

Florian.docx



Universidad Peruana Union

Detalles del documento

Identificador de la entrega

trn:oid:::29566:605872515

Fecha de entrega

8 jul 2026, 11:46 a.m. GMT-5

Fecha de descarga

8 jul 2026, 11:51 a.m. GMT-5

Nombre del archivo

Florian.docx

Tamaño del archivo

994.5 KB

20 páginas

7681 palabras

46.087 caracteres

13% Similitud general

El total combinado de todas las coincidencias, incluidas las fuentes superpuestas, para ca...

Filtrado desde el informe

- Bibliografía
- Texto citado
- Texto mencionado
- Coincidencias menores (menos de 8 palabras)

Fuentes principales

- 9%  Fuentes de Internet
- 5%  Publicaciones
- 11%  Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Marcas de integridad

N.º de alertas de integridad para revisión

No se han detectado manipulaciones de texto sospechosas.

Los algoritmos de nuestro sistema analizan un documento en profundidad para buscar inconsistencias que permitirían distinguirlo de una entrega normal. Si advertimos algo extraño, lo marcamos como una alerta para que pueda revisarlo.

Una marca de alerta no es necesariamente un indicador de problemas. Sin embargo, recomendamos que preste atención y la revise.

Fuentes principales

- 9% Fuentes de Internet
- 5% Publicaciones
- 11% Trabajos entregados (trabajos del estudiante)

Fuentes principales

Las fuentes con el mayor número de coincidencias dentro de la entrega. Las fuentes superpuestas no se mostrarán.

1	Trabajos entregados	University of Sydney on 2017-09-06	<1%
2	Internet	polodelconocimiento.com	<1%
3	Internet	www.biorxiv.org	<1%
4	Internet	www.tdx.cat	<1%
5	Internet	www.mclibre.org	<1%
6	Trabajos entregados	Universidad Peruana Union on 2025-11-13	<1%
7	Internet	www.coursehero.com	<1%
8	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-04-11	<1%
9	Trabajos entregados	Escuela Superior Politécnica del Litoral on 2017-10-13	<1%
10	Trabajos entregados	Universidad Internacional de la Rioja on 2026-05-21	<1%
11	Trabajos entregados	Universidad de Salamanca on 2026-07-03	<1%

12	Internet	repositorio.ucv.edu.pe	<1%
13	Internet	www.researchgate.net	<1%
14	Trabajos entregados	Horry Georgetown Technical College on 2023-07-28	<1%
15	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-04-20	<1%
16	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-05-22	<1%
17	Trabajos entregados	Universitat Oberta de Catalunya on 2026-05-05	<1%
18	Trabajos entregados	The University of Memphis on 2026-03-24	<1%
19	Trabajos entregados	Universidad Internacional de la Rioja on 2025-06-18	<1%
20	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-05-24	<1%
21	Publicación	Núria Mollá, Montserrat Castelló. " Characterisation of the professional identity o...	<1%
22	Trabajos entregados	Universidad Nacional de San Cristóbal de Huamanga on 2026-07-01	<1%
23	Trabajos entregados	Universidad San Ignacio de Loyola on 2026-06-17	<1%
24	Internet	dgsa.uaeh.edu.mx:8080	<1%
25	Publicación	Antonia Lorente-Anguís, Esther Lopez-Zafra. " Couple-Specific Dependency Scale i...	<1%

26	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-05-23	<1%
27	Publicación	Tamás Storcz, Gábor Gyurák, Zsolt Ercsey. "Comparative Study of Regression Mod...	<1%
28	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-05-24	<1%
29	Publicación	Bo Hu, Lu Qin, Meghan Sullivan, Jonathan Templin. "Contemporary approaches to...	<1%
30	Trabajos entregados	CONACYT on 2018-06-19	<1%
31	Publicación	Filipe Rodrigues, Diogo Santos Teixeira, Henrique Pereira Neiva, Luís Cid, Diogo ...	<1%
32	Trabajos entregados	Universidad Cesar Vallejo on 2026-06-02	<1%
33	Trabajos entregados	Universidad Cesar Vallejo on 2026-06-02	<1%
34	Trabajos entregados	Universidad Tecnologica del Peru on 2026-05-27	<1%
35	Trabajos entregados	Universidad de Alcalá on 2026-06-17	<1%
36	Internet	app.periodikos.com.br	<1%
37	Internet	dialnet.unirioja.es	<1%
38	Internet	revistahorizontes.org	<1%
39	Internet	worldwidescience.org	<1%

40	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-05-20	<1%
41	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-05-24	<1%
42	Trabajos entregados	Universidad Rey Juan Carlos on 2026-07-07	<1%
43	Trabajos entregados	Universidad de Córdoba on 2026-06-01	<1%
44	Internet	revistas.ulasalle.edu.pe	<1%
45	Internet	www.aemarkcongresos.com	<1%
46	Internet	www.mdpi.com	<1%
47	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-04-21	<1%
48	Trabajos entregados	Blackboard on 2026-05-25	<1%
49	Publicación	Camila Umaña Ruiz, Viviola Gómez Ortiz, Pedro R. Gil-Monte, Pedro Gil-LaOrden, S...	<1%
50	Publicación	Mirian Grimaldo, Jossué Correa-Rojas, Eduardo Manzanares, Karen Macavilca-Mil...	<1%
51	Publicación	Sergio Dominguez-Lara, Rony Prada-Chapoñan, Marbel Gravini-Donado. "Estruct...	<1%
52	Trabajos entregados	Universidad Cesar Vallejo on 2026-05-26	<1%
53	Trabajos entregados	Universidad ESAN -- Escuela de Administración de Negocios para Graduados on 2...	<1%

54	Trabajos entregados	Universidad La Salle Oaxaca A.C. on 2026-01-09	<1%
55	Trabajos entregados	Universidad Ort on 2025-10-09	<1%
56	Trabajos entregados	Universidad Tecnologica del Peru on 2025-07-19	<1%
57	Trabajos entregados	Universidad de Navarra on 2026-01-08	<1%
58	Trabajos entregados	consultoriadeserviciosformativos on 2025-05-23	<1%
59	Internet	doaj.org	<1%
60	Internet	fundacionpetra.cl	<1%
61	Internet	repositorio.tec.mx	<1%
62	Internet	repositorio.xoc.uam.mx	<1%
63	Internet	revista.uasb.edu.bo	<1%
64	Internet	revistas.usat.edu.pe	<1%
65	Internet	ve.scielo.org	<1%

Validación de la escala del pensamiento complejo para la investigación científica en estudiantes de ingeniería peruanos

1 Jhastin Arturo Florián Huamán¹, Lionel Abel Quispe Monteagudo ¹, Calixto Tapullima-Mori^{2*}

2 ¹Escuela de Posgrado, Universidad Peruana Unión, Lima, Perú

3 ²Escuela de Psicología, Universidad Peruana Unión, Tarapoto, Perú

4 * **Correspondence:**

5 Calixto Tapullima-Mori

6 calixto.tapullima@upeu.edu.pe

7 **Keywords:** pensamiento complejo, validación de escala, estudiantes de ingeniería, análisis factorial
8 confirmatorio, educación superior

9 Abstract

10 La evaluación del pensamiento complejo en la formación investigativa universitaria aún es limitada
11 debido a la escasez de instrumentos psicométricamente validados y adaptados a contextos
12 disciplinarios. El objetivo del presente estudio fue desarrollar y validar la Escala de Pensamiento
13 Complejo para la Investigación Científica en universitarios de ingeniería peruanos. El estudio siguió
14 un diseño instrumental con 506 universitarios distribuidos en una muestra exploratoria (n = 250) y
15 confirmatoria (n = 256). Se analizaron evidencias de validez de contenido, estructura interna, validez
16 de criterio y fiabilidad. El análisis exploratorio identificó una estructura bidimensional compuesta por
17 dos factores: Razonamiento crítico-estratégico y Autorregulación metacognitiva, que explicaron el
18 63.6% de la varianza total. El análisis factorial confirmatorio confirmó esta estructura, presentando
19 adecuados índices de ajuste (CFI = 0.951, TLI = 0.949, RMSEA = 0.054, SRMR = 0.049). Las
20 puntuaciones de pensamiento complejo mostraron correlaciones positivas con el estrés académico
21 positivo, así como con la satisfacción académica, y ausencia de relación con el estrés negativo, lo que
22 aporta evidencia discriminante y convergente. La consistencia interna fue elevada para la puntuación
23 global ($\alpha = 0.968$; $\omega = 0.968$). En conjunto, estos resultados apoyan la validez y confiabilidad del
24 instrumento. El EPC-39 ofrece una medida válida y confiable del constructo en ámbitos de
25 investigación universitaria.

26 1 Introduction

27 El pensamiento complejo ha adquirido relevancia en la educación superior por su capacidad para
28 abordar problemas complejos. Este enfoque permite la incorporación de distintas perspectivas, el
29 análisis integral de fenómenos y la generación de respuestas adaptativas en contextos científicos
30 rigurosos (Baena-Rojas et al., 2022). En el contexto universitario, se reconoce como una habilidad
31 cognitiva superior que promueve la investigación, el aprendizaje autónomo, los análisis críticos y la
32 comprensión integral de la realidad (Vázquez-Parra et al., 2022). La evidencia empírica señala que el
33 pensamiento complejo no se desarrolla de manera uniforme en los distintos campos de formación.
34 Las distinciones pedagógicas y curriculares crean perfiles cognitivos distintos, particularmente entre
35 los estudiantes de ingeniería y los de otras carreras universitarias (Vázquez-Parra et al., 2023).

La resolución efectiva de problemas en las carreras de ingeniería necesita la combinación de pensamiento crítico, creatividad, razonamiento analítico y comprensión sistémica para generar soluciones técnicas viables y sostenibles en entornos tecnológicamente complejos (Stoev & Stoeva, 2024). Este enfoque no solo resulta crucial para resolver problemas técnicos, sino también para el proceso de producción de conocimiento científico, en el que interviene de manera clave el pensamiento complejo. En este sentido, las dimensiones de metacognición y análisis sistémico son esenciales. Li et al. (2024) enfatizan que la metacognición, al facilitar la reflexión sobre los procesos cognitivos propios, permite a los investigadores ajustar sus estrategias y mejorar la toma de decisiones durante el estudio. Esta capacidad de autorregulación se complementa con el análisis sistémico, un factor del pensamiento complejo, que, como señala Crilly (2026), permite comprender las interconexiones entre diferentes variables y facilita un enfoque integral de los problemas científicos. Estas dimensiones resultan esenciales para el desarrollo de una investigación científica, sobre todo en campos como la ingeniería, donde los problemas son complejos y multidimensionales.

En el ámbito internacional, solo una fracción pequeña de los estudiantes universitarios alcanza altos niveles de habilidades cognitivas complejas, indicando una desigualdad entre las exigencias educativas actuales y los resultados prácticos en la formación (OECD, 2024). Aunque el pensamiento complejo suele estar presente en los planes de estudio, su valoración a través de instrumentos validados psicométricamente sigue siendo escasa, lo cual obstaculiza la fundamentación de decisiones pedagógicas en pruebas empíricas (Ramírez Mendoza et al., 2025). Esta situación es más evidente en los campos técnicos, donde se mantienen perspectivas reduccionistas que obstaculizan la evaluación global de las destrezas cognitivas superiores (Olivero-Sánchez & Navas-Montes, 2024; Sihuay et al., 2024).

En Perú, esta diferencia se vuelve más evidente. Recientes estudios muestran menores niveles de pensamiento complejo en estudiantes de ingeniería en comparación con otras áreas del conocimiento (Antón et al., 2024). Además, la ausencia de instrumentos específicos diseñados y validados limita su inclusión en los procesos de innovación curricular y los sistemas de evaluación académica de esta población (Guillermo & López-Regalado, 2025). Esta restricción también está vinculada con niveles de producción científica más bajos y con problemas para tratar cuestiones socioambientales desde perspectivas sistémicas (Canales-Sermeño et al., 2025), por lo que resulta pertinente desarrollar instrumentos de medición válidos y confiables que se ajusten al entorno universitario peruano (Alva Miguel et al., 2024).

Aunque múltiples estudios han reportado estructuras factoriales consistentes y niveles apropiados de fiabilidad en escalas de pensamiento complejo, utilizando análisis factorial exploratorio y confirmatorio (Avendaño-Porras et al., 2022; Castillo-Martínez et al., 2024; Silva Pacheco & Iturra Herrera, 2023; Vázquez-Parra et al., 2024), no existen instrumentos validados para estudiantes universitarios de ingeniería en Perú. Por lo tanto, su aplicabilidad en términos de disciplina y su validez contextual son limitadas.

A nivel conceptual, el pensamiento complejo se sustenta en el paradigma propuesto por Edgar Morin, quien cuestionó la fragmentación cartesiana del conocimiento y propuso una visión basada en la interdependencia, la incertidumbre y la integración de saberes (Morin, 1992, 2005). En el ámbito de la investigación académica, este constructo se manifiesta en la formulación de problemas, el análisis crítico de las evidencias, la organización metodológica y la autogestión de los procesos cognitivos a lo largo del proceso de generación del conocimiento (Cadavid & Ríos, 2024; Cruz-Sandoval et al., 2023; Ramírez-Montoya & Portuguese-Castro, 2024; Rosero et al., 2025).

Para su evaluación, el pensamiento complejo puede ser entendido como una serie de procesos interconectados que abarcan la solución de problemas, la metacognición, el análisis crítico, la creatividad y el pensamiento sistémico. Su evaluación requiere instrumentos de medición válidos y confiables que faciliten diagnósticos exactos y decisiones educativas fundamentadas (Arias & Sireci, 2021). En este contexto, ante la falta de herramientas adaptadas al contexto local, el presente estudio tuvo como objetivo desarrollar y validar una escala de pensamiento complejo para la investigación científica en estudiantes universitarios de ingeniería peruanos, proporcionando pruebas de validez de contenido, estructura interna, relación con criterios externos y fiabilidad interna.

2 Metodología

2.1 Diseño del estudio

El estudio empleó un enfoque cuantitativo, con un diseño no experimental, transversal e instrumental, enfocado en el desarrollo y validación psicométrica de una escala de pensamiento complejo para la investigación científica en estudiantes de ingeniería. Se utilizó una estrategia de validación cruzada mediante partición muestral independiente para el análisis factorial exploratorio (AFE) y el análisis factorial confirmatorio (AFC), con el fin de evaluar la estabilidad de la estructura interna y calcular evidencia de fiabilidad y validez.

2.2 Participantes

La muestra original estuvo conformada por 512 estudiantes de ingeniería de universidades peruanas. Tras el proceso de depuración de datos y verificación de criterios de inclusión, se conservaron 506 registros válidos. De esta muestra, se utilizaron 250 estudiantes para el AFE y 256 estudiantes para el AFC, siguiendo las recomendaciones metodológicas para la validación de instrumentos psicométricos (Worthington & Whittaker, 2006). En la submuestra del AFE, la edad media era de 21,3 años (DE = 3,31), mientras que en la submuestra del AFC era de 21,9 años (DE = 4,04). Las características sociodemográficas detalladas de ambas submuestras se presentan en la Tabla 1. La diferencia en la composición de las submuestras entre AFE y AFC, en la que los estudiantes de universidades privadas predominaron en el AFE y los de universidades públicas en el AFC, representa una limitación del estudio, y es necesario tenerla en cuenta al interpretar los resultados.

Tabla 1. Características sociodemográficas de las muestras AFE y AFC

Variable	AFE (n = 250)		AFC (n = 256)	
	F	%	F	%
Sexo				
Masculino	150	60	121	47.3
Femenino	100	40	135	52.7
Edad (M, SD)	21.3 (3.31)		21.9 (4.04)	
Estado civil				
Casado	11	4.4	4	1.6
Soltero	239	95.6	252	98.4
Procedencia				
Costa	187	74.8	176	68.8
Sierra	51	20.4	73	28.5
Selva	12	4.8	7	2.7
Tipo de universidad				
Privada	205	82	51	19.9
Pública	45	18	205	80.1

108 2.3 Instrumento

109 Se desarrolló la Escala de Pensamiento Complejo para la Investigación Científica (EPC-IC) con el
 61 110 propósito de evaluar competencias de pensamiento complejo en el contexto de la formación
 111 investigativa en estudiantes de ingeniería. La versión inicial del instrumento estuvo compuesta por 43
 2 112 ítems distribuidos teóricamente en cinco dimensiones (resolución de problemas, análisis crítico,
 113 metacognición, análisis sistémico y creatividad) basadas en el modelo de pensamiento complejo
 114 propuesto por (Tobón & Luna-Nemecio, 2021). Los ítems fueron formulados en formato de escala
 2 115 tipo Likert de cinco puntos, con opciones de respuesta que oscilaron entre 1 (“totalmente en
 116 desacuerdo”) y 5 (“totalmente de acuerdo”).

13 117 El desarrollo del instrumento siguió un proceso sistemático basado en el modelo de construcción de
 118 escalas propuesto por (Churchill, 1979), que comprende la definición conceptual del constructo, la
 44 119 generación del banco inicial de ítems, la validación de contenido mediante juicio de expertos, la
 120 aplicación piloto y el análisis psicométrico posterior. En la etapa de validación del contenido, los
 121 ítems fueron evaluados por expertos en investigación científica y educación superior, quienes
 122 revisaron su claridad, pertinencia y coherencia conceptual. Se realizaron las modificaciones
 123 pertinentes en su redacción.

124 2.4 Procedimiento

125 El desarrollo del instrumento se llevó a cabo mediante un cuestionario digital que fue administrado
 21 126 colectivamente. La participación fue anónima y voluntaria. Los participantes fueron informados
 127 previamente de los objetivos del estudio y dieron su consentimiento informado. El comité de ética
 128 institucional pertinente aprobó el estudio.

129 2.5 Análisis estadístico

49 130 El análisis estadístico inició con la evaluación del comportamiento inicial de los ítems mediante el
 6 131 cálculo de estadísticas descriptivas, que incluían media, desviación estándar, asimetría y curtosis, con
 11 132 el propósito de comprobar la distribución y la adecuación de los ítems. Se analizaron las
 133 correlaciones ítem-total corregidas para examinar la homogeneidad de los ítems, y se usaron las
 134 comunales para estimar la varianza compartida entre los indicadores con los factores latentes.

54 135 La estructura interna del instrumento fue evaluada mediante un enfoque de validación cruzada. Se
 24 136 llevó a cabo un AFE utilizando una submuestra independiente, con el objetivo de determinar la
 137 estructura subyacente del constructo. Se utilizó la prueba de esfericidad de Bartlett y el índice KMO
 138 (Kaiser-Meyer-Olkin) para verificar si los datos fueron aptos para este procedimiento. El análisis
 139 paralelo y los estándares teóricos de coherencia conceptual fueron utilizados para determinar la
 140 cantidad de factores.

19 141 Posteriormente, se desarrolló un AFC utilizando el estimador WLSMV (Weighted Least Squares
 142 Mean and Variance Adjusted), apropiado para datos ordinales tipo Likert. El ajuste del modelo se
 4 143 evaluó a partir de múltiples índices: estadístico χ^2 , Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index
 144 (TLI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) y Standardized Root Mean Square
 145 Residual (SRMR). Se consideraron adecuados valores de CFI y TLI $\geq .90$, RMSEA $\leq .08$ y SRMR $\leq$
 146 $.08$. Se realizaron ajustes de los ítems con base en los índices de modificación, los cuales señalaron
 147 redundancia entre ciertos ítems. Aquellos que presentaron alta correlación con otros dentro de su
 148 factor fueron depurados, lo que permitió reducir la escala de 43 a 39 ítems. La consistencia interna de
 20 149 la estructura resultante se estimó mediante los coeficientes alfa de Cronbach (α) y omega de

McDonald (ω). Asimismo, se examinó la validez convergente y discriminante mediante correlaciones entre las puntuaciones de la escala y variables externas teóricamente vinculadas al desempeño académico: satisfacción con los estudios y estrés académico. Los análisis descriptivos y análisis factoriales se ejecutaron en Jamovi versión 2.6.44.

3 Resultados

3.1 Validez de contenido

La validez de contenido de la Escala de Pensamiento Complejo para la Investigación Científica (EPC-IC) fue evaluada mediante el coeficiente V de Aiken a partir del juicio de siete expertos en educación superior e investigación científica. Los coeficientes V de Aiken oscilaron entre .90 y 1.00, superando ampliamente el punto de corte recomendado (0.70), lo que evidencia una adecuada representatividad del contenido del instrumento (véase Tabla 2). Si bien los índices cuantitativos fueron satisfactorios, las observaciones cualitativas realizadas por los jueces permitieron optimizar la redacción de determinados reactivos y ajustar algunos enunciados para mejorar su precisión semántica y alineación conceptual. El detalle comparativo entre la versión inicial y la versión revisada de los ítems se presenta en la Tabla S1 (material suplementario).

Tabla 2. Validez de contenido de la Escala de Pensamiento Complejo.

Ítem	Jueces	V claridad	V congruencia	V contexto	V dominio	V Aiken Global	Clasificación
1	7	1	0.952	0.952	0.976	0.97	excelente
2	7	0.952	1	0.952	1	0.976	excelente
3	7	1	1	0.976	1	0.994	excelente
4	7	0.857	0.976	0.857	0.952	0.911	excelente
5	7	0.857	0.952	0.929	0.952	0.923	excelente
6	7	0.905	0.881	0.905	0.905	0.899	buena
7	7	0.976	1	0.976	1	0.988	excelente
8	7	0.976	0.976	0.976	0.976	0.976	excelente
9	7	0.952	0.881	0.929	0.905	0.917	excelente
10	7	0.976	1	1	1	0.994	excelente
11	7	0.952	0.976	0.952	0.976	0.964	excelente
12	7	0.929	1	0.976	1	0.976	excelente
13	7	0.976	1	0.952	0.952	0.97	excelente
14	7	1	0.952	0.976	1	0.982	excelente
15	7	0.952	0.976	0.976	0.976	0.97	excelente
16	7	0.976	1	0.976	1	0.988	excelente
17	7	1	0.952	1	0.976	0.982	excelente
18	7	0.905	0.952	0.952	0.952	0.94	excelente
19	7	1	1	1	1	1	excelente
20	7	1	1	1	1	1	excelente
21	7	0.976	0.976	0.976	0.976	0.976	excelente
22	7	1	1	0.976	1	0.994	excelente
23	7	0.952	0.952	0.952	0.952	0.952	excelente
24	7	0.929	0.952	0.952	0.976	0.952	excelente
25	7	1	1	1	0.976	0.994	excelente
26	7	0.929	0.976	0.976	0.976	0.964	excelente
27	7	1	1	1	1	1	excelente
28	7	0.952	0.976	0.952	0.952	0.958	excelente
29	7	0.929	0.976	0.976	0.976	0.964	excelente
30	7	0.952	1	1	0.976	0.982	excelente
31	7	0.976	0.952	0.976	0.976	0.97	excelente
32	7	1	1	1	1	1	excelente
33	7	1	0.952	0.976	0.976	0.976	excelente

34	7	0.976	0.976	0.976	0.976	0.976	excelente
35	7	0.952	0.976	0.976	0.976	0.97	excelente
36	7	0.976	1	1	1	0.994	excelente
37	7	0.976	0.976	0.976	0.976	0.976	excelente
38	7	0.976	0.976	0.976	0.952	0.97	excelente
39	7	0.929	0.976	0.976	0.976	0.964	excelente
40	7	1	1	1	1	1	excelente
41	7	0.881	0.905	0.905	0.905	0.899	buena
42	7	0.952	0.952	0.952	0.976	0.958	excelente
43	7	0.952	0.952	0.952	0.952	0.952	excelente
44	7	0.976	1	1	1	0.994	excelente
45	7	0.976	0.952	0.976	0.976	0.97	excelente

166

3.2 Análisis preliminar de ítems de la Escala del Pensamiento Complejo

De acuerdo con la Tabla 3, en el análisis factorial exploratorio (AFE), la media de los ítems osciló entre 3.76 y 4.04, con desviaciones estándar moderadas, lo que indica una adecuada variabilidad en las respuestas. En el análisis factorial confirmatorio (AFC), las medias variaron entre 3.68 y 4.11, manteniendo un patrón de dispersión similar. Los coeficientes de asimetría en el AFE se situaron entre -1.58 y -1.13 , mientras que en el AFC oscilaron entre -1.375 y -0.564 , valores que se mantuvieron dentro de los parámetros aceptables (± 2). La curtosis presentó valores comprendidos entre 1.63 y 3.90 en el AFE y entre .527 y 3.208 en el AFC, sin superar el umbral máximo recomendado de ± 7 (Byrne, 2016). Asimismo, los índices de homogeneidad superaron el criterio mínimo recomendado (0.65) en la submuestra exploratoria y se mantuvieron mayoritariamente por encima de .60 en la confirmatoria. Las comunales se ubicaron predominantemente por encima de 0.40 en ambas muestras, evidenciando una representación adecuada de los ítems dentro de la estructura factorial.

Tabla 3

Análisis descriptivo de los ítems de la Escala del Pensamiento Complejo

Ítems	AFE = 250						AFC= 256					
	M	DE	g ¹	g ²	IHC	h ²	M	DE	g ¹	g ²	IHC	h ²
PC1	3.92	1.00	-1.43	2.17	0.65	0.45	3.69	1.02	-1.19	1.28	0.47	0.25
PC2	3.82	0.88	-1.35	2.55	0.81	0.68	3.68	0.87	-1.06	1.29	0.61	0.41
PC3	3.76	0.94	-1.32	2.05	0.77	0.63	3.78	0.91	-0.82	0.90	0.66	0.48
PC4	3.90	0.96	-1.38	2.16	0.79	0.67	3.96	0.87	-1.03	1.52	0.65	0.50
PC5	3.91	0.90	-1.33	2.41	0.76	0.61	3.89	0.87	-1.10	1.91	0.63	0.49
PC6	4.02	0.91	-1.44	2.61	0.77	0.64	4.11	0.83	-1.38	3.21	0.61	0.45
PC7	3.92	0.95	-1.49	2.66	0.80	0.71	3.93	0.85	-1.16	2.38	0.55	0.36
PC8	3.80	0.96	-1.18	1.63	0.78	0.68	3.83	0.88	-0.73	0.62	0.61	0.44
PC9	3.94	0.89	-1.58	3.42	0.78	0.66	3.95	0.80	-1.01	2.02	0.72	0.63
PC10	3.83	0.93	-1.16	1.72	0.74	0.56	3.75	0.90	-0.73	0.53	0.61	0.43
PC11	3.93	0.93	-1.45	2.65	0.82	0.70	3.91	0.90	-0.92	1.22	0.68	0.50
PC12	4.00	0.93	-1.40	2.43	0.80	0.69	3.96	0.89	-0.94	1.19	0.67	0.51
PC13	3.86	0.90	-1.28	2.32	0.82	0.68	3.80	0.87	-0.83	1.03	0.61	0.43
PC14	3.93	0.88	-1.21	2.11	0.78	0.65	3.89	0.81	-0.88	1.60	0.67	0.51
PC15	4.01	0.90	-1.58	3.43	0.88	0.83	3.98	0.88	-1.08	1.72	0.72	0.60

PC16	4.00	0.89	-1.39	2.63	0.85	0.78	3.96	0.87	-1.11	2.00	0.66	0.51
PC17	3.90	0.90	-1.29	2.35	0.78	0.64	3.82	0.89	-0.87	1.12	0.56	0.35
PC18	4.01	0.86	-1.45	3.34	0.70	0.51	3.95	0.85	-0.81	0.88	0.59	0.41
PC19	3.98	0.89	-1.40	2.73	0.73	0.58	3.85	0.91	-1.03	1.29	0.59	0.39
PC20	3.85	0.94	-1.20	1.77	0.77	0.64	3.79	0.87	-0.95	1.32	0.65	0.47
PC21	3.88	0.87	-1.20	2.26	0.81	0.73	3.68	0.91	-0.72	0.63	0.67	0.51
PC22	3.90	0.93	-1.33	2.17	0.74	0.62	3.82	0.87	-1.01	1.47	0.67	0.53
PC23	3.90	0.90	-1.41	2.83	0.79	0.69	3.85	0.84	-1.09	2.02	0.67	0.52
PC24	4.02	0.78	-1.37	3.85	0.74	0.58	3.92	0.81	-0.78	1.15	0.62	0.44
PC25	3.99	0.86	-1.48	3.27	0.75	0.60	4.03	0.79	-0.84	1.27	0.63	0.45
PC26	4.04	0.79	-1.44	3.90	0.76	0.59	4.07	0.82	-1.26	2.74	0.69	0.53
PC27	3.98	0.82	-1.40	3.38	0.65	0.44	3.98	0.84	-1.11	2.11	0.59	0.44
PC28	3.93	0.81	-1.52	3.72	0.80	0.68	3.88	0.82	-0.83	1.19	0.64	0.49
PC29	3.90	0.84	-1.27	2.64	0.84	0.76	3.84	0.82	-0.91	1.48	0.68	0.54
PC30	3.89	0.90	-1.39	2.46	0.82	0.72	3.90	0.80	-0.97	1.86	0.68	0.55
PC31	3.92	0.87	-1.52	3.31	0.83	0.74	3.86	0.81	-0.93	1.60	0.58	0.40
PC32	3.95	0.86	-1.46	3.29	0.82	0.71	3.91	0.79	-0.96	2.02	0.65	0.48
PC33	4.00	0.83	-1.40	3.52	0.77	0.61	3.91	0.79	-0.89	1.81	0.66	0.50
PC34	3.97	0.91	-1.45	2.87	0.82	0.70	3.91	0.84	-0.98	1.47	0.61	0.44
PC35	3.97	0.89	-1.45	3.05	0.80	0.68	3.80	0.83	-0.86	1.20	0.50	0.29
PC36	3.99	0.81	-1.24	2.93	0.81	0.69	3.84	0.77	-0.74	1.10	0.64	0.48
PC37	4.00	0.81	-1.14	2.54	0.78	0.66	3.86	0.77	-0.69	1.33	0.69	0.55
PC38	4.04	0.77	-1.13	2.81	0.85	0.78	3.98	0.74	-0.74	1.56	0.63	0.46
PC39	3.96	0.86	-1.28	2.63	0.75	0.60	3.77	0.83	-0.56	0.59	0.63	0.47
PC40	3.98	0.87	-1.27	2.68	0.81	0.70	3.89	0.82	-0.62	0.78	0.62	0.44
PC41	4.00	0.77	-1.24	3.40	0.77	0.62	3.88	0.79	-1.02	2.26	0.66	0.49
PC42	3.92	0.84	-1.27	2.66	0.76	0.62	3.93	0.74	-0.83	2.02	0.65	0.49
PC43	4.00	0.88	-1.24	2.26	0.80	0.70	3.95	0.80	-0.83	1.61	0.60	0.48

Nota: M: media; DE: Desviación estándar; g^1 : coeficiente de asimetría; g^2 : coeficiente de curtosis; IHC: índice de homogeneidad; h^2 : comunalidades

3.3 Validez de estructura interna

3.3.1 Análisis factorial exploratorio

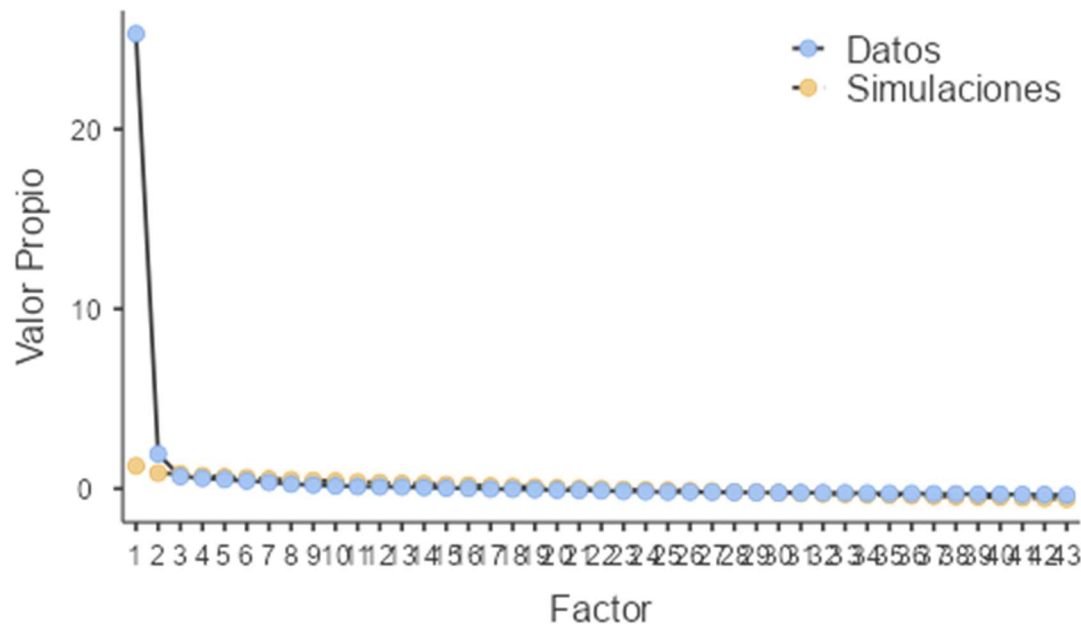
La validez de estructura interna se examinó mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) en 250 estudiantes, utilizando extracción de máxima verosimilitud y rotación oblimin, con cargas factoriales $\geq .40$ como criterio de retención. La adecuación muestral fue satisfactoria ($KMO = .96$). La solución obtenida explicó el 63.6% de la varianza total, distribuida en dos factores ($F1 = 31.8\%$; $F2 = 31.8$), lo que difirió de la estructura teórica inicial de cinco dimensiones (véase Tabla 4). Asimismo, el análisis paralelo confirmó la retención de dos factores, dado que únicamente los dos primeros autovalores observados superaron a los generados por simulación aleatoria (Figura 1).

33 195 **Tabla 4.** *Matriz factorial del análisis factorial exploratorio de la Escala del Pensamiento Complejo*

		Factor	
		1	2
			Unicidad
9	PC1	0.452	0.566
	PC2	0.777	0.349
	PC3	0.745	0.405
	PC4	0.782	0.384
	PC5	0.82	0.359
	PC6	0.81	0.418
	PC7	0.811	0.377
	PC8	0.773	0.37
	PC9	0.724	0.358
	PC10	0.711	0.426
	PC11	0.833	0.291
	PC12	0.905	0.322
	PC13	0.723	0.298
	PC14	0.563	0.35
	PC15	0.958	0.205
	PC16	0.921	0.275
	PC17	0.782	0.375
	PC18	0.554	0.445
	PC19	0.438	0.475
	PC20	0.565	0.402
	PC21	0.668	0.346
	PC22	0.676	0.417
	PC23	0.546	0.34
9	PC24		0.664
	PC25		0.501
	PC26		0.747
	PC27		0.818
	PC28		0.734
	PC29		0.735
	PC30		0.764
	PC31		0.839
	PC32		0.787
	PC33		0.687
	PC34		0.769
	PC35		0.824
	PC36		0.784
	PC37		0.754
1	PC38		0.863
	PC39		0.707
	PC40		0.938
	PC41		0.781

PC42	0.812	0.397
PC43	0.854	0.333
KMO	0.965	
F1	31.8%	
F2	31.8%	
Global	63.6%	

196



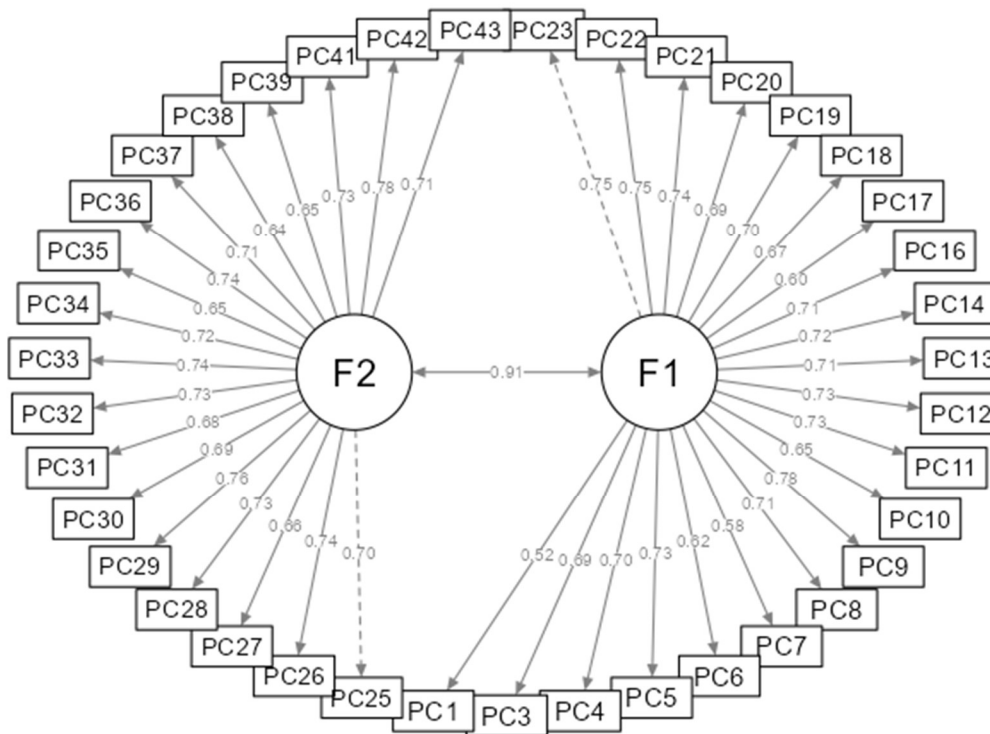
197

Figura 1. Análisis paralelo para la determinación del número de factores de la Escala del Pensamiento Complejo

200

3.3.2 Análisis factorial confirmatorio

El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) fue realizado con el propósito de validar la estructura interna bidimensional de la escala del pensamiento complejo. Los resultados indicaron un ajuste adecuado del modelo a los datos: $\chi^2(701) = 1215$, $\chi^2/gl = 1.73$, CFI = 0.951, TLI = 0.949, SRMR = 0.049 y RMSEA = 0.054. En tanto, la estructura confirmada correspondió a la versión final, Escala de Pensamiento Complejo para la Investigación Científica (EPC-39), el modelo quedó confirmado por dos dimensiones: Factor 1, Razonamiento crítico-estratégico para la investigación científica, y Factor 2, Autorregulación metacognitiva y comprensión sistémica de la investigación, en concordancia con el contenido semántico y las cargas factoriales estandarizadas observadas (véase Figura 2). La correlación entre factores fue elevada ($r = .91$), lo cual indica una estrecha relación entre ambas dimensiones, sin embargo, dicha magnitud no compromete su diferenciación conceptual al corresponder a componentes teóricamente distinguibles dentro del constructo evaluado.



213

214 Figura 2. *Modelo confirmatorio bidimensional – EPC-39*

215 Nota: F1: Razonamiento crítico-estratégico; F2: Autorregulación metacognitiva y comprensión
 216 sistémica.

217 3.4 Invarianza factorial multigrupo

218 Se evaluó la invarianza factorial multigrupo entre estudiantes de universidades públicas y privadas
 219 utilizando el estimador WLSMV (Tabla 5). El modelo configural mostró un ajuste adecuado (CFI =
 220 0.990; RMSEA = 0.019), indicando equivalencia en la estructura factorial entre ambos grupos. El
 221 modelo métrico mantuvo índices satisfactorios (CFI = 0.983; RMSEA = 0.025), con cambios
 222 mínimos ($\Delta\text{CFI} = 0.007$; $\Delta\text{RMSEA} = 0.006$). Finalmente, el modelo escalar mostró índices
 223 equivalentes (CFI = 0.983; RMSEA = 0.025; $\Delta\text{CFI} = 0.000$; $\Delta\text{RMSEA} = 0.000$), confirmando la
 224 invarianza escalar del instrumento. Los criterios de decisión se basaron en valores de $\Delta\text{CFI} \leq 0.01$ y
 225 $\Delta\text{RMSEA} \leq 0.015$ (Chen, 2007).

226 **Tabla 5** *Índices de ajuste del análisis de invarianza factorial multigrupo (configural, métrica y*
 227 *escalar)*

Modelo	CFI	RMSEA	ΔCFI	ΔRMSEA
Configural	0.990	0.019	—	—
Métrico	0.983	0.025	0.007	0.006
Escalar	0.983	0.025	0.000	0.000

228

229

3.5 Validez convergente y fiabilidad compuesta

La validez convergente se evaluó mediante el promedio de varianza extraída (AVE) y la fiabilidad compuesta (CR) (Tabla 6). El Factor 2: Autorregulación metacognitiva y comprensión sistémica alcanzó valores adecuados de AVE (0.506), mientras que el Factor 1: Razonamiento crítico–estratégico mostró un valor ligeramente inferior (0.478). En ambos factores, la fiabilidad compuesta fue elevada (CR = 0.93), considerando los criterios de referencia los valores de $AVE \geq 0.50$ y $CR \geq 0.70$ (Fornell & Larcker, 1981).

Tabla 6. *Validez convergente y fiabilidad compuesta del modelo bidimensional*

Elementos	AVE	CR
F1: Razonamiento crítico–estratégico (PC1-PC23)	0.478	0.93
F2: Autorregulación metacognitiva y comprensión sistémica (PC25-PC39)	0.506	0.93

238

3.6 Validez de criterio

De acuerdo con la Tabla 7, mediante la prueba de rho de Spearman, se evidencia una correlación positiva moderada entre pensamiento complejo y la satisfacción con los estudios ($\rho = 0.586$, $p < .001$), correspondiente a un tamaño del efecto elevado ($d = 1.45$). Asimismo, se observó una correlación positiva moderada entre el pensamiento complejo y el estrés positivo ($\rho = 0.352$, $p < .001$; $d = 0.75$). Por el contrario, no se evidencia una relación significativa entre el pensamiento complejo y el estrés negativo ($\rho = -0.009$, $p > .05$; $d = 0.02$).

Tabla 7. *Matriz de correlación de la Escala de Pensamiento Complejo con otras variables*

	[PC]	[SE]	[EP]	[EN]
Pensamiento complejo [PC]	—			
Satisfacción con los estudios [SE]	0.586***	—		
Estrés positivo [EP]	0.352***	0.344***	—	
Estrés negativo [EN]	-0.009	-0.158***	0.290***	—

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

248

3.7 Consistencia interna

De acuerdo con la Tabla 8, la escala de Pensamiento Complejo global presentó una elevada consistencia interna, con un coeficiente alfa de Cronbach de 0.968 y un omega de McDonald de 0.968 en su puntuación global. En cuanto a las dimensiones, el Factor 1: Razonamiento crítico–

253 estratégico mostró valores de $\alpha = 0.945$ y $\omega = 0.946$, mientras que el Factor 2: Autorregulación
254 metacognitiva y comprensión sistémica mostró coeficientes de $\alpha = 0.938$ y $\omega = 0.939$, superando el
255 criterio mínimo recomendado de 0.70 para instrumentos psicológicos (George & Mallery, 2019).

256 **Tabla 8.** *Coeficiente de consistencia interna de la escala y dimensiones*

Elementos	α	ω
Pensamiento complejo global	0.968	0.968
F1: Razonamiento crítico–estratégico (PC1-PC23)	0.945	0.946
F2: Autorregulación metacognitiva y comprensión sistémica (PC25-PC39)	0.938	0.939

257

258 4 Discusión

259 La reestructuración empírica de la estructura teórica original de cinco dimensiones hacia un modelo
260 bidimensional fue el principal hallazgo, explicando el 63.6% de la varianza total. En estudiantes
261 universitarios de ingeniería, los procesos de análisis crítico, resolución de problemas, metacognición,
262 análisis sistémico y creatividad no operaron como dominios independientes, sino como componentes
263 interrelacionados de un mismo sistema de regulación cognitiva. Esta configuración resulta coherente
264 con la naturaleza de la formación en ingeniería, que requiere la integración funcional de múltiples
265 capacidades cognitivas para la resolución de problemas complejos. En este sentido, la convergencia
266 dimensional observada se alinea con la perspectiva del pensamiento complejo, la cual propone la
267 interdependencia e integración de los procesos de conocimiento frente a la fragmentación tradicional
268 (Morin, 1992, 2005), lo que permite comprender la articulación de los procesos cognitivos en
269 contextos académicos exigentes (Liu et al., 2025; López-Caudana et al., 2024).

270 Es importante considerar que desde una perspectiva teórica, el modelo bidimensional resultante no
271 contradice la propuesta original del pensamiento complejo, por el contrario evidenció una forma más
272 integrada de organizar el constructo en estudiantes de ingeniería. El primer factor representó una
273 dimensión reguladora e integradora, vinculada con la capacidad de articular, monitorear y reorganizar
274 los procesos cognitivos durante la investigación científica. De igual modo, el segundo factor expresó
275 una dimensión cognitivo-operativa, asociada con la aplicación práctica del razonamiento, el análisis y
276 la resolución de problemas. De este modo, ambos factores reflejaron dos niveles complementarios del
277 pensamiento complejo: el primero orientado a la autorregulación del conocimiento y el otro
278 direccionado a la ejecución cognitiva de tareas investigativas en el campo.

279 Además, la elevada adecuación muestral y la confirmación a través de un análisis paralelo indicaron
280 que la solución factorial representó la organización latente del constructo. Este patrón es consistente
281 con la naturaleza holística de las habilidades cognitivas superiores, donde la interrelación entre
282 procesos da lugar a estructuras más parsimoniosas (Payan-Carreira et al., 2022; Sanz-Leal & Gómez,
283 2025). Como resultado, la escala se estructuró en un componente de carácter regulador-integrador y
284 otro cognitivo-operativo. La activación conjunta de ambos componentes es consistente con la
285 evidencia que define el pensamiento complejo como un sistema de regulación intelectual, en el cual
286 las subcompetencias se activan de manera simultánea durante la resolución de problemas académicos
287 (Nurussaniah et al., 2025; Talamás-Carvajal et al., 2024). Asimismo, la interacción entre las
288 funciones ejecutivas y la metacognición respalda empíricamente la integración (Sastre-Riba, 2024),
289 consolidando su comprensión como una competencia cognitiva de orden superior (Fabio et al., 2025).

Desde la educación en ingeniería, la convergencia factorial adquiere un sentido funcional, en tanto el razonamiento, el análisis conceptual y la solución de problemas operan de manera coordinada en la aplicación del conocimiento disciplinario (Oduro-Okyireh et al., 2024). En este contexto, la reducción dimensional, como se ha planteado líneas arriba, no implica una pérdida conceptual, sino una representación empírica más precisa del funcionamiento cognitivo en tareas académicas complejas. De esta manera, el modelo bidimensional permitió sintetizar la estructura del pensamiento complejo sin debilitar su riqueza teórica, toda vez que ha conservado la lógica de interdependencia, recursividad e integración propia del constructo.

El análisis factorial confirmatorio replicó la estructura bidimensional en una muestra independiente, revelando índices de ajuste apropiados ($CFI = 0.951$; $TLI = 0.949$; $RMSEA = 0.054$; $SRMR = 0.049$), lo que confirmó la estabilidad del modelo. En tanto, la convergencia entre AFE y AFC señaló consistencia en la estructura y sugirió una organización jerárquica del constructo. Este patrón es habitual en la validación de constructos psicológicos complejos, donde la estructuración empírica muestra interdependencia funcional entre dimensiones más que incoherencias conceptuales (Halamová et al., 2023). En estos casos, modelos jerárquicos describen con mayor precisión la estructura latente que modelos independientes (Greene et al., 2022).

La elevada correlación interfactorial observada refleja coordinación funcional entre procesos cognitivos superiores más que redundancia conceptual. Si bien este valor indica una asociación muy alta entre los factores, no necesariamente sugiere que ambos miden exactamente lo mismo, sino que comparten un núcleo en común relacionado con el pensamiento complejo como competencia general de orden superior. Es decir, los factores conservaron especificidad teórica, pero funcionan de manera articulada durante las tareas de investigación científica; así también, las correlaciones elevadas son esperables cuando las dimensiones representan mecanismos complementarios dentro de un sistema cognitivo (Abu-Foudeh, 2025; Díaz-Guerra et al., 2025). De este modo, los datos psicométricos apoyan la comprensión del constructo como un sistema de orden superior.

Además, la evidencia psicométrica se fortaleció mediante los análisis de invarianza factorial, validez convergente y fiabilidad compuesta. La invarianza factorial multigrupo confirmó la estabilidad del modelo entre estudiantes de universidades públicas y privadas; por su parte, los valores de AVE y CR evidenciaron una adecuada consistencia interna de las dimensiones. En relación con la validez convergente, el Factor 1 presentó un valor de AVE ligeramente inferior al punto de corte convencional ($AVE = 0.478$); sin embargo, la alta fiabilidad compuesta en ambas dimensiones ($CR = 0.93$) respaldó la consistencia del constructo (Cheung et al., 2024). Este AVE inferior se explica por la amplitud conceptual del Factor 1, el cual integró procesos de regulación, articulación y monitoreo cognitivo. Al tratarse de una dimensión teóricamente amplia, sus ítems pudieron compartir una base común sin teóricamente amplia, sus ítems comparten una base común sin presentar cargas completamente homogéneas, lo que reduce la invarianza media extraída.

Las relaciones observadas con variables académicas proporcionan evidencia de la validez del criterio. El pensamiento complejo se asoció de manera positiva con la satisfacción y el estrés académicos positivo, lo que indicó su involucramiento en los procesos adaptativos del aprendizaje universitario. En tanto, se considera que los estudiantes con mayores niveles de pensamiento complejo no solo organizan mejor la información científica, sino que también pueden afrontar con mayor disposición los desafíos propios de la formación investigativa.

Estos resultados concuerdan con investigaciones anteriores que establecen la relación entre las capacidades cognitivas de orden superior y los parámetros de adaptación académica y análisis

profundo de la información (Kan & Kaya, 2025; Shcheglova et al., 2025). Asimismo, la literatura indica que la autorregulación cognitiva beneficia la implicación académica y el desempeño universitario (Budwig et al., 2025; Kruk et al., 2023). En estudiantes universitarios, las habilidades de pensamiento superior funcionan como mecanismos integradores del aprendizaje disciplinar en lugar de ser predictores aislados del rendimiento (Anwar et al., 2024). En este sentido, este constructo puede entenderse como un sistema regulador que controla los procesos académicos y cognitivos a lo largo de la actividad de investigación.

Los altos coeficientes de consistencia interna sugieren una medición consistente del constructo. Para las habilidades cognitivas complejas, los valores elevados normalmente muestran la relación funcional entre los ítems, no una redundancia semántica (Salari et al., 2024). Coeficientes superiores a 0.95, junto con la alta correlación interfactorial, sugieren la existencia de un dominio general subyacente que organiza las dimensiones específicas, patrón habitual en constructos jerárquicos de orden superior (Menon et al., 2025). Este patrón es coherente con estudios anteriores, como el de Husain et al. (2025), quienes analizaron escalas de personalidad Big Five y resaltan que altos valores de fiabilidad no necesariamente implican redundancia, sino una estructura consistente entre las dimensiones del constructo.

El uso conjunto de alfa Cronbach y omega de McDonald fortaleció la precisión de la medición al considerar diferentes supuestos de error (Aldighrir, 2024). Asimismo, Castillo-Martínez et al. (2024) reportan un alfa de Cronbach de 0.93 para el instrumento eComplexity, que mide el razonamiento complejo, un valor comparable al obtenido en esta investigación. Esto refuerza la interpretación de que los coeficientes altos no son indicativos de redundancia, sino de la fiabilidad del instrumento. Además, el uso de AFE y AFC en su validación garantiza que los ítems reflejen apropiadamente el constructo sin redundancia. En consecuencia, la escala permite el uso de puntuaciones globales o dimensionales según el propósito evaluativo, manteniendo coherencia.

5 Conclusiones

El estudio aportó evidencia empírica de que el pensamiento complejo en estudiantes universitarios de ingeniería se organiza como un sistema jerárquico de regulación intelectual, más que como un conjunto de capacidades cognitivas independientes, en el marco de los procesos de adaptación académica. En este sentido, los resultados respaldan la EPC-39 como una medida válida para evaluar este constructo en contextos de formación investigativa, contribuyendo a su delimitación empírica en la educación superior.

Sin embargo, estos hallazgos deben interpretarse en función de las características de la muestra y del diseño del estudio, por lo que su generalización a otros contextos educativos debe realizarse con precaución. En consecuencia, futuras investigaciones podrían evaluar la invarianza del modelo en otras poblaciones académicas y explorar cómo se relaciona con variables de rendimiento y bienestar estudiantil. Este instrumento proporciona una base para el estudio de procesos cognitivos superiores y para el diseño de estrategias formativas orientadas al desarrollo del pensamiento complejo en estudiantes universitarios, particularmente en entornos de formación en ingeniería.

Limitaciones

El presente estudio presenta limitaciones que deben considerarse. En primer lugar, la composición muestral mostró diferencias entre las submuestras utilizadas en el AFE y AFC, con predominio de estudiantes de universidades privadas en la primera y universidades públicas en la segunda, lo que pudo generar variabilidad en la estructura factorial obtenida. Asimismo, el diseño transversal del

estudio limita la posibilidad de analizar el cambio del pensamiento complejo a través del tiempo. Por otro lado, la utilización de métodos de autorreporte podría implicar sesgos relacionados con la deseabilidad social y la percepción subjetiva de los participantes. Además, el estudio se desarrolló exclusivamente con estudiantes de ingeniería de universidades peruanas, lo que limita la generalización de los hallazgos a otros contextos culturales y disciplinarios. Aunque la estructura bidimensional fue empíricamente sustentada, resulta pertinente continuar evaluando modelos alternativos en investigaciones futuras, con el fin de contrastar diferentes configuraciones del constructo.

Futuras líneas de investigación

Para fortalecer su validez externa, se recomienda que futuras investigaciones evalúen la invarianza del modelo en distintos contextos culturales y disciplinas académicas. Asimismo, la incorporación de enfoques avanzados, como la teoría de respuesta al ítem (IRT) y modelos de ecuaciones estructurales, permitiría un análisis más detallado del pensamiento complejo y su relación con variables académicas relevantes. De igual forma, el desarrollo de estudios longitudinales contribuiría a estudiar cómo estas habilidades evolucionan a lo largo de la formación universitaria, así como su impacto en el rendimiento académico y el bienestar estudiantil.

6 Conflict of Interest

The authors declare that the research was conducted in the absence of any commercial or financial relationships that could be construed as a potential conflict of interest.

7 Author Contributions

JAFH: Conceptualization, Funding acquisition, Investigation, Writing – original draft, Writing – review & editing, Project administration; LAQM: Conceptualization, Funding acquisition, Investigation, Writing – original draft, Visualization; CT-M: Data curation, Methodology, Software, Supervision, Writing – review & editing

8 Funding

Self-funded

9 Acknowledgments

To the Cnl Asesores research center for its support with data processing.

10 Referencias

- Abu-Foudeh, B. K. (2025). Estimating the validity and reliability of the metacognitive thinking scale considering missing data proportions and imputation methods. *An-Najah University Journal for Research - B (Humanities)*, 39(7), 525–538. <https://doi.org/10.35552/0247.39.7.2435>
- Aldighrir, W. M. (2024). Psychometric properties of the principal instructional leadership scale (PILS) in Saudi Arabia. *Acta Psychologica*, 246. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2024.104262>
- Alva Miguel, W. H., Wong Fajardo, E. M., & Zúñiga Reynoso, C. (2024). Autoeficacia y el desarrollo del pensamiento crítico en estudiantes de educación superior pertenecientes a una

- 413 universidad de Lima metropolitana. 2023. *Educare et Comunicare*, 12(1), 66–82.
- 414 <https://doi.org/10.35383/educare.v12i1.1023>
- 415 Antón Huiman, J. C., Gómez Rutti, Y. Y., Fajardo Vizquerra, L. S., León Lizama, R. D., & Buleje
- 416 Velásquez, N. P. (2024). Pensamiento crítico en la educación superior universitaria. *Horizontes.*
- 417 *Revista de Investigación En Ciencias de La Educación*, 8(32), 45–56.
- 418 <https://doi.org/10.33996/revistahorizontes.v8i32.703>
- 419 Anwar, M., Rahmawati, Y., Yuniarti, N., Hidayat, H., & Sabrina, E. (2024). Leveraging augmented
- 420 reality to cultivate higher-order thinking skills and enhance students' academic performance.
- 421 *International Journal of Information and Education Technology*, 14(10), 1405–1413.
- 422 <https://doi.org/10.18178/ijiet.2024.14.10.2171>
- 423 Arias, A., & Sireci, S. (2021). Validez y Validación para Pruebas Educativas y Psicológicas: Teoría y
- 424 Recomendaciones. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 14(1), 11–22.
- 425 <https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.14102>
- 426 Avendaño-Porras, V. del C., Bohórquez-Olaya, C. I. B.-O., & Lara-Buitagro, P. A. (2022). Escala
- 427 para medir la significación del pensamiento complejo en entornos virtuales de aprendizaje de
- 428 instituciones de educación superior. *Ra Ximhai*, 179–192.
- 429 <https://doi.org/10.35197/rx.18.01.2022.09.va>
- 430 Baena-Rojas, J. J., Ramírez-Montoya, M. S., Mazo-Cuervo, D. M., & López-Caudana, E. O. (2022).
- 431 Traits of complex thinking: A bibliometric review of a disruptive construct in education.
- 432 *Journal of Intelligence*, 10(3), 1–17. <https://doi.org/10.3390/jintelligence10030037>
- 433 Budwig, N., Halder, S., Wang, S., & Zhong, J. (2025). Student engagement, executive function skills,
- 434 and academic success: The connection during the college years. *International Journal of*
- 435 *Learning, Teaching and Educational Research*, 24(9), 323–345.
- 436 <https://doi.org/10.26803/ijlter.24.9.16>
- 437 Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS* (3rd ed.). Routledge.
- 438 Cadavid, L., & Ríos, L. (2024). Complejidad de base: sistema en el pensamiento complejo de Edgar
- 439 Morin. *Revista Lasallista de Investigación*, 20(1), 22–33.
- 440 <https://doi.org/10.22507/RLI.Y20N1A2>
- 441 Canales-Sermeño, G., Valenzuela, M., Huamán, G., Gonzales, N., Huamán, R., & Eras, C. (2025).
- 442 Producción científica en Scopus de las universidades peruanas en salud que lideran el ranking
- 443 2023 de la SUNEDU. *Avances En Odontoestomatología*, 40(4), 216–223.
- 444 Castillo-Martínez, I., Velarde-Camaqui, D., Ramírez-Montoya, M., & Sanabria-Z, J. (2024).
- 445 eComplexity: Psychometric properties to test the validity and reliability of the instrument.
- 446 *Journal of Social Studies Education Research*, 9(3), 1334834.
- 447 Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance.
- 448 *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- 449 Cheung, G. W., Cooper-Thomas, H. D., Lau, R. S., & Wang, L. C. (2024). Reporting reliability,
- 450 convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-

- 451 practice recommendations. *Asia Pacific Journal of Management*, 41(2), 745–783.
452 <https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y>
- 453 Churchill, G. A. (1979). A paradigm for developing better measures of marketing constructs. *Journal*
454 *of Marketing Research*, 16(1), 64–73. <https://doi.org/10.2307/3150876>
- 455 Crilly, N. (2026). Critical thinking, creative thinking, systems thinking and many more: A
456 comparative bibliometric analysis of prevalence and distribution. *Thinking Skills and Creativity*,
457 59, 102014. <https://doi.org/10.1016/j.tsc.2025.102014>
- 458 Cruz-Sandoval, M., Vázquez-Parra, J. C., & Carlos-Arroyo, M. (2023). Complex thinking and social
459 entrepreneurship. An approach from the methodology of compositional data analysis. *Heliyon*,
460 9(2), e13415. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e13415>
- 461 Díaz-Guerra, D. D., Hernández-Lugo, M. D. L. C., Ramos-Galarza, C., & Broche-Pérez, Y. (2025).
462 Validity and reliability of the executive function scale in Cuban university student. *Frontiers in*
463 *Psychology*, 16. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1484883>
- 464 Fabio, R. A., Antonietti, A., Iannello, P., & Suriano, R. (2025). Development and psychometric
465 properties of the critical thinking attitude scale in Italian college students. *Frontiers in*
466 *Psychology*, 16. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1599920>
- 467 Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural Equation Models with Unobservable Variables and
468 Measurement Error: Algebra and Statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(3), 382–388.
469 <https://doi.org/10.2307/3150980>
- 470 George, D., & Mallery, P. (2019). *IBM SPSS Statistics 26 Step by Step*. Routledge.
- 471 Greene, A. L., Watts, A. L., Forbes, M. K., Kotov, R., Krueger, R. F., & Eaton, N. R. (2022).
472 Misbegotten methodologies and forgotten lessons from Tom Swift’s electric factor analysis
473 machine: A demonstration with competing structural models of psychopathology. *Psychological*
474 *Methods*, 28(6), 1374–1403. <https://doi.org/10.1037/met0000465>
- 475 Guillermo Cornetero, M. C., & López-Regalado, O. (2025). Validez y confiabilidad de instrumentos
476 de investigación en el aprendizaje: una revisión sistemática. *Revista Tribunal*, 5(10), 653–675.
477 <https://doi.org/10.59659/revistatribunal.v5i10.133>
- 478 Halamová, J., Kanovský, M., Strnádelová, B., Baránková, M., & Greškovičová, K. (2023). The
479 development of the revised COPE 68 inventory with English and Slovak versions. *Frontiers in*
480 *Psychology*, 14, 1202571. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1202571>
- 481 Husain, W., Haddad, A. J., Husain, M. A., Ghazzawi, H., Trabelsi, K., Ammar, A., Saif, Z., Pakpour,
482 A., & Jahrami, H. (2025). Reliability generalization meta-analysis of the internal consistency of
483 the Big Five Inventory (BFI) by comparing BFI (44 items) and BFI-2 (60 items) versions
484 controlling for age, sex, language factors. *BMC Psychology*, 13(1).
485 <https://doi.org/10.1186/s40359-024-02271-x>
- 486 Kan, M. O., & Kaya, I. (2025). Development of Academic Literacy Self-Efficacy Scale (ALSSES):
487 Examining its Relationship with Cognitive Flexibility and Critical Thinking. *SAGE Open*, 15(4).
488 <https://doi.org/10.1177/21582440251386696>

- 489 Kruk, M., Pawlak, M., Shirvan, M. E., & Soleimanzadeh, S. (2023). Revisiting boredom in practical
490 English language classes via exploratory structural equation modeling. *Research Methods in*
491 *Applied Linguistics*, 2(1). <https://doi.org/10.1016/j.rmal.2022.100038>
- 492 Li, S., Wang, Z., Wang, J., & He, J. (2024). Metacognition predicts critical thinking ability beyond
493 working memory: Evidence from middle school and university students. *Thinking Skills and*
494 *Creativity*, 53, 101572. <https://doi.org/10.1016/j.tsc.2024.101572>
- 495 Liu, Z., Guo, H., Zhou, Z., Ma, F., & Zeng, Y. (2025). How creative self-efficacy influences
496 problem-solving skills in engineering education: the dual mediating role of critical thinking and
497 metacognition. *BMC Psychology*, 13(1). <https://doi.org/10.1186/s40359-025-03630-y>
- 498 López-Caudana, E. O., Vázquez-Parra, J. C., Cruz-Sandoval, M., & Baena-Rojas, J. J. (2024).
499 Comparison of complex thinking skills between students from public and private institutions in
500 Mexico. *International Journal of Instruction*, 17(1), 43–64.
501 <https://doi.org/10.29333/iji.2024.1713a>
- 502 Menon, V., Grover, S., Gupta, S., Indu, P. V., Chacko, D., & Vidhukumar, K. (2025). A primer on
503 reliability testing of a rating scale. *Indian Journal of Psychiatry*, 67(7), 725–729.
504 https://doi.org/10.4103/indianjpsychiatry_584_25
- 505 Morin, E. (1992). From the concept of system to the paradigm of complexity. *Journal of Social and*
506 *Evolutionary Systems*, 15(4), 371–385. [https://doi.org/10.1016/1061-7361\(92\)90024-8](https://doi.org/10.1016/1061-7361(92)90024-8)
- 507 Morin, E. (2005). *Introducción al pensamiento complejo*. Gedisa.
- 508 Nurussaniah, N., Setyosari, P., Kuswandi, D., & Ulfa, S. (2025). Psychometric validation of an
509 analytical skills test in physics using the rasch model. *Journal of Baltic Science Education*,
510 24(3), 522–537. <https://doi.org/10.33225/jbse/25.24.522>
- 511 Oduro-Okyireh, T., Mulyanti, B., Rohendi, D., Oduro-Okyireh, G., Mensah, A. C., & Acheampong,
512 K. (2024). The mediating role of higher-order thinking skill in the relationship between
513 mathematics strength and achievement in electrical and electronic engineering education.
514 *Nurture*, 18(1), 73–90. <https://doi.org/https://doi.org/10.55951/nurture.v18i1.544>
- 515 Olivero-Sánchez, F., & Navas-Montes, Y. (2024). Competencias académicas: claves para el éxito
516 universitario y profesional. *REICOMUNICAR*, 7(14), 158–174.
- 517 Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2024). *Do adults have the*
518 *skills they need to thrive in a changing world?* OECD. <https://doi.org/10.1787/b263dc5d-en>
- 519 Payan-Carreira, R., Sacau-Fontenla, A., Rebelo, H., Sebastião, L., & Pnevmatikos, D. (2022).
520 Development and Validation of a Critical Thinking Assessment-Scale Short Form. *Education*
521 *Sciences*, 12, 681. <https://doi.org/https://doi.org/10.3390/educsci12090681>
- 522 Ramírez Mendoza, P. N., Vargas Ayarza, A., Cedeño Ramírez, A., Leiva Gomez, L. E., & Calsin
523 Pérez, R. A. (2025). El pensamiento complejo, la transformación digital y la IA en la educación
524 superior. *Horizontes. Revista de Investigación En Ciencias de La Educación*, 9(37), 1027–1038.
525 <https://doi.org/10.33996/revistahorizontes.v9i37.966>

- 526 Ramírez-Montoya, M.-S., & Portuguese-Castro, M. (2024). Expanding horizons for the future with an
527 open educational model for complex thinking: external and internal validation. *On the Horizon:*
528 *The International Journal of Learning Futures*, 32(1), 32–48. [https://doi.org/10.1108/OTH-12-](https://doi.org/10.1108/OTH-12-2023-0042)
529 2023-0042
- 530 Rosero, M., Rodríguez, Á., Vilaña, N., & Torres, D. (2025). Desarrollo del pensamiento complejo en
531 estudiantes universitarios: Incidencia del trabajo estudiantil y factores disciplinares. *Polo Del*
532 *Conocimiento*, 10(7), 2392–2413. <https://doi.org/10.23857/pc.v10i7.10027>
- 533 Salari, M., Amini, M., Rezaee, R., Hayat, A. A., Delavari, S., Zare, S., Moosavi, M., & Jafari, P.
534 (2024). Reliability and validity of the Persian version of the professional self identity
535 questionnaire (PSIQ) in Iranian students in Shiraz. *Shiraz E-Medical Journal*, 25(10).
536 <https://doi.org/10.5812/semj-138722>
- 537 Sanz-Leal, M., & Gómez, M. L. O. (2025). Validation in Spanish of a Global Competence Scale in
538 Pre-service and In-service Teachers. *Revista de Investigacion Educativa*, 43.
539 <https://doi.org/10.6018/rie.564141>
- 540 Sastre-Riba, S. (2024). Funcionamiento ejecutivo y metacognición en la alta capacidad intelectual.
541 *Medicina (Buenos Aires)*, 84(Suplemento I), 72–78.
- 542 Shcheglova, I., Costley, J., Gorbunova, E., & Lange, C. (2025). Does activation of higher-order
543 thinking skills lead to students’ (dis)satisfaction with their academic experience? *Innovations in*
544 *Education and Teaching International*, 62(1), 31–44.
545 <https://doi.org/10.1080/14703297.2024.2332738>
- 546 Sihuay Fernandez, M. T., Camones Gonzales, F. C., Ttito Vilca, S. A., & Padilla Caballero, J. E. A.
547 (2024). Adquisición de Competencias Investigativas en Estudiantes Universitarios de Pregrado.
548 *Revista Tribunal*, 4(9), 118–137. <https://doi.org/10.59659/revistatribunal.v4i9.69>
- 549 Silva Pacheco, C., & Iturra Herrera, C. (2023). Development and validation of the Complex Thinking
550 Assessment Instrument (CTAI). *Thinking Skills and Creativity*, 48, 101305.
551 <https://doi.org/10.1016/j.tsc.2023.101305>
- 552 Stoev, P., & Stoeva, M. (2024). Methodology for complex thinking in solving problems in
553 engineering training. *IFAC-PapersOnLine*, 58(3), 100–105.
554 <https://doi.org/10.1016/j.ifacol.2024.07.133>
- 555 Talamás-Carvajal, J. A., Ceballos, H. G., & Ramírez-Montoya, M. S. (2024). Identification of
556 complex thinking related competencies: The building blocks of reasoning for complexity.
557 *Journal of Learning Analytics*, 11(1), 37–48. <https://doi.org/10.18608/jla.2024.8079>
- 558 Tobón, S., & Luna-Nemecio, J. (2021). Complex thinking and sustainable social development:
559 Validity and reliability of the COMPLEX-21 scale. *Sustainability*, 13(12), 1–19.
560 <https://doi.org/10.3390/SU13126591>
- 561 Vázquez-Parra, J. C., Alfaro-Ponce, B., Guerrero-Escamilla, J. B., & Morales-Maure, L. (2023).
562 Cultural Imaginaries and Complex Thinking: Impact of Cultural Education on the Development
563 of Perceived Achievement of Complex Thinking in Undergraduates. *Social Sciences*, 12(5).
564 <https://doi.org/10.3390/socsci12050272>

565 Vázquez-Parra, J. C., Castillo-Martínez, I. M., Ramírez-Montoya, M. S., & Millán, A. (2022).
566 Development of the Perception of Achievement of Complex Thinking: A Disciplinary Approach
567 in a Latin American Student Population. *Education Sciences*, 12(5).
568 <https://doi.org/10.3390/educsci12050289>

569 Vázquez-Parra, J. C., Henao-Rodriguez, L. C., Lis-Gutiérrez, J. P., Castillo-Martínez, I. M., &
570 Suarez-Brito, P. (2024). eComplexity: validation of a complex thinking instrument from a
571 structural equation model. *Frontiers in Education*, 9.
572 <https://doi.org/10.3389/feduc.2024.1334834>

573 Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale Development Research: A Content Analysis
574 and Recommendations for Best Practices. *The Counseling Psychologist*, 34(6), 806–838.
575 <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>

576

577

578

579

580