

Estrategias didácticas y desarrollo del pensamiento crítico en estudiantes universitarios: un análisis mediante modelamiento de ecuaciones estructurales

Didactic Strategies and Development of Critical Thinking in University Students: An Analysis by Modeling Structural Equations

  Franks Paredes-Rosales¹

¹ Universidad San Ignacio de Loyola, Perú

Fecha de recepción: 14.12.2025

Fecha de aprobación: 29.04.2026

Fecha de publicación: 20.07.2026

Cómo citar: Paredes-Rosales, F. (2026). Estrategias didácticas y desarrollo del pensamiento crítico en estudiantes universitarios: un análisis mediante modelamiento de ecuaciones estructurales. *Psiquemag* 15 (1), 89-98.

<https://doi.org/10.18050/psiquemag.v15i1.4349>

Resumen

El desarrollo del pensamiento crítico constituye una competencia clave en la educación superior; sin embargo, persisten limitaciones en su formación en estudiantes universitarios. El objetivo de este estudio fue analizar la relación entre las estrategias didácticas activas basadas en competencias argumentativas y el pensamiento crítico en estudiantes de educación superior. Se adoptó un enfoque cuantitativo con diseño no experimental, transversal y alcance correlacional. La muestra estuvo conformada por 180 estudiantes universitarios seleccionados mediante muestreo no probabilístico por conveniencia. Los datos se analizaron mediante análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio y modelamiento de ecuaciones estructurales utilizando el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS). Los instrumentos evidenciaron adecuados niveles de validez y confiabilidad ($\alpha \geq .75$; AVE $\geq .50$; CR $\geq .70$). El modelo estructural mostró un ajuste aceptable (CFI = .93; RMSEA = .065) y una asociación positiva y significativa entre las estrategias didácticas activas y el pensamiento crítico ($\beta = .77$, $p < .001$), explicando el 60% de su varianza. Los resultados sugieren que las metodologías centradas en la argumentación, el trabajo colaborativo y la resolución de problemas se asocian con mayores niveles de pensamiento crítico. Se discuten implicaciones para la planificación pedagógica y la formación universitaria.

Palabras clave: pensamiento crítico; estrategias didácticas activas; educación superior; competencias argumentativas; ecuaciones estructurales.

Abstract

Critical thinking is a key competence in higher education; however, its development remains limited among university students. The aim of this study was to examine the relationship between active teaching strategies based on argumentative competencies and critical thinking in higher education students. A quantitative approach with a non-experimental, cross-sectional, and correlational design was employed. The sample consisted of 180 university students selected through non-probabilistic convenience sampling. Data were analyzed using exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, and structural equation modeling estimated with the unweighted least squares (ULS) method. The instruments showed adequate validity and reliability ($\alpha \geq .75$; AVE $\geq .50$; CR $\geq .70$). The structural model demonstrated acceptable fit (CFI = .93; RMSEA = .065) and a positive, significant association between active teaching strategies and critical thinking ($\beta = .77$, $p < .001$), explaining 60% of its variance. Findings suggest that argumentation-based, collaborative, and problem-solving teaching approaches are associated with higher levels of critical thinking. Implications for pedagogical planning and higher education are discussed.

Keywords: critical thinking; active teaching strategies; higher education; argumentative competencies; structural equation modeling.

INTRODUCCIÓN

El pensamiento crítico se ha consolidado como una competencia transversal clave en la educación superior contemporánea, particularmente en disciplinas donde la interpretación de información compleja, la argumentación fundamentada y la toma de decisiones informadas constituyen pilares del desempeño académico y profesional. En contextos caracterizados por la sobreabundancia de información, la desinformación y la creciente complejidad de los problemas sociales, el desarrollo de habilidades cognitivas de orden superior, como el análisis, la inferencia, la evaluación y la autorregulación, resulta indispensable para la formación integral de los estudiantes (Ennis, 1985; Facione, 1990; Halpern, 2014; Kuhn, 2019; Paul & Elder, 2008). Diversos estudios han evidenciado que los modelos tradicionales de enseñanza en educación superior continúan privilegiando la transmisión de contenidos por encima del desarrollo de habilidades cognitivas complejas, lo que limita la capacidad de los estudiantes para construir conocimiento de manera autónoma y crítica (Abrami et al., 2015; Brookfield, 2017; Prince, 2004). En este sentido, la evidencia empírica ha demostrado que la instrucción explícita en pensamiento crítico produce efectos significativos solo cuando se integra de manera sistemática en el currículo y se vincula con prácticas pedagógicas activas (Abrami et al., 2015; Tiruneh et al., 2018). Esta situación refleja una brecha entre las competencias argumentativas requeridas en entornos académicos y profesionales y aquellas que efectivamente se desarrollan en el aula, problemática que también ha sido documentada en contextos internacionales (Andrews, 2015; Nussbaum, 2008). Desde una perspectiva pedagógica, la literatura ha destacado el papel de las estrategias didácticas activas en el desarrollo del pensamiento crítico, particularmente aquellas centradas en la argumentación, el aprendizaje basado en problemas y el análisis de casos (Hmelo-Silver, 2004; Kuhn, 2019). Estas metodologías promueven la construcción activa del conocimiento y favorecen procesos cognitivos como la evaluación de evidencias, la generación de contraargumentos y la toma de decisiones fundamentadas (Jonassen, 2011; Osborne, 2010). En esta línea, diversas investigaciones han demostrado que las

estrategias basadas en la argumentación académica, como los debates estructurados, la escritura argumentativa y el aprendizaje colaborativo, contribuyen significativamente al desarrollo del pensamiento crítico, al fomentar la interacción discursiva y la reflexión metacognitiva (Andrews, 2015; Quezada et al., 2024). Asimismo, estos enfoques favorecen la motivación intrínseca, la autorregulación y el compromiso académico, elementos esenciales para el aprendizaje profundo (Zimmerman, 2002). A nivel empírico, estudios recientes han evidenciado que la integración de prácticas argumentativas en entornos educativos mejora no solo el rendimiento académico, sino también la capacidad de los estudiantes para analizar críticamente información y participar en procesos de toma de decisiones complejas (Kuhn, 2019; Tiruneh et al., 2018). Sin embargo, a pesar de estos avances, persisten limitaciones en la literatura en relación con la validación estructural de estas propuestas pedagógicas mediante modelos estadísticos rigurosos.

En particular, son escasos los estudios que integran el diseño instruccional de estrategias didácticas con procedimientos de validación psicométrica, como el análisis factorial confirmatorio y el modelamiento de ecuaciones estructurales, lo que limita la replicabilidad y generalización de los hallazgos (Kline, 2016; Hair et al., 2010; Schumacker & Lomax, 2016). Esta limitación evidencia la necesidad de desarrollar modelos pedagógicos que no solo sean conceptualmente sólidos, sino también empíricamente verificables.

Frente a esta problemática, el presente estudio tiene el objetivo de analizar la relación entre las estrategias didácticas activas basadas en competencias argumentativas y el pensamiento crítico en estudiantes de educación superior. Para ello, se adopta un enfoque cuantitativo con componente instrumental, que integra análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio y modelamiento de ecuaciones estructurales, con el propósito de evaluar la estructura interna de los instrumentos y las relaciones entre los constructos. La relevancia de esta investigación radica en su contribución al desarrollo de modelos pedagógicos estructuralmente validados que articulen la innovación didáctica con el rigor metodológico. En el contexto de la educación superior peruana, la incorporación de estrategias basadas en la

argumentación constituye una vía pertinente para fortalecer el pensamiento crítico y promover una formación académica alineada con estándares internacionales. En este sentido, el estudio aporta evidencia empírica que respalda la integración sistemática de competencias argumentativas como eje central del desarrollo del pensamiento crítico en el ámbito universitario.

En función del marco teórico revisado y la evidencia empírica previa, se plantean las siguientes hipótesis de investigación:

H1. Las estrategias didácticas activas basadas en competencias argumentativas se asocian positiva y significativamente con el desarrollo del pensamiento crítico en estudiantes universitarios.

H2. Las dimensiones de las estrategias didácticas activas (trabajo colaborativo, debates académicos, estudio de casos, aprendizaje basado en proyectos y uso de materiales digitales) presentan cargas factoriales significativas en el modelo de medición.

H3. Las dimensiones del pensamiento crítico (análisis, inferencia, evaluación, explicación y autorregulación) configuran un modelo factorial con adecuados indicadores de validez y confiabilidad.

H4. El modelo estructural propuesto presenta un ajuste adecuado a los datos empíricos, evidenciado mediante índices de bondad de ajuste dentro de los rangos aceptables.

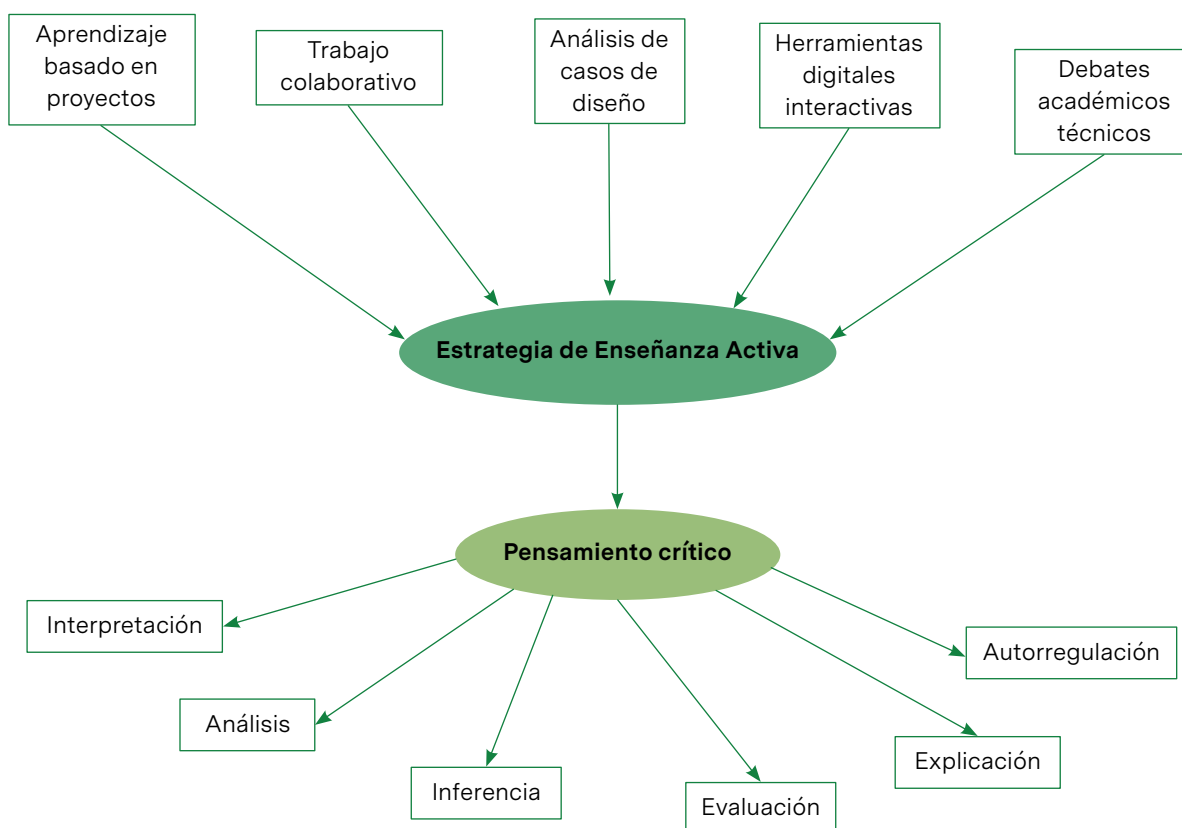
MATERIAL Y MÉTODO

Tipo y diseño del estudio

La presente investigación se desarrolló bajo un enfoque cuantitativo, orientado a la medición objetiva de variables mediante instrumentos estructurados y al análisis estadístico de las relaciones entre constructos (Hernández-Sampieri & Mendoza, 2018). El estudio es de tipo aplicado, dado que busca generar evidencia empírica orientada a la mejora de prácticas pedagógicas en el contexto de la educación superior (Bisquerra, 2019). Se adoptó un diseño no experimental de corte transversal, debido a que las variables no fueron manipuladas, sino observadas en su contexto natural (Kerlinger & Lee, 2002). El alcance del estudio es correlacional, ya que se analizan las asociaciones entre las estrategias didácticas activas y el pensamiento crítico, evitando inferencias causales dada la naturaleza del diseño (Ato et al., 2013). Asimismo, el estudio presenta un componente instrumental, al incluir la evaluación de las propiedades psicométricas del instrumento utilizado, tales como la validez de constructo y la consistencia interna, conforme a estándares en medición en ciencias sociales (Muñiz, 2018).

Figura 1

Modelo estructural de la estrategia didáctica activa orientada al desarrollo del pensamiento crítico



Participantes

La muestra estuvo conformada por 180 estudiantes universitarios de primeros ciclos académicos, seleccionados mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, en función de la accesibilidad y disponibilidad institucional. Este tipo de muestreo es frecuente en investigaciones educativas orientadas al análisis de relaciones entre variables en contextos reales (Etikan et al., 2016).

Instrumentos

Se crearon dos instrumentos para evaluar los dos constructos de estudio: (a) *estrategias didácticas activas basadas en competencias argumentativas* y (b) *pensamiento crítico*, en concordancia con modelos teóricos previos (Facione, 1990); para ambos instrumentos se utilizó una escala tipo Likert de cinco puntos (1 = totalmente en desacuerdo; 5 = totalmente de acuerdo). Para ambos instrumentos se calculó la validez de contenido evaluada mediante juicio de expertos, procedimiento recomendado para asegurar la pertinencia y coherencia conceptual de los ítems (Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez, 2008).

La estructura interna exploratoria se examinó mediante análisis factorial exploratorio (AFE), considerando criterios como cargas factoriales ($> .40$) y comunalidades. La consistencia interna se estimó mediante el coeficiente alfa de Cronbach, adoptando valores $\geq .70$ como indicadores de confiabilidad aceptable (Nunnally & Bernstein, 1994). De manera específica se obtuvieron los siguientes datos psicométricos:

Las **estrategias didácticas** incluyeron cinco dimensiones: trabajo colaborativo, debates académicos, estudios de caso, aprendizaje basado en proyectos y uso de materiales digitales interactivos. Se realizó un análisis factorial confirmatorio con el objetivo de evaluar la validez de constructo del modelo de estrategias didácticas activas. El modelo mostró un ajuste adecuado a los datos: $\chi^2/g.l. = 2.41$; CFI = .94; TLI = .92; RMSEA = .071; SRMR = .058, indicando una estructura factorial aceptable (Kline, 2016). Las cargas factoriales estandarizadas oscilaron entre .58 y .82, evidenciando una adecuada relación entre los ítems y sus factores respectivos. En términos de validez convergente, los valores de

varianza media extraída (AVE) se situaron entre .50 y .63, mientras que la confiabilidad compuesta (CR) presentó valores entre .74 y .88, superando los criterios recomendados (Hair et al., 2010).

El **pensamiento crítico** fue operacionalizado a partir de cinco dimensiones: análisis, inferencia, evaluación, explicación y autorregulación. El modelo de medición del constructo pensamiento crítico fue evaluado mediante análisis factorial confirmatorio, evidenciando un ajuste adecuado: $\chi^2/\text{gl} = 2.76$; CFI = .93; TLI = .91; RMSEA = .074; SRMR = .061. Las cargas factoriales estandarizadas variaron entre .60 y .84, lo que indica una adecuada representación de las dimensiones teóricas del constructo. La validez convergente fue confirmada mediante valores de AVE entre .52 y .66, mientras que la confiabilidad compuesta (CR) osciló entre .76 y .89.

Análisis de datos

El análisis de los datos se realizó utilizando los programas estadísticos Jamovi (versión 2.3) y JASP (versión 0.18). Se emplearon técnicas de estadística descriptiva y multivariada, organizadas de manera secuencial para evaluar la estructura de los instrumentos y las relaciones entre los constructos. En una primera etapa, se examinó la adecuación de los datos mediante el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett, con el fin de verificar la factorizabilidad de la matriz de correlaciones (Hair et al., 2010). Posteriormente, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) para identificar la estructura subyacente de los constructos, considerando cargas factoriales $\geq .40$ y valores adecuados de comunalidad. En una segunda etapa, se evaluó la consistencia interna mediante el coeficiente alfa de Cronbach ($\geq .70$) (Nunnally & Bernstein, 1994). Seguidamente, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (CFA) para evaluar la validez de constructo. Se analizaron las cargas factoriales estandarizadas, la varianza media extraída (AVE $\geq .50$) y la confiabilidad compuesta (CR $\geq .70$), conforme a los criterios de Fornell y Larcker (1981). Finalmente, se estimó el modelo estructural mediante modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM), utilizando el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), adecuado para muestras relativamente pequeñas (Kline, 2016). El ajuste del modelo se evaluó mediante índices como χ^2/df , CFI, NFI, IFI, RMSEA y RMR (Hair et al., 2010; Browne & Cudeck, 1993). Los coeficientes estructurales (β) y el coeficiente de determinación (R^2) se utilizaron

para examinar la magnitud de las asociaciones entre las variables. Dado el diseño transversal, los resultados se interpretan en términos de relaciones asociativas (Ato et al., 2013).

Aspectos éticos

El presente estudio se desarrolló en conformidad con los principios éticos establecidos para la investigación en ciencias sociales y educativas, garantizando el respeto por la dignidad, autonomía y confidencialidad de los participantes (American Psychological Association, 2017). Asimismo, el procedimiento se alineó con los principios generales de la Declaración de Helsinki en relación con la investigación con seres humanos (World Medical Association, 2013). La investigación contó con la aprobación de la instancia académica correspondiente de la institución universitaria donde se llevó a cabo el estudio, conforme a las normativas institucionales vigentes para investigaciones con estudiantes. Previo a la recolección de datos, los participantes fueron informados de manera clara y comprensible sobre los objetivos del estudio, su carácter académico, la voluntariedad de su participación y su derecho a retirarse en cualquier momento sin repercusiones académicas. Todos los estudiantes otorgaron su consentimiento informado de forma libre y explícita, en concordancia con los estándares éticos para la investigación con personas (American Psychological Association, 2017). Se garantizó el anonimato mediante la codificación de los cuestionarios y la eliminación de cualquier información identificable. Los datos fueron tratados de forma confidencial y analizados de manera agregada, asegurando su uso exclusivo con fines científicos y el cumplimiento de los principios de protección de datos personales en investigación (American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education, 2014).

RESULTADOS

a) Evaluación de los instrumentos de medición

Se realizó un análisis factorial exploratorio con una muestra preliminar al estudio ($n=180$) con el objetivo de identificar la estructura subyacente de los instrumentos. La adecuación muestral fue

confirmada mediante el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0.82), mientras que la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($\chi^2 = 1245.36$, gl = 190, $p < .001$), evidenciando la factorizabilidad de los datos. Para la extracción de factores se utilizó el método de factorización de ejes principales (Principal Axis Factoring), se aplicó una rotación ortogonal Varimax con normalización Kaiser, con el propósito de facilitar la interpretabilidad de la estructura factorial mediante la obtención de una “estructura simple”, en la que cada variable presenta altas cargas en un único factor y cargas bajas en los restantes.

En el caso del constructo **estrategias didácticas activas**, el AFE reveló una estructura con cinco

indicadores, explicando el 34.33% de la varianza total. Las cargas factoriales oscilaron entre .58 y .78, destacando el trabajo colaborativo (.78) y los materiales digitales interactivos (.75) como los indicadores con mayor peso. Para el constructo **pensamiento crítico**, el análisis identificó cinco dimensiones coherentes con el marco teórico: evaluación, inferencia, análisis, explicación y autorregulación. Los eigenvalores fueron superiores a 1 en todos los casos, y la varianza explicada por cada dimensión osciló entre 25% y 34%. Las cargas factoriales promedio se situaron entre .69 y .78, lo que indica una adecuada representación de los ítems en sus respectivos factores.

Tabla 1

Indicadores de ajuste y validez del modelo de medición (CFA)

Instrumentos de medición	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Cargas factoriales	AVE	CR
Estrategias didácticas activas	2.41	.94	.92	.071	.058	.58 – .82	.50 – .63	.74 – .88
Pensamiento crítico	2.76	.93	.91	.074	.061	.60 – .84	.52 – .66	.76 – .89

En la tabla 1 se evaluó el modelo de medición mediante análisis factorial confirmatorio (CFA) que se realizó con la muestra de estudio ($n=180$) con el fin de examinar la validez de constructo de las variables latentes. Para el constructo estrategias didácticas activas, el modelo presentó un ajuste adecuado: $\chi^2/\text{gl} = 2.41$; CFI = .94; TLI = .92; RMSEA = .071; SRMR = .058. Las cargas factoriales estandarizadas oscilaron entre .58 y .82. Los valores de varianza media extraída (AVE) se situaron entre .50 y .63, mientras que la confiabilidad compuesta (CR) osciló entre .74 y .88, evidenciando adecuada validez convergente y consistencia interna. En el caso del pensamiento crítico, el modelo evidenció un ajuste aceptable: $\chi^2/\text{gl} = 2.76$; CFI = .93; TLI = .91; RMSEA = .074; SRMR = .061. Las cargas factoriales variaron entre .60 y .84, con valores de AVE entre .52 y .66 y CR entre .76 y .89.

La consistencia interna de los instrumentos fue evaluada mediante el coeficiente alfa de Cronbach. El constructo estrategias didácticas activas presentó un valor de $\alpha = .75$, indicando una confiabilidad aceptable. Por su parte, el pensamiento crítico mostró coeficientes entre .79 y .85 en sus dimensiones, evidenciando niveles adecuados de consistencia interna.

b) Ajuste del modelo estructural

El modelo estructural fue estimado mediante modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM) utilizando el método ULS. Los índices de ajuste global evidenciaron una adecuada correspondencia entre el modelo teórico y los datos observados: $\chi^2/\text{gl} = 4.13$; CFI = .93; NFI = .91; IFI = .93; RMSEA = .065; RMR = .041. Estos valores se encuentran dentro de los rangos recomendados en la literatura, lo que indica un ajuste aceptable del modelo (Ver tabla 2).

Tabla 2

Índices de ajuste del modelo estructural para estrategias de enseñanza activa y pensamiento crítico

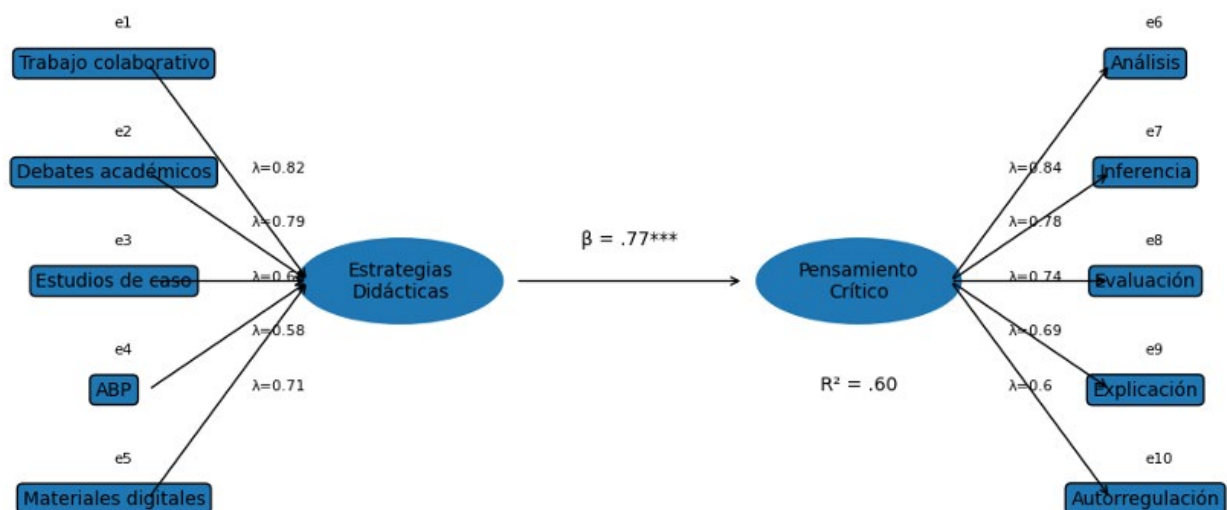
Criterio	Estadístico	Valor recomendado	¿Cumple?	Referencia
χ^2/gf	4.13	≤ 5	Sí	Hair et al. (2010)
CFI	.93	≥ 0.90	Sí	Hair et al. (2010)
RMR	.041	≤ 0.05	Sí	Hair et al. (2010)
RMSEA	.065	≤ 0.08	Sí	Browne y Cudeck (1993)
NFI	.91	≥ 0.90	Sí	Hair et al. (2010)
IFI	.93	≥ 0.90	Sí	Hair et al. (2010)

El modelo estructural evidenció que las estrategias didácticas activas constituyen un constructo latente coherente, asociado de manera significativa con el desarrollo del pensamiento crítico. La dirección y magnitud de las relaciones estimadas sugieren que metodologías como el trabajo colaborativo, los debates académicos y el aprendizaje basado en proyectos no operan de manera aislada, sino como componentes integrados de una estrategia pedagógica orientada al fortalecimiento de habilidades cognitivas superiores. La representación gráfica (Figura 2) del modelo evidencia conexiones entre la variable exógena (estrategias didácticas activas) y la variable endógena (pensamiento crítico), mostrando

un patrón estructural consistente con el marco conceptual adoptado. Esta validación empírica confirma la coherencia estadística del modelo, y también respaldaría su aplicabilidad como herramienta didáctica en contextos universitarios. El análisis de los coeficientes estructurales mostró una asociación positiva y significativa entre las estrategias didácticas activas y el pensamiento crítico ($\beta = .77$, $p < .001$). Asimismo, el modelo presentó un coeficiente de determinación de $R^2 = .60$ para el pensamiento crítico, lo que indica que las estrategias didácticas activas se asocian con el 60% de la varianza del constructo en la muestra analizada.

Figura 2

Diagrama de senderos del modelo propuesto



Nota: variable exógena= Estrategias didácticas; variable endógena= pensamiento crítico

DISCUSIÓN

Los resultados del estudio evidencian una asociación positiva y significativa entre las estrategias didácticas activas y el pensamiento crítico, lo que respalda la relevancia de enfoques pedagógicos centrados en la argumentación, la interacción colaborativa y la resolución de problemas en educación superior. Este hallazgo es consistente con los planteamientos clásicos sobre el pensamiento crítico como un proceso complejo que involucra habilidades de análisis, evaluación e inferencia (Facione, 1990; Ennis, 1985), y se alinea con evidencia empírica reciente que demuestra que las metodologías activas favorecen el desarrollo de estas competencias cuando se integran de manera sistemática en el currículo (Abrami et al., 2015; Tiruneh et al., 2018). En el contexto específico de las estrategias didácticas basadas en la argumentación, los resultados coinciden con investigaciones previas que destacan el papel de los debates académicos y la interacción discursiva en la construcción del pensamiento crítico, al promover procesos de contraargumentación y evaluación de evidencias (Andrews, 2015; Nussbaum, 2008; Osborne, 2010). Por otro lado, los resultados obtenidos en relación con el aprendizaje basado en problemas y el análisis de casos son coherentes con la literatura que señala que estas metodologías favorecen el razonamiento complejo al situar a los estudiantes en escenarios que requieren la aplicación de conocimientos en contextos reales (Hmelo-Silver, 2004; Jonassen, 2011). En esta línea, el trabajo colaborativo también emerge como un componente relevante, en concordancia con estudios que evidencian que la interacción social potencia procesos metacognitivos y de regulación del aprendizaje (Zimmerman, 2002). Desde una perspectiva estructural, la magnitud del coeficiente obtenido ($\beta = .77$) sugiere que las estrategias didácticas activas constituyen un factor relevante en la explicación del pensamiento crítico. No obstante, en coherencia con lo señalado por Kline (2016), estos resultados deben interpretarse en términos de asociaciones estructurales y no como relaciones causales, dado el carácter transversal del diseño. Finalmente, la estructura multidimensional del pensamiento crítico identificada en el estudio respalda su conceptualización como un constructo complejo, tal como ha sido ampliamente documentado en la literatura (Facione, 1990; Halpern, 2014). En este sentido, el estudio no solo confirma hallazgos

previos, sino que aporta evidencia empírica en el contexto latinoamericano, donde aún son limitados los estudios que integran innovación pedagógica con validación estructural rigurosa.

LIMITACIONES

El presente estudio presenta limitaciones que deben considerarse al interpretar los resultados. En primer lugar, el diseño transversal impide establecer relaciones causales entre las estrategias didácticas activas y el pensamiento crítico; por tanto, los hallazgos deben interpretarse en términos de asociaciones estructurales (Ato et al., 2013; Kline, 2016). En segundo lugar, el uso de un muestreo no probabilístico por conveniencia restringe la generalización de los resultados a otros contextos educativos. Aunque el modelo evidenció adecuados indicadores de validez y confiabilidad, su aplicabilidad se limita al contexto institucional analizado. Asimismo, la utilización de instrumentos de autorreporte puede introducir sesgos asociados a la percepción subjetiva de los participantes. Si bien se obtuvieron propiedades psicométricas satisfactorias, la incorporación de medidas complementarias permitiría fortalecer la validez de los hallazgos (Hair et al., 2010). Por otro lado, el estudio se centró en la validación estructural en un momento específico, sin evaluar la estabilidad temporal del modelo. Futuros estudios podrían incorporar diseños longitudinales para analizar la evolución del pensamiento crítico en el tiempo (Halpern, 2014). Finalmente, el pensamiento crítico es un constructo multidimensional influido por diversas variables personales y contextuales que no fueron consideradas en este estudio.

CONCLUSIONES

La presente investigación aporta evidencia empírica sobre la asociación entre las estrategias didácticas activas y el desarrollo del pensamiento crítico en estudiantes universitarios. A partir del análisis factorial exploratorio y del modelamiento de ecuaciones estructurales, los resultados evidencian que metodologías centradas en la argumentación, el trabajo colaborativo y la deliberación académica se asocian de manera positiva con el pensamiento crítico, explicando una proporción sustantiva

de su varianza en la muestra analizada. Estos hallazgos respaldan la relevancia de integrar enfoques pedagógicos activos en la formación universitaria, particularmente en los primeros ciclos. Asimismo, el estudio aporta evidencia sobre la validez psicométrica de un instrumento multidimensional que evalúa el pensamiento crítico en sus dimensiones de análisis, inferencia, evaluación, explicación y autorregulación, mostrando adecuados niveles de consistencia interna y validez de constructo. En este sentido, el trabajo contribuye tanto a la comprensión del fenómeno como al desarrollo de herramientas metodológicas para su evaluación en contextos educativos. Desde una perspectiva aplicada, los resultados ofrecen orientaciones para la planificación pedagógica en educación superior, sugiriendo que las estrategias didácticas basadas en la interacción, el diálogo académico y la resolución de problemas pueden favorecer entornos de aprendizaje que promuevan el desarrollo del pensamiento crítico. No obstante, los hallazgos deben interpretarse considerando las limitaciones del diseño transversal. En consecuencia, futuras investigaciones podrían incorporar diseños longitudinales o cuasi-experimentales, así como variables adicionales, como la motivación académica o el clima de aula, que permitan ampliar la comprensión del fenómeno.

Fuentes de financiamiento:

La presente investigación no recibió financiamiento específico de entidades públicas, comerciales o sin fines de lucro.

Conflicto de intereses:

El autor declara no tener conflictos de interés relacionados con la investigación, autoría y/o publicación del presente artículo.

Rol del autor:

Conceptualización del estudio, diseño metodológico y redacción de la introducción. La recolección de datos fue realizada por el equipo investigador. El análisis estadístico y la elaboración de los resultados estuvieron a cargo del investigador principal.

Aprobación ética:

La investigación contó con las autorizaciones correspondientes y se garantizó la confidencialidad y el consentimiento informado de los participantes.

REFERENCIAS

- Abrami, P. C., Bernard, R. M., Borokhovski, E., Wade, C. A., Surkes, M. A., Tamim, R., & Zhang, D. (2015). Strategies for teaching students to think critically: A meta-analysis. *Review of Educational Research*, 85(2), 275–314. <https://doi.org/10.3102/0034654314551063>
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. American Educational Research Association.
- American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. APA.
- Andrews, R. (2015). *Argumentation in higher education: Improving practice through theory and research*. Routledge.
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bisquerra, R. (2019). *Metodología de la investigación educativa*. La Muralla.
- Brookfield, S. D. (2017). *Becoming a critically reflective teacher* (2nd ed.). Jossey-Bass.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Sage.
- Ennis, R. H. (1985). A logical basis for measuring critical thinking skills. *Educational Leadership*, 43(2), 44–48. <https://www.ascd.org/el/articles/a-logical-basis-for-measuring-critical-thinking-skills>
- Escobar-Pérez, J., & Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6 (1), 27–36. https://www.humanas.unal.edu.co/lab_psicometria/application/files/9416/0463/3548/Vol_6_Articulo3_Juicio_de_expertos_27-36.pdf

- Etikan, I., Musa, S. A., & Alkassim, R. S. (2016). Comparison of convenience sampling and purposive sampling. *American Journal of Theoretical and Applied Statistics*, 5(1), 1–4. <https://doi.org/10.11648/j.ajtas.20160501.11>
- Facione, P. A. (1990). *Critical thinking: A statement of expert consensus for purposes of educational assessment and instruction*. The Delphi Report.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.
- Halpern, D. F. (2014). *Thought and knowledge: An introduction to critical thinking* (5th ed.). Psychology Press.
- Hernández-Sampieri, R., & Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación: Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. McGraw-Hill.
- Hmelo-Silver, C. E. (2004). Problem-based learning: What and how do students learn? *Educational Psychology Review*, 16(3), 235–266. <https://doi.org/10.1023/B:EDPR.0000034022.16470.f3>
- Jonassen, D. (2011). Supporting problem solving in PBL. *Interdisciplinary Journal of Problem-Based Learning*, 5(2), 95–119. <https://doi.org/10.7771/1541-5015.1256>
- Kerlinger, F. N., & Lee, H. B. (2002). *Investigación del comportamiento* (4th ed.). McGraw-Hill.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Kuhn, D. (2019). Critical thinking as discourse. *Human Development*, 62(3), 146–164. <https://doi.org/10.1159/000500171>
- Muñiz, J. (2018). *Introducción a la psicometría*. Pirámide.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Nussbaum, E. M. (2008). Collaborative discourse, argumentation, and learning: Preface and literature review. *Contemporary Educational Psychology*, 33(3), 345–359. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2008.06.001>
- Osborne, J. (2010). Arguing to learn in science: The role of collaborative, critical discourse. *Science*, 328(5977), 463–466. <https://doi.org/10.1126/science.1183944>
- Paul, R., & Elder, L. (2008). *The miniature guide to critical thinking*. Foundation for Critical Thinking.
- Prince, M. (2004). Does active learning work? A review of the research. *Journal of Engineering Education*, 93(3), 223–231. <https://doi.org/10.1002/j.2168-9830.2004.tb00809.x>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2016). *A beginner's guide to structural equation modeling* (4th ed.). Routledge.
- Tiruneh, D. T., De Cock, M., & Elen, J. (2018). Designing learning environments for critical thinking: Examining effective instructional approaches. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 16(6), 1065–1089. <https://doi.org/10.1007/s10763-017-9829-z>
- World Medical Association. (2013). World Medical Association Declaration of Helsinki. *JAMA*, 310(20), 2191–2194. <https://doi.org/10.1001/jama.2013.281053>
- Zimmerman, B. J. (2002). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory Into Practice*, 41(2), 64–70. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2