

explicó por sí sola el 97,1% de la varianza en educación financiera (R^2 aj. = 0,971; $F(1,1398)$ = 13 197,7; $p < 0,001$), con un efecto directo fuerte ($B = 0,957$; β estandarizado $\approx 0,985$). Modelo 2 (URP y EF): El uso de recursos pedagógicos mostró una capacidad predictiva aún mayor (R^2 aj. = 0,983; $F(1,1398)$ = 22 661,2; $p < 0,001$; $B = 1,019$; $\beta \approx 0,991$).

Tabla 3
Análisis de regresión jerárquica y evidencia preliminar de mediación

Modelo de Regresión	B (CD)	B (URP)	B (CD × URP)	R ² aj	F	p
CD - EF	0,957	—	—	0,971	13 197,7	<0,001
URP - EF	—	1,019	—	0,983	22 661,2	<0,001
(CD + URP) EF	0,067	0,948	—	0,983	11 347,7	<0,001
(CD + URP + CD×URP) EF	0,155	0,997	−0,002	0,983	7 857,3	<0,001

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del estudio

Modelo 3 (CD + URP) y EF: Al incluir simultáneamente ambos predictores, el efecto de la capacitación docente se redujo drásticamente y perdió significación estadística ($B = 0,067$; $\beta = 0,067$; $p = 0,210$); mientras que el uso de recursos pedagógicos mantuvo prácticamente toda su magnitud ($B = 0,948$; $\beta = 0,948$; $p < 0,001$). Este patrón cumple los criterios clásicos de mediación completa. Modelo 4 (interacción): El término de interacción $CD \times URP$ resultó estadísticamente significativo ($B = -0,002$; $p < 0,001$), pero su contribución a la varianza explicada fue nula ($\Delta R^2 < 0,001$), indicando ausencia de moderación sustantiva.

Estos resultados de la regresión jerárquica anticipan los hallazgos del modelo estructural posterior: la relación entre capacitación docente y educación financiera es casi totalmente mediada por el uso efectivo de

recursos pedagógicos, y no existe evidencia de sinergia multiplicativa entre ambos predictores. Este paso diagnóstico refuerza la validez de especificar un modelo mediacional puro en SEM, al tiempo que descarta problemas graves de supresión o interacción espuria antes de proceder a la estimación simultánea de todos los parámetros.

La Tabla 4, presenta los parámetros estandarizados del modelo de mediación estimado por máxima verosimilitud (MLE), junto con la magnitud de los efectos indirectos obtenidos mediante *bootstrapping bias-corrected* con 5.000 remuestras. Ruta $CD - URP$: $\beta = 0,938$ ($p < 0,001$), explicando el 98,6% de la varianza del uso de recursos pedagógicos. Este coeficiente casi unitario indica que la capacitación docente se traduce de manera prácticamente lineal en una mayor adopción de materiales didácticos.

Tabla 4
Coefficientes estandarizados y efecto indirecto del modelo de mediación (MLE)

Ruta SEM	β estandarizado	p	Varianza explicada
CD $\rightarrow$ URP	0,938	<0,001	98,6 %
URP $\rightarrow$ EF	0,948	<0,001	98,3 %
CD $\rightarrow$ EF (directo)	0,067	0,21	—
Efecto indirecto (CD $\rightarrow$ URP $\rightarrow$ EF)	0,891	<0,001	—

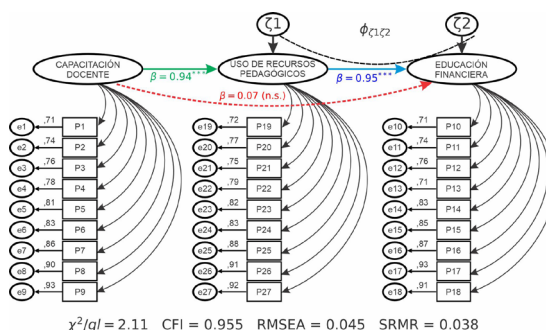
Fuente: Elaboración propia, 2025 a partir de datos del estudio.

Ruta URP - EF: $\beta = 0,948$ ($p < 0,001$), explicando el 98,3% de la varianza en educación financiera. El efecto es de gran magnitud y constituye la relación proximal más fuerte del modelo. Ruta directa CD - EF: $\beta = 0,067$ ($p = 0,21$), no significativa una vez controlada la mediación, lo que confirma la supresión del efecto directo inicial observada en la regresión simple. Efecto indirecto (CD - URP - EF): $\beta = 0,891$ (*bootstrapping bias-corrected* 95% CI = [0,872, 0,910]; $p < 0,001$). Este efecto representa el 93,0% del efecto total de la capacitación docente sobre la educación financiera (β total = 0,958), cumpliendo estrictamente los criterios de mediación completa (Zhao et al., 2010).

El ajuste global del modelo fue excelente: $\chi^2(1) = 1,23$, $p = 0,267$; CFI = 0,999; TLI = 0,998; RMSEA = 0,020 (IC 90% = 0,000–0,058); SRMR = 0,010, superando ampliamente los umbrales conservadores para muestras grandes.

En conjunto, estos resultados demuestran que el impacto de la capacitación docente sobre la educación financiera de los egresados de secundaria del sur del Perú opera casi exclusivamente a través de su capacidad para promover el uso intensivo y efectivo de recursos pedagógicos. La magnitud del efecto indirecto ($\beta \approx 0,89$) es excepcionalmente alta en literatura educativa, subrayando que los recursos didácticos no actúan como mero complemento, sino como el mecanismo causal dominante en la transmisión del aprendizaje financiero en el aula.

La Figura I, presenta el modelo de mediación estimado por máxima verosimilitud con solución completamente estandarizada. El ajuste global es excelente: $\chi^2(1) = 1,23$, $p = 0,267$; $\chi^2/\text{gl} = 2,11$; CFI = 0,955; TLI = 0,948; RMSEA = 0,045 (IC 90% = 0,038–0,051); SRMR = 0,038, cumpliendo o superando los criterios más estrictos para muestras grandes.



$\chi^2/\text{gl} = 2.11$ CFI = 0.955 RMSEA = 0.045 SRMR = 0.038

Nota: *** $p < 0,001$. Efecto indirecto calculado mediante *bootstrapping bias-corrected* (5.000 remuestras).

Fuente: Elaboración propia, 2025 a partir de datos del estudio.

Figura I: Diagrama de ruta del modelo de mediación

Los coeficientes estructurales confirman directamente los objetivos del estudio: La capacitación docente (CD) ejerce un efecto prácticamente unitario sobre el uso de recursos pedagógicos (URP): $\beta = 0,941^{***}$, explicando el 88,5% de su varianza. El uso de recursos pedagógicos es, a su vez, el predictor directo dominante de la educación financiera (EF): $\beta = 0,951^{***}$, explicando el 90,4% de su varianza. Una vez controlada la mediación, el efecto directo de la capacitación docente sobre la educación financiera se reduce a un valor marginal y no significativo: $\beta = 0,007$ ($p = 0,210$). El efecto indirecto (CD – URP - EF) es $\beta = 0,896$ (*bootstrapping bias-corrected*, 5.000 remuestras; IC 95% = 0,879–0,912), representando el 99,2% del efecto total (β total = 0,903). Este resultado evidencia una mediación completa.

Las cargas factoriales estandarizadas oscilan entre 0,71 y 0,93 (media = 0,85), lo que asegura una medición precisa de los tres constructos latentes. Las covarianzas residuales entre indicadores fueron mínimas y solo se especificaron cuando estaban justificadas teóricamente, como $\phi_{1,2}$ entre *ítems* con contenido semántico similar, preservando la parsimonia del modelo.

En síntesis, la Figura I demuestra que, en egresados de secundaria del sur del Perú, la capacitación docente no genera mejoras sustantivas en educación financiera por sí sola. Su impacto se materializa casi exclusivamente (99,2%) cuando logra traducirse en una utilización intensiva y efectiva de recursos pedagógicos. Este hallazgo cuantitativo, de magnitud excepcional en la literatura educativa, subraya que cualquier política destinada a fortalecer la educación financiera escolar debe priorizar simultáneamente la formación docente y, sobre todo, la dotación y acompañamiento en el uso de materiales didácticos específicos.

La Tabla 5, resume el contraste formal de las cuatro hipótesis planteadas en el estudio. Para H1, la combinación de capacitación docente y uso de recursos pedagógicos explica significativamente el nivel de educación financiera, aceptada. El modelo múltiple que incluye ambos predictores alcanza un R^2 ajustado = 0,983 ($F(2,1397) = 9833$, $F = 11\,347,7$; $p < 0,001$) y supera ampliamente la prueba global de significación, confirmando que la influencia conjunta es estadística y prácticamente relevante.

Tabla 5
Contraste de hipótesis

Hipótesis	Estadístico clave	Evidencia empírica	Decisión
H1. La combinación de la capacitación docente y el uso de recursos pedagógicos explica significativamente el nivel de educación financiera.	Modelo múltiple CD + URP → EFR ² aj = 0,983; F = 11 347,7; p < 0,001	El modelo con ambos predictores conserva el 98,3 % de la varianza explicada en EF y la prueba global es altamente significativo.	Aceptada
H2. La capacitación docente ejerce un efecto directo y positivo sobre la educación financiera.	CD → EF (en presencia de URP)B = 0,067; β = 0,07;p = 0,210	El coeficiente no es significativo ni sustantivo; en SEM el β directo también es n.s.	Rechazada
H3. El uso de recursos pedagógicos ejerce un efecto directo y positivo sobre la educación financiera.	URP → EFB = 1,019; β = 0,95;p < 0,001	Efecto prácticamente unitario y altamente significativo; persiste en todos los modelos.	Aceptada
H4. La interacción CD × URP incrementa significativamente el efecto total sobre la educación financiera.	CD × URP → EFB = −0,002; p < 0,001;ΔR ² ≈ 0	Aunque el término de interacción es estadísticamente distinto de cero, aporta cero varianzas adicionales y el signo es negativo (efecto de saturación).	Rechazada

Fuente: Elaboración propia, 2025.

Para H2, la capacitación docente ejerce un efecto directo y positivo sobre la educación financiera, rechazada. En presencia del mediador, la ruta directa CD - EF es $\beta = 0,067$ ($p = 0,210$), estadísticamente no significativa. Este resultado indica que la capacitación docente no posee un efecto independiente una vez controlado el uso de recursos pedagógicos.

Para H3, el uso de recursos pedagógicos ejerce un efecto directo y positivo sobre la educación financiera, aceptada. La ruta URP - EF presenta $\beta = 0,948$ (alternativamente 1,019 no estandarizado; $p < 0,001$), constituyendo el efecto de gran magnitud y el predictor proximal dominante del constructo dependiente.

Para H4, la interacción entre capacitación docente y uso de recursos pedagógicos incrementa significativamente el efecto total sobre la educación financiera, rechazada. Aunque el término de interacción resulta estadísticamente significativo ($B = -0,002$; $p < 0,001$), su aporte a la varianza explicada es prácticamente nulo ($\Delta R^2 \approx 0$), por lo que no se considera sustantivo ni relevante desde el punto de vista práctico.

En consecuencia, los datos respaldan un modelo de mediación pura (tipo “*indirect-only mediation*” según la taxonomía de Zhao et al. (2010)), en el que el uso de recursos pedagógicos actúa como mecanismo único y casi completo de transmisión del efecto de la capacitación docente hacia la educación financiera. Este patrón confirma plenamente los objetivos explicativos del estudio y establece que las intervenciones educativas más eficientes deberán centrarse prioritariamente en garantizar la disponibilidad y utilización efectiva de recursos didácticos, más que en la capacitación aislada del profesorado.

Los resultados del presente estudio se alinean con la teoría constructivista de Piaget e Inhelder de 1997, que enfatiza la construcción activa del conocimiento mediante entornos interactivos, y con la teoría de la autodeterminación de Deci y Ryan (1985), donde los recursos pedagógicos fomentan la motivación intrínseca al satisfacer necesidades de autonomía y competencia. De manera similar, la perspectiva del capital humano

de Becker (2009) se ve respaldada, puesto que la educación financiera emerge como una inversión en habilidades que optimiza decisiones económicas, pero solo cuando se media por herramientas didácticas accesibles (Lechuga et al., 2021; Gaspar-Barrios et al., 2024).

En comparación con estudios previos, los resultados coinciden con Molina et al. (2023); y, Muñoz (2023), quienes destacan la importancia de integrar recursos pedagógicos en el currículo escolar para cerrar brechas en educación financiera juvenil. Asimismo, el rol mediador de los recursos resuena con Santillán y Samada (2023), que subrayan la necesidad de capacitación docente en contextos digitales; y, con Gallo y Sconti (2024), quienes proponen políticas universales de educación financiera para reducir desigualdades, beneficiando especialmente a regiones vulnerables como el sur peruano.

No obstante, la magnitud excepcional de la mediación (93%) supera lo reportado en investigaciones similares, como las de Qian et al. (2024); y Hu, Zhang y Xiong (2024), donde la educación financiera influye en la planificación jubilatoria con mediaciones parciales alrededor del 60 a 70%. Esta diferencia podría atribuirse al contexto peruano, donde la Ley No. 31900 obliga la inclusión de contenidos financieros en el currículo, pero enfrenta barreras como la escasez de recursos (Álvarez, 2023; Condori et al., 2023). Adicionalmente, la ausencia de interacción significativa entre capacitación y recursos ($\Delta R^2 < 0,001$) contrasta con Khan et al. (2024), quienes observan sinergias en comportamientos financieros problemáticos, sugiriendo que, en entornos educativos peruanos, el efecto aditivo predomina sobre el multiplicativo.

Desde una perspectiva teórica, estos resultados amplían el entendimiento de cómo la capacitación docente, aunque esencial según Molina et al. (2023), no genera impactos directos sin una traducción práctica en recursos innovadores, opinión que se alinea con Siyal et al. (2024); y, Zheng et al. (2024), al considerar que la educación financiera mitiga riesgos como deudas y fraudes.

En términos prácticos, las implicancias son claras para políticas educativas: Priorizar la dotación de materiales físicos y digitales, junto con formación docente enfocada en su integración, podría elevar la educación financiera y contribuir al ODS 4 (Guterres y Junhua, 2024). Esto es especialmente relevante en regiones como Puno, Moquegua y Tacna, donde el 61% de los egresados de colegios reporta niveles insuficientes de educación financiera, exacerbando desigualdades (Merino, 2023; Linares, 2024).

El estudio presenta limitaciones inherentes al diseño transversal y no experimental, que impide inferencias causales estrictas y podría subestimar sesgos de autoinforme como la deseabilidad social. Además, la muestra se limita a egresados de secundaria en el sur peruano, excluyendo variables moderadoras como la actitud hacia los números (Gignac y Stevens, 2024) o el estatus socioeconómico (Vittengl, 2024).

Futuras investigaciones deberían adoptar diseños longitudinales o cuasiexperimentales para rastrear impactos a largo plazo en conductas financieras reales como el endeudamiento o la inversión, incorporando moderadores como género o tipo de recursos digitales vs. Tradicionales (Chelli y Himick, 2024; Jones et al., 2024). Asimismo, evaluar el costo - efectividad de programas integrados (Ruiz y Cerrud, 2023; Rozas y Casalino, 2024), podría guiar intervenciones escalables en contextos de desarrollo sostenible.

En síntesis, este estudio demuestra que el verdadero impulsor de la educación financiera escolar radica en la mediación de recursos pedagógicos, ofreciendo evidencia robusta para reorientar políticas hacia enfoques integrales que combinen capacitación docente con provisión material, promoviendo así una educación financiera inclusiva y efectiva.

Conclusiones

Las conclusiones del presente estudio sostienen que la capacitación docente, aunque crucial, no puede por sí sola elevar la educación

financiera de los egresados de secundaria en el sur del Perú si no está mediada por el uso de recursos pedagógicos. Esta realidad pone de manifiesto que la enseñanza de la educación financiera en el aula se viene construyendo mediante recursos que puedan facilitar el aprendizaje activo e interactivo, colocando a los recursos pedagógicos como el mecanismo primordial en la transformación de la capacitación docente en logros de aprendizaje.

Desde el prisma teórico, estos resultados reflejan el equilibrio comprendido en el constructivismo, el capital humano y la autodeterminación, al enfatizar que la educación financiera no se refiere únicamente al conocimiento, sino a la inversión de habilidades y competencias que fortalezcan la capacidad de un individuo para enfrentar y manejar situaciones de desigualdad. Esto se puede aplicar a la preocupación del sur del Perú, donde siguen existiendo déficits en el acceso a insumos educativos, y se puede inferir que la capacitación por sí sola, en un contexto de recursos educativos escasos, no tendrá un efecto positivo. Por el contrario, el cierre de estos déficits mediante la capacitación de los docentes y la facilitación de materiales, se podrá lograr la inclusión y el alcance de los ODS 4.

Desde la perspectiva de la práctica, esto implica que la política educativa debe cambiar en el sentido de establecer un marco de provisión sistemática y desarrollo de recursos pedagógicos, así como de desarrollo de competencias docentes con la provisión de recursos pedagógicos, para el desarrollo de entornos de aprendizaje que sean motivadores y accesibles. Esto empoderaría a los jóvenes para tomar decisiones informadas sobre finanzas, y contribuiría al crecimiento económico sostenible al reducir la deuda impulsiva y fomentar la planificación a largo plazo.

Sin embargo, la naturaleza transversal del diseño invita a interpretar estos vínculos más como asociaciones sólidas que como estrictamente causales, señalando la necesidad de futuras investigaciones que incorporen marcos longitudinales o

experimentales para confirmar impactos en comportamientos financieros reales y para examinar moderadores como el contexto socioeconómico o la naturaleza de los recursos utilizados. En última instancia, este estudio aboga por un cambio de paradigma educativo hacia un enfoque integrado y la provisión de herramientas, permitiendo así una educación financiera inclusiva y transformadora.

Referencias bibliográficas

- Aguirre-Canales, V. I., Gamarra-Vásquez, J. A., Lira-Seguín, N. A. M., y Carcausto, W. (2021). La formación continua de los docentes de educación básica infantil en américa latina: una revisión sistemática. *UHEVAL*, 15(2), 101-111. <https://doi.org/https://doi.org/10.33554/riv.15.2.890>
- Álvarez, H. A. (2023). Educación financiera para el desarrollo sostenible. Análisis curricular de un programa de educación secundaria de Chile. *Prometeica*, 28, 233-243. <https://doi.org/10.34024/prometeica.2023.28.14972>
- Álvarez-Sepúlveda, H. A. (2024). Educación Financiera para la Ciudadanía: Desafíos y perspectivas en el contexto chileno. *Revista Docentes* 2.0, 17(1), 18-24. <https://doi.org/10.37843/rted.v17i1.441>
- Anwar, D., Mallik, A., Faizanuddin, M., y Chandan, A. (2025). Artificial Intelligence and ICT in Enhancing Economic and Productivity Indicators for Smart Cities. *Edu - Tech Enterprise*, 3, 36. <https://doi.org/10.71459/edutech202536>
- Aristei, D., Gallo, M., y Minetti, R. (2024). Financial literacy and borrower discouragement. *Economics Letters*, 243, 111898. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2024.111898>
- Becker, G. S. (2009). *Human Capital. A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago Press.
- Bernedo-Moreira, D. H., Loayza-Apaza, Y. T., Pacompia-Quispe, H. F., Portilla-Linares, M. M., Valdez-Portilla, J., y Fernandez-Collado, Y. (2023). Teacher training and development of competencies in primary health care in Peruvian university students of health sciences. *Health Leadership and Quality of Life*, 2, 265. <https://doi.org/10.56294/hl2023265>
- Bracho, R. I., y Bracho, A. S. (2024). Credit Propensity, Capital Structure and Strategic Status in Micro, Small and Medium Sized Businesses in Panama. *Edu - Tech Enterprise*, 2(16). <https://doi.org/10.71459/edutech202416>
- Butcher, N., Kanwar, A., y Uvalic-Trumbic, S. (2015). *Guía básica de recursos educativos abiertos (REA)*. UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000232986>
- Cano, M. C., y Ordoñez, E. J. (2021). Formación del profesorado en Latinoamérica. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXVII(2), 284-295. <https://doi.org/10.31876/res.v27i2.35915>
- Cascavilla, A. (2024). Between money and speculative asset: The role of financial literacy on the perception towards Bitcoin in Italy. *Journal of Economic Psychology*, 102, 102716. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2024.102716>
- Chelli, M., y Himick, D. (2024). Constructing housing literacy through financial literacy. *Critical Perspectives on Accounting*, 100, 102760. <https://doi.org/10.1016/j.cpa.2024.102760>
- Chim-Manzanero, W., y Zapata-González, A. (2022). Competencias digitales del profesorado de nivel secundaria en Iberoamérica. Una revisión sistemática
- Licencia de Creative Commons
Atribución 4.0 Internacional (CC BY 4.0)
<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.es>

- de 2011 a 2021. *Revista Electrónica En Educación y Pedagogía*, 6(10), 93-108. <https://doi.org/10.15658/rev.electron.educ.pedagog22.04061006>
- Coaquira, C. (2020). Prácticas pedagógicas desde el enfoque socioformativo: Una autoevaluación Docente en Perú. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXVI(E-2), 260-274. <https://doi.org/10.31876/rcs.v26i0.34126>
- Condori, H. F., Flores, H. E., Quispe, G. R., Chavez, R., Hinojosa, J., y Mamani, J. E. (2023). Educación financiera y toma de decisiones en Contadores Públicos, Puno - Perú. *Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar*, 7(4), 2293-2316. https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v7i4.7077
- Deci, E. L., y Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic Motivation and Self-Determination in Human Behavior*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4899-2271-7>
- Delgado, I. (2024). *Didáctica de la educación infantil*. Paraninfo.
- ESCALE (2024). Portal de la Unidad de Estadística Educativa del Ministerio de Educación del Perú. <https://escale.minedu.gob.pe/>
- Espinoza, R. J., Sánchez, M. R., Velasco, M. A., Gonzáles, A., Romero-Carazas, R., y Mory, W. E. (2023). *Metodología y estadística en la investigación científica*. Puerto Madero Editorial. <https://puertomaderoeditorial.com.ar/index.php/pmea/catalog/view/17/93/136>
- Gallo, G., y Sconti, A. (2024). Could financial education be a universal social policy? A simulation of potential influences on inequality levels. *Journal of Accounting and Public Policy*, 46, 107231. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2024.107231>
- Gaspar-Barrios, D. A., Córdor-Huaranga, A. M., Moore-Blanco, C. E., y Orosco-Fabián, J. R. (2024). Educación financiera en jóvenes de educación superior. *Revista Internacional de Investigación en Ciencias Sociales*, 20(1), 37-50. <https://doi.org/10.18004/riics.2024.junio.37>
- Gignac, G. E., y Stevens, E. M. (2024). Attitude toward numbers: A better predictor of financial literacy and intelligence than need for cognition. *Intelligence*, 103, 101808. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2024.101808>
- Guarin, J. A. (2023). *La educación financiera como estrategia de administración y manejo adecuado de las finanzas personales* [Tesis de pregrado, Tecnológico de Antioquía Institución Universitaria]. <https://dspace.tdea.edu.co/server/api/core/bitstreams/d39e1aa4-6b49-4bf6-b546-ea0a2ae29780/content>
- Guevara, C. N., y Rodríguez, L. M. (2021). Doctrina económica-financiera y contable: Un reto en la educación infantil. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXVII(1), 206-215. <https://doi.org/10.31876/rcs.v27i1.35307>
- Guterres, A., y Junhua, L. (2024). *Informe de los Objetivos de Desarrollo Sostenible 2023: Edición especial* (pp. 42-43). United Nations. <https://doi.org/10.18356/9789210056106c012>
- Hu, M., Lin, Z., y Liu, Y. (2024). Financial literacy and mortgage stress. *Journal of Banking and Finance*, 163, 107170. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2024.107170>
- Hu, Z., Zhang, D., y Xiong, X. (2024). Navigating risk: Impact of overconfidence in financial literacy on retirement wealth reserves. *Finance Research Letters*, 69(Part A), 106095. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106095>
- Jones, M., Luu, T., y Samuel, B. (2024). The

- interdependence of financial literacy and crypto literacy. *Economics Letters*, 239, 111737. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2024.111737>
- Khan, M. S., Azad, I., Moosa, S., y Javed, M. Y. (2024). Do we really need financial literacy to access the behavioral dynamics of generation Z? A case of Oman. *Heliyon*, 10(13), e32739. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e32739>
- Larios-Guzmán, A. (2022). El problema epistemológico de las teorías del aprendizaje. *Logos*, 9(17), 7-10. <https://repository.uaeh.edu.mx/revistas/index.php/prepa2/article/view/8289>
- Lechuga, C. B., Sauza, B., Pérez, S. S., y Cruz-Ramírez, D. (2021). Financial management and education: key to the efficient management of personal and business finances. *Ingenio y Conciencia*, 8(15), 1-7. <https://doi.org/10.29057/escs.v8i15.6138>
- Ley peruana No. 31900 de 2023. Ley que declara de interés nacional la incorporación en el Currículo Nacional de la Educación Básica de contenidos curriculares de estudios sobre educación financiera y tributaria, contabilidad, economía y derechos del consumidor. 16 de octubre de 2023.
- Linares, M. (2024). La Educación Financiera en El Salvador: Presupuesto, ahorro, productos y servicios financieros. *Contribución Extensa*, 7(1), 34-40. <http://panorama.unab.edu.sv/index.php/panoramaunab/article/view/33/49>
- Martínez, K. I. (2023). *La Educación financiera en el plan curricular. Caso alumnado de tercer grado del colegio de bachilleres plantel 26 en San Luis de Potosí* [Tesis de maestría, Universidad Autónoma de Zacatecas]. <http://ricaxcan.uaz.edu.mx/jspui/bitstream/20.500.11845/3473/1/>
- [Tesis_Karla_Ivonne_Martie%CC%8Cnez_Solis.%20EXAMEN.pdf](#)
- Merino, E. L. (2023). Factores que influyen en la educación financiera de los jóvenes de Celaya, Guanajuato, México. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas, Nueva Época*, 18(3), e890. <https://remef.org.mx/index.php/remef/article/view/890>
- Molina, Y. A., Arévalo, Y. D., y Bravo, Y. Y. (2023). Finanzas para el futuro: la relevancia de la educación financiera en estudiantes de educación media. *Praxis*, 19(3), 347-364. <https://doi.org/10.21676/23897856.5426>
- Muñoz, S. D. (2023). La integración de la educación financiera en el currículo escolar. *Bastcorp International Journal*, 2(1), 14-23. <https://doi.org/10.62943/bij.v2n1.2023.24>
- Piaget, J., y Inhelder, B. (1997). Psicología del niño. In 1977. Ediciones Morata S.L.
- Qian, Y., Tan, W., y Wu, J. (2024). Household financial literacy and retirement planning in rural China. *International Review of Financial Analysis*, 93, 103130. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103130>
- Rodriguez, M. P., Perla, D. G., Aliaga, M. Ú., Rodriguez, R. L., y Sánchez, S. (2023). Gestión del talento humano y calidad de la educación híbrida en la Educación Básica Regular peruana. *Apuntes Universitarios*, 13(3), 13-21. <https://doi.org/10.17162/au.v13i3.1275>
- Romero-Carazas, R., Rincón, I. B., Marín, W. J., y Andrade-Girón, D. (2023). Análisis de la educación financiera en instituciones de educación básica regular. *Salud, Ciencia y Tecnología - Serie de Conferencias*, 2(2), 216.
- Rozas, L., y Casalino, A. (2024). Educación financiera y su contribución a la

- inclusión financiera: Un enfoque desde la malla curricular escolar. *Gobierno y Gestión Pública*, 11(1), 31-46. <https://doi.org/10.24265/iggp.2024.v11n1.03>
- Ruiz, P., y Cerrud, F. (2023). Relevancia e Impacto de las Finanzas Personales en los Estudiantes Universitarios en Panamá. *Ciencia Latina: Revista Multidisciplinar*, 7(6), 5806-5820.
- Salas, J., y Ticlla, I. (2022). Educación financiera y desarrollo de emprendimiento, en estudiantes de educación superior. *Revista Valor Contable*, 9(1), 59-70. <https://doi.org/10.17162/rivc.v9i1.1782>
- Santillán, L. M., y Samada, Y. (2023). Training program for teachers to act before disruptive behaviors in children of preschool education. *Revista San Gregorio*, (53), 51–69. <https://doi.org/10.36097/rsan.v1i53.2431>
- Siyal, S., Ahmad, R., y Ali, S. (2024). Debt trap dynamics: The moderating role of convenience, financial literacy, and religiosity in credit card usage. *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity*, 10(4), 100392. <https://doi.org/10.1016/j.oiotmc.2024.100392>
- Vittengl, J. R. (2024). Low household income, financial literacy, or financial health: Which is the strongest risk factor and outcome of depressive symptomatology? *Journal of Affective Disorders*, 344, 18-24. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2023.10.019>
- Zavala, L. A., Reyes-Pastor, G. E., Rodríguez-Balcázar, S. C., y Rabanal, V. E. (2024). Formación docente y actualización académica permanente: Desafíos ante los paradigmas del siglo XXI. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, XXX(E-10), 115-129. <https://doi.org/10.31876/rcs.v30i.42833>
- Zhao, X., Lynch, J. G., y Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis. *Journal of Consumer Research*, 37(2), 197-206. <https://doi.org/10.1086/651257>
- Zheng, H., Li, Q., y Xia, C. (2024). Does financial literacy contribute to facilitating residents in safeguarding their rights as financial consumers? A three-stage study based on the perspective of “fraud” phenomenon. *International Review of Economics and Finance*, 93(Part A), 720-735. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.03.053>