

## Escala de la expectativa por culminar la carrera profesional de los estudiantes de ingeniería

Scale of expectation for completing the professional career of engineering students

 **Aracelli Mónica Aguado Lingan**

aaguado@unfv.edu.pe ✉

Universidad Nacional Federico Villarreal, Lima, Perú

 **Segundo Ignacio Ponte Valverde**

spontev@ucvvirtual.edu.pe

Universidad Cesar Vallejo. Lima, Perú

 **Deyanira Elizabeth Paz Rubio**

dpaz78@ucvvirtual.edu.pe

Universidad Cesar Vallejo. Lima, Perú

 **Eberardo Antonio Osorio Rojas**

eosorio@unfv.edu.pe

Universidad Nacional Federico Villarreal,  
Lima, Perú

### Resumen

**Contexto:** La educación superior en ingeniería se enfrenta a desafíos como la deserción estudiantil y la inserción laboral de los graduados. Estos problemas están relacionados con las expectativas profesionales que los estudiantes forman a lo largo de su trayectoria académica. **Objetivo:** Validar las propiedades psicométricas de la Escala de Expectativas por Culminar la Carrera Profesional en estudiantes de ingeniería de Perú. **Metodología:** Se adoptó un enfoque cuantitativo con alcance descriptivo e instrumental, mediante un diseño no experimental de corte transversal. La muestra estuvo conformada por 300 estudiantes universitarios de ingeniería de Lima. Se aplicó una escala de 27 ítems con formato Likert de cinco puntos, distribuidos en cuatro dimensiones teóricas. **Resultados:** Los resultados del análisis factorial exploratorio indicaron una estructura tetrafactorial que explicó el 70.55% de la varianza total, con cargas factoriales entre 0.69 y 0.87. La confiabilidad alcanzó un alfa de Cronbach de 0.84 para la escala general y valores entre 0.70 y 0.83 para las dimensiones. El análisis factorial confirmatorio demostró un ajuste excelente del modelo con RMSEA de 0.030, CFI de 0.96 y TLI de 0.95. Las correlaciones entre factores latentes variaron entre 0.42 y 0.75. **Conclusión:** Se concluye que, el instrumento posee propiedades psicométricas adecuadas de validez de constructo y confiabilidad, lo que respalda su aplicación para evaluar expectativas profesionales en estudiantes de ingeniería del contexto peruano.

**Palabras clave:** Educación superior; Estudiantes de ingeniería; Expectativas laborales; Satisfacción profesional; Validación psicométrica.

### Abstract

**Background:** Engineering higher education faces significant challenges, such as student attrition and graduate employability. These issues are closely linked to the professional expectations that students develop throughout their academic journey. **Objective:** To validate the psychometric properties of the Expectations for Degree Completion Scale (EDCS) among engineering students in Peru. **Methodology:** A quantitative, instrumental, and descriptive approach was employed, using a non-experimental, cross-sectional design. The sample consisted of 300 engineering undergraduates from Lima. A 27-item instrument with a five-point Likert scale, organized into four theoretical dimensions, was administered. **Results:** Exploratory Factor Analysis (EFA) revealed a four-factor structure explaining 70.55% of the total

variance, with factor loadings ranging from 0.69 to 0.87. Reliability analysis yielded a Cronbach's alpha of 0.84 for the overall scale and values between 0.70 and 0.83 for the subscales. Confirmatory Factor Analysis (CFA) demonstrated an excellent model fit (RMSEA = .030, CFI = .96, TLI = .95). Correlations between latent factors ranged from .42 to .75. **Conclusion:** The instrument possesses robust psychometric properties of construct validity and reliability. These findings support its application for assessing professional expectations in engineering students within the Peruvian context.

**Keywords:** Higher education; Engineering students; Job expectations; Job satisfaction; Psychometric validation.

## Introducción

La educación superior enfrenta cambios impulsados por la globalización, que ha transformado las exigencias del mercado laboral y hace imprescindible la formación de profesionales con habilidades transversales que vayan más allá de lo técnico. En este panorama, las carreras de ingeniería juegan un papel fundamental para el desarrollo tecnológico, la innovación y la competitividad económica de los países. Sin embargo, no siempre son altas las matrículas de estudiantes en estos programas (Alcalde et al., 2024). Unido a esto, en América Latina se ha apreciado diferencias entre la cobertura y la calidad, lo que obliga a las instituciones a hacer un uso más eficiente de los recursos (Arevalo et al., 2026). Por lo tanto, la formación en ingeniería necesita de buena infraestructura y contenidos actualizados, así como de una comprensión profunda de los factores motivacionales y contextuales que afectan la permanencia, el rendimiento y las perspectivas profesionales de los alumnos (Ekmekci y Serrano, 2022).

Por consiguiente, las expectativas profesionales constituyen un elemento psicológico que permite entender el camino académico de los estudiantes universitarios. Se refieren a las previsiones que las personas forman sobre su futuro laboral, desarrollo profesional y su aporte a la sociedad, se moldean a partir de experiencias pasadas, influencias familiares, contextos socioeconómicos y la información que reciben de las instituciones (Ariffin et al., 2022). Según Campos et al. (2022), las expectativas de éxito en áreas científico-tecnológicas tienen una incidencia en la elección de carreras, la perseverancia académica y el compromiso con los estudios. Además, para Castro et al. (2024), las interactúan con factores motivacionales como la autoeficacia, la valoración intrínseca de la carrera y las percepciones sobre el apoyo que reciben de las instituciones y sus familias. En el caso particular de los alumnos de ingeniería, las expectativas sobre la inserción laboral, el nivel de ingresos y las oportunidades de desarrollo profesional son aspectos que guían sus decisiones académicas (González y Martínez, 2023).

Unido a esto, el rendimiento académico y la perseverancia en las carreras de ingeniería no dependen solo de las habilidades cognitivas de los estudiantes. Hay una serie de factores motivacionales y contextuales que juegan un papel importante. La planificación de carrera, que se refiere a la capacidad del alumno para establecer metas profesionales a largo plazo y crear estrategias para alcanzarlas, es un predictor del éxito académico (Floris et al., 2024). Asimismo, la regulación del esfuerzo está relacionada con mejores resultados académicos. Además, las prácticas pedagógicas, las creencias motivacionales de los docentes y su formación profesional incide en la motivación, el rendimiento académico y las aspiraciones profesionales (Pantzos et al., 2023). En el campo de la ingeniería, donde las actividades relacionadas con la industria y la aplicación práctica del

conocimiento son comunes, la forma en que se perciben la relevancia de estas experiencias refuerza el compromiso con la carrera (Wang et al., 2023).

Por otro lado, medir de manera rigurosa los constructos psicológicos en entornos educativos exige el uso de herramientas validadas que aseguren la confiabilidad y validez de las conclusiones que se extraen de los datos recolectados. La validación psicométrica de escalas permite garantizar la medición de forma precisa y consistente las dimensiones teóricas que se proponen. En el ámbito de la educación superior, se han realizado diversos estudios que han desarrollado y validado instrumentos para evaluar aspectos como el compromiso académico, el malestar psicológico, la autoeficacia y las expectativas de los estudiantes (Scandurra et al., 2025). Sin embargo, la mayoría han sido diseñados y validados en contextos anglosajones o europeos, lo que limita su uso en poblaciones latinoamericanas. En el caso particular de Perú, se requiere de instrumentos validados que permitan evaluar las expectativas de culminación de carrera en alumnos de ingeniería (Schmidt et al., 2023).

En el contexto de Perú, la educación superior en ingeniería se enfrenta a altas tasas de deserción, bajo rendimiento académico y limitada inserción laboral de los graduados. Ante esto, faltan herramientas psicométricas adaptadas que ayuden a identificar los factores que afectan las expectativas profesionales de los estudiantes y su relación con el éxito académico. Ante esto, sería pertinente contar con instrumentos validados que permitan detectar de manera temprana a los universitarios en riesgo de deserción, además de diseñar intervenciones institucionales que fortalezcan las expectativas profesionales. Con el fin de abordar esta problemática, se propone en este estudio validar un instrumento en el que se tenga en cuenta las particularidades del contexto peruano. Por lo que se propone responder la siguiente la pregunta de investigación: ¿Cuáles son las propiedades psicométricas de la Escala de Expectativas por Culminar la Carrera Profesional en alumnos de ingeniería de Perú?

Un estudio en este sentido proporcionar una herramienta válida y confiable para evaluar las expectativas profesionales de los alumnos en un contexto cultural y educativo específico. La disponibilidad de un instrumento validado facilitaría la realización de estudios longitudinales que exploren la evolución de las expectativas profesionales a lo largo de la carrera y su incidencia en la inserción laboral de los egresados. Desde una perspectiva teórica, aportaría evidencia empírica sobre la estructura factorial de las expectativas profesionales en universitarios de ingeniería, lo que contribuiría al desarrollo de modelos explicativos más robustos sobre los factores que intervienen en el éxito académico y profesional en contextos latinoamericanos. En función de lo expuesto, el objetivo de la presente investigación fue validar las propiedades psicométricas de la Escala de Expectativas por Culminar la Carrera Profesional en estudiantes de ingeniería de Perú.

## Metodología

La investigación adoptó un enfoque cuantitativo con un alcance descriptivo e instrumental, enfocado en validar las propiedades psicométricas de un instrumento de medición. El diseño fue no experimental y de corte transversal, pues los datos se recolectaron en un solo momento sin manipulación de variables. La población estuvo

conformada por estudiantes universitarios de ingeniería de educación superior en Lima, Perú. Los criterios de inclusión permitieron la participación de alumnos con matrícula vigente en modalidad presencial, que estuvieran en los últimos ciclos de su formación académica y tuvieran menos de 26 años. Por otro lado, se excluyeron a aquellos mayores de 26 años, los que estaban en modalidades no presenciales o quienes no completaron el consentimiento informado. La muestra quedó conformada por 300 participantes seleccionados a través de un muestreo no probabilístico por conveniencia. La distribución por sexo fue de 136 mujeres (45.30%) y 164 hombres (54.70%).

El instrumento que se realizó fue la Escala de Expectativas por Culminar la Carrera Profesional. Para ello, se elaboró una matriz para operacionalizar el constructo, basada en una revisión de la literatura sobre las expectativas profesionales de los estudiantes de ingeniería. Luego se validó el contenido a través del juicio de expertos, donde cinco especialistas en psicometría y educación superior evaluaron la relevancia, claridad y coherencia de cada ítem propuesto. Posterior a ello, se realizó el análisis de la consistencia interna mediante el coeficiente alfa de Cronbach, así como análisis factorial exploratorio y confirmatorio. El instrumento se conformó con 27 ítems distribuidos en cuatro dimensiones: Expectativas Laborales (6 ítems), Expectativas de Desarrollo y Satisfacción Laboral (10 ítems), Expectativas de Contribución Social (5 ítems) y Expectativas del Nivel de Ingresos (6 ítems), con un formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos (1 = nada importante, 2 = poco importante, 3 = moderadamente importante, 4 = importante, 5 = muy importante).

La recolección de datos se realizó de manera presencial en las instalaciones de la universidad, después de coordinar con las autoridades académicas pertinentes. Se aseguró el anonimato y la confidencialidad de las respuestas al asignar códigos numéricos a cada participante. Todos los estudiantes firmaron un consentimiento informado que explicaba los objetivos del estudio, el carácter voluntario de su participación y el uso exclusivo de los datos con fines académicos. El proceso de aplicación del instrumento duró alrededor de 15 minutos por participante. Los datos fueron digitalizados en una hoja de Excel y luego exportados al software estadístico para su análisis. El estudio cumplió con los principios éticos establecidos en la Declaración de Helsinki y recibió la aprobación del comité de ética de la institución patrocinadora, con lo que se garantizó el respeto a la dignidad, autonomía y bienestar de los participantes.

La estrategia de análisis estadístico se dividió en dos etapas clave. En la primera, se evaluó la confiabilidad del instrumento con el uso del coeficiente alfa de Cronbach para la escala general y para cada una de las dimensiones. Los resultados fueron los siguientes: escala general  $\alpha = 0.84$ , Expectativas Laborales  $\alpha = 0.70$ , Expectativas de Desarrollo y Satisfacción Laboral  $\alpha = 0.83$ , Expectativas de Contribución Social  $\alpha = 0.72$  y Expectativas del Nivel de Ingresos  $\alpha = 0.77$ , lo que indica niveles aceptables de consistencia interna. En la segunda etapa, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio (AFE) para descubrir la estructura dimensional subyacente. Antes de realizar el AFE, se verificaron los supuestos de aplicabilidad mediante la prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2 = 11564$ ,  $p = 0.00$ ) y el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0.83), lo que confirmó que los datos eran adecuados. Se utilizó el método de extracción de componentes principales con rotación Varimax y se retuvieron los factores con autovalores superiores a 1.00, a partir del criterio de Kaiser.

En lo que respecta a la ejecución del análisis factorial confirmatorio (AFC) para evaluar

cómo se ajusta un modelo teórico de cuatro factores a los datos observados. Antes de avanzar con el AFC, se realizó la prueba de normalidad multivariada de Mardia, cuyos resultados mostraron ligeras desviaciones de la normalidad, lo que justificó el uso del método de estimación de máxima verosimilitud robusto. Los índices de bondad de ajuste que se evaluaron incluyeron el ratio chi-cuadrado sobre grados de libertad ( $\chi^2/gf$ ), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) con su intervalo de confianza del 90%, el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis (TLI) y la raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR). Se estableció un nivel de significación de 0.05 para todas las pruebas estadísticas. Para los análisis se utilizó el software estadístico R versión 4.2.1, con los paquetes psych para el AFE, lavaan para el AFC y semTools para los índices de ajuste complementarios.

## Resultados

A continuación, se presentan los resultados obtenidos en la investigación sobre la validación de las propiedades psicométricas de la Escala de Expectativas por Culminar la Carrera Profesional en estudiantes de ingeniería. Este apartado aborda los hallazgos derivados del análisis factorial exploratorio, donde se examinaron los supuestos de aplicabilidad, la varianza total explicada por los factores extraídos y la matriz de componentes rotados con sus respectivas cargas factoriales. Asimismo, se presentan los resultados del análisis factorial confirmatorio, que contempla los índices de bondad de ajuste del modelo propuesto, las cargas factoriales estandarizadas de cada ítem sobre su factor latente correspondiente y las correlaciones entre los factores latentes identificados. El conjunto de estos análisis permite establecer la estructura dimensional del instrumento, así como evaluar su validez de constructo en la población objetivo.

Respecto a los supuestos de aplicabilidad del análisis factorial exploratorio, se verificaron las condiciones necesarias para proceder con esta técnica estadística. La prueba de esfericidad de Bartlett arrojó un valor de  $\chi^2 = 11564$  con  $p = 0.00$ , lo cual confirma que la matriz de correlaciones difiere de una matriz identidad y resulta apropiada para el análisis factorial. Por su parte, el test de Kaiser-Meyer-Olkin obtuvo un valor de 0.83, lo que supera el umbral mínimo de 0.60 y se acerca al criterio de meritorio (0.80-0.89), lo que evidencia una adecuada correlación entre los ítems. Es relevante señalar que se eliminaron aquellos ítems cuya asimetría y curtosis presentaban valores extremos, así como aquellos con correlación ítem-puntuación total muy baja, con lo que se garantiza la calidad de los datos sometidos al análisis factorial.

Los resultados descritos en la Tabla 1 indican que la estructura factorial del instrumento se compone de cuatro factores con autovalores superiores a 1.00, al seguir el criterio de Kaiser. El primer factor presenta un autovalor inicial de 7.82 y explica el 28.96% de la varianza y el segundo factor alcanza un autovalor de 5.15 con el 19.07% de varianza explicada. Los factores tercero y cuarto muestran autovalores de 3.20 y 2.88, lo que contribuye con el 11.85% y 10.67% de la varianza respectivamente. Estos cuatro factores explican el 70.55% de la varianza total acumulada antes de la rotación. Tras aplicar la rotación Varimax, los autovalores rotados fueron 4.90, 4.65, 4.10 y 3.80, con porcentajes de varianza de 18.15%, 17.22%, 15.19% y 14.07% respectivamente, lo que alcanza una varianza acumulada rotada del 64.63%, cifra que resulta sustancial y adecuada para un modelo factorial en ciencias sociales.

**Tabla 1.** Varianza total explicada por los factores extraídos.

Componente	Autovalor Inicial	% de Varianza	% Acumulado	Autovalor Rotado	% de Varianza Rotada	% Acumulado Rotada
1	7.82	28.96	28.96	4.90	18.15	18.15
2	5.15	19.07	48.03	4.65	17.22	35.37
3	3.20	11.85	59.88	4.10	15.19	50.56
4	2.88	10.67	70.55	3.80	14.07	64.63
5	0.95	3.52	74.07			
6	0.82	3.04	77.11			
7	0.70	2.59	79.70			
8	0.65	2.41	82.11			
9	0.60	2.22	84.33			
10	0.55	2.04	86.37			
11	0.50	1.85	88.22			
12	0.48	1.78	90.00			
13	0.45	1.67	91.67			
14	0.40	1.48	93.15			
15	0.35	1.30	94.45			
16	0.30	1.11	95.56			
17	0.25	0.93	96.49			
18	0.20	0.74	97.23			
19	0.18	0.67	97.90			
20	0.15	0.56	98.46			
21	0.12	0.44	98.90			
22	0.10	0.37	99.27			
23	0.08	0.30	99.57			
24	0.07	0.26	99.83			
25	0.06	0.22	100.05			
26	0.05	0.18	100.23			
27	0.05	0.18	100.41			

*Nota.* Se extrajeron factores con autovalores > 1.00 según el criterio de Kaiser.

En cuanto a la distribución de los ítems en los factores identificados, la matriz de componentes rotados refleja una estructura factorial diferenciada. Como se puede apreciar en la Tabla 2, cada ítem presenta cargas factoriales superiores a 0.69 en un único factor, sin evidencia de cargas cruzadas significativa que pudieran comprometer la interpretabilidad de la solución factorial. El Factor 1, denominado Expectativas de Desarrollo y Satisfacción Laboral, agrupa diez ítems (it7 a it16) con cargas que oscilan entre 0.70 y 0.87, lo que indica aspectos relacionados con el crecimiento profesional, el aprendizaje continuo y el bienestar en el ambiente laboral. El Factor 2, se identifica como Expectativas Laborales, abarca seis ítems (it1 a it6) con cargas entre 0.75 y 0.85, asociados con la búsqueda de empleo adecuado, estabilidad y calidad del entorno de trabajo.

Unido a lo anterior, el Factor 3, Expectativas del Nivel de Ingresos, contiene seis ítems (it22 a it27) con cargas entre 0.69 y 0.80, centrados en la remuneración económica y beneficios laborales. En el caso del Factor 4, Expectativas de Contribución Social, está constituido por cinco ítems (it17 a it21) con cargas entre 0.74 y 0.83, que expresan la

aspiración de generar impacto positivo en la sociedad. Las comunalidades (la proporción de la varianza de cada ítem explicada por los factores extraídos) oscilan entre 0.48 y 0.75, lo que significa que los cuatro factores explican una proporción considerable de la varianza de cada ítem individual. La estructura factorial resultante del análisis factorial exploratorio es muy consistente con la conceptualización teórica de las "Expectativas" como un constructo de cuatro dimensiones que proporciona una base empírica sólida para el subsiguiente análisis confirmatorio.

**Tabla 2.** Matriz de componentes rotados y comunalidades.

Ítem	Factor 1 (EDSL)	Factor 2 (EL)	Factor 3 (ENI)	Factor 4 (ECS)	Comunalidad
it7	0.87				0.75
it8	0.85				0.72
it9	0.82				0.67
it10	0.79				0.62
it11	0.83				0.69
it12	0.80				0.64
it13	0.77				0.59
it14	0.75				0.56
it15	0.72				0.52
it16	0.70				0.49
it1		0.78			0.61
it2		0.82			0.67
it3		0.85			0.72
it4		0.79			0.62
it5		0.80			0.64
it6		0.75			0.56
it22			0.69		0.48
it23			0.74		0.55
it24			0.77		0.59
it25			0.80		0.64
it26			0.72		0.52
it27			0.70		0.49
it17				0.75	0.56
it18				0.79	0.62
it19				0.83	0.69
it20				0.77	0.59
it21				0.74	0.55

*Nota.* EDSL = Expectativas de Desarrollo y Satisfacción Laboral; EL = Expectativas Laborales; ENI = Expectativas del Nivel de Ingresos; ECS = Expectativas de Contribución Social. Las cargas factoriales menores a 0.30 han sido suprimidas para mayor claridad.

Por otro lado, se procedió a evaluar el ajuste del modelo de cuatro factores mediante análisis factorial confirmatorio. Previo a la aplicación de este análisis, se verificó el supuesto de normalidad multivariada mediante la prueba de Mardia, cuyos resultados indicaron desviaciones leves de la normalidad, lo que justificó el uso del método de estimación de máxima verosimilitud robusto. Los resultados descritos en la Tabla 3 demuestran que el modelo propuesto presenta un ajuste excelente a los datos observados. El estadístico chi-cuadrado alcanzó un valor de 405.80 con 318 grados de

libertad ( $p < 0.001$ ), y el ratio  $\chi^2/gl$  fue de 1.28, muy por debajo del umbral de 3.00, lo que indica un modelo parsimonioso. El índice RMSEA obtuvo un valor de 0.030 con un intervalo de confianza del 90% entre 0.022 y 0.037, situándose muy por debajo del criterio de 0.05 para un ajuste excelente. Los índices CFI y TLI alcanzaron valores de 0.96 y 0.95 respectivamente, con lo que se supera el criterio de 0.95 para un ajuste óptimo. El SRMR presentó un valor de 0.045, inferior al umbral de 0.08, lo que indica residuales de correlación mínimos.

**Tabla 3.** Índices de bondad de ajuste del modelo confirmatorio.

Índice de ajuste	Valor observado	Criterio de buen ajuste
Chi-cuadrado	405.80	$p > 0.05$ (ideal)
df	318	
p-valor	<0.001	
Chi-cuadrado/df	1.28	$\leq 3.0$ (o $\leq 5.0$ )
RMSEA (90% CI)	0.030 (0.022 - 0.037)	$\leq 0.08$ (bueno $\leq 0.05$ )
CFI	0.96	$\geq 0.90$ (excelente $\geq 0.95$ )
TLI	0.95	$\geq 0.90$ (excelente $\geq 0.95$ )
SRMR	0.045	$\leq 0.08$

*Nota.* RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación; CFI = Índice de ajuste comparativo; TLI = Índice de Tucker-Lewis; SRMR = Raíz cuadrada media residual estandarizada; IC = Intervalo de confianza.

A este aspecto se une el análisis de las cargas factoriales estandarizadas que se obtuvieron del modelo confirmatorio, las cuales ofrecen evidencia adicional sobre la validez convergente de la escala. Como se muestra en la Tabla 4, todas las cargas factoriales son estadísticamente significativas ( $p < 0.001$ ) y tienen magnitudes considerables, al variar entre 0.69 y 0.87. En el factor de Expectativas Laborales, las cargas fluctúan entre 0.74 y 0.84, en el que el ítem it3 muestra la carga más alta. Para el factor de Expectativas de Contribución Social, las cargas se sitúan entre 0.74 y 0.83, donde destaca el ítem it19. En cuanto al factor de Expectativas del Nivel de Ingresos, las cargas van de 0.69 a 0.80, con el ítem it25 con el mayor peso factorial. En el factor de Expectativas de Desarrollo y Satisfacción Laboral, las cargas oscilan entre 0.69 y 0.87, con el ítem it7 que muestra la carga más alta de todo el modelo. Los errores estándar son bajos (entre 0.02 y 0.05), lo que indica que las estimaciones son precisas y estables.

**Tabla 4.** Cargas factoriales estandarizadas del modelo confirmatorio.

Factor latente	Ítem	$\lambda$ (Est.)	EE	p-valor
Expectativas laborales	it1	0.77	0.03	<0.001
	it2	0.81	0.03	<0.001
	it3	0.84	0.02	<0.001
	it4	0.78	0.03	<0.001
	it5	0.79	0.03	<0.001
	it6	0.74	0.04	<0.001
Expectativas de contribución social	it17	0.75	0.04	<0.001
	it18	0.79	0.03	<0.001
	it19	0.83	0.03	<0.001
	it20	0.77	0.04	<0.001

Factor latente	Ítem	$\lambda$ (Est.)	EE	p-valor
Expectativas del nivel de ingresos	it21	0.74	0.04	<0.001
	it22	0.69	0.05	<0.001
	it23	0.74	0.04	<0.001
	it24	0.77	0.04	<0.001
	it25	0.80	0.03	<0.001
	it26	0.72	0.04	<0.001
	it27	0.70	0.05	<0.001
Expectativas de desarrollo y satisfacción laboral	it7	0.87	0.02	<0.001
	it8	0.84	0.03	<0.001
	it9	0.81	0.03	<0.001
	it10	0.78	0.03	<0.001
	it11	0.82	0.03	<0.001
	it12	0.79	0.03	<0.001
	it13	0.76	0.04	<0.001
	it14	0.74	0.04	<0.001
	it15	0.71	0.05	<0.001
it16	0.69	0.05	<0.001	

Nota.  $\lambda$  (Est.) = Carga factorial estandarizada; EE = Error estándar.

Con igual relevancia, se examinaron las correlaciones entre los factores latentes para evaluar la validez discriminante del modelo propuesto. Como muestra en la Tabla 5, todas las correlaciones son positivas y estadísticamente significativas ( $p < 0.001$ ), con magnitudes que varían entre 0.42 y 0.75. La correlación más elevada se observa entre Expectativas Laborales y Expectativas de Desarrollo y Satisfacción Laboral ( $r = 0.75$ ), lo que indica una relación conceptual estrecha entre ambas dimensiones, aunque no lo suficientemente alta como para indicar redundancia. La correlación más baja corresponde a la relación entre Expectativas de Contribución Social y Expectativas del Nivel de Ingresos ( $r = 0.42$ ), que refleja que estos constructos, si bien relacionados, capturan aspectos diferenciados de las expectativas profesionales. Las correlaciones moderadas a fuertes entre los factores respaldan la noción de que las dimensiones forman parte de un constructo global de expectativas, pero mantienen su distintividad conceptual y empírica, que confirma la validez discriminante del modelo.

**Tabla 5.** Correlaciones entre los factores latentes.

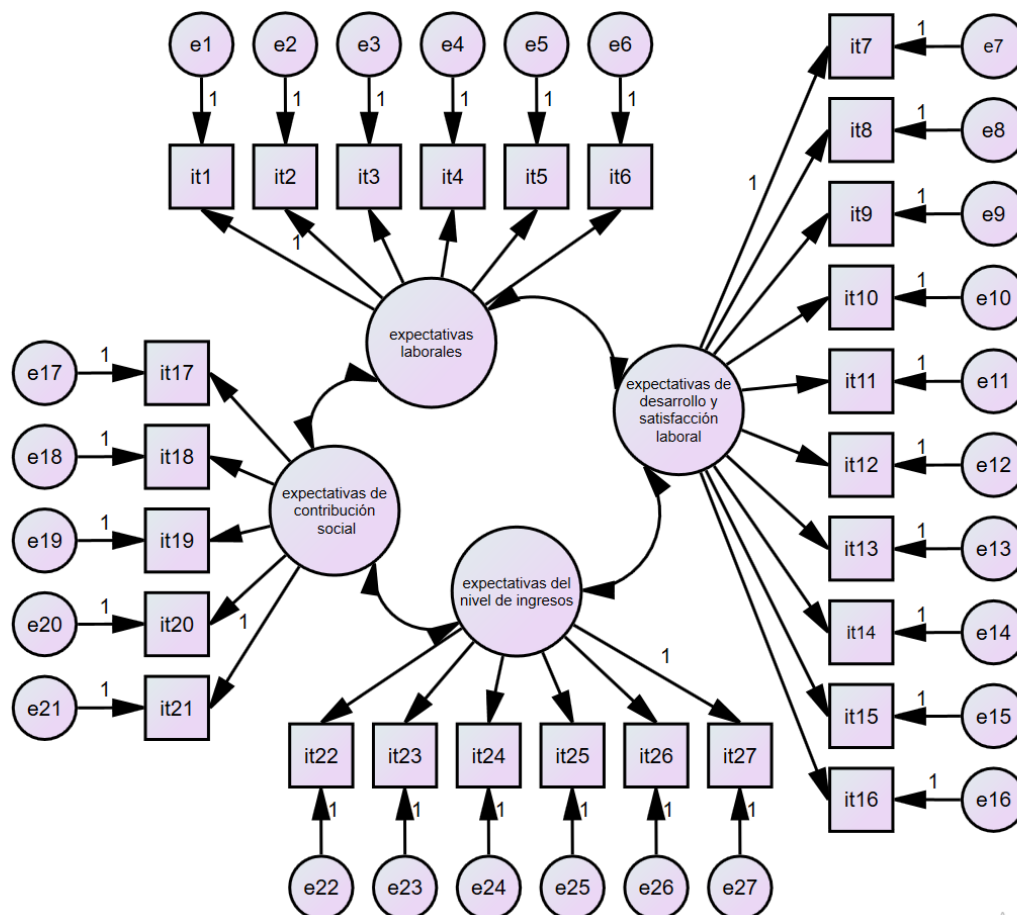
Factor	1. EL	2. ECS	3. ENI	4. EDLS
1. Expectativas laborales (EL)	1.00			
2. Expectativas de contribución social (ECS)	0.55***	1.00		
3. Expectativas del nivel de ingresos (ENI)	0.62***	0.42***	1.00	
4. Expectativas de desarrollo y satisfacción laboral (EDLS)	0.75***	0.49***	0.58***	1.00

Nota. \*\*\*  $p < 0.001$ .

En correspondencia con lo descrito, en la Figura 1 se presenta el diagrama de flujo. Como se puede apreciar, se han esquematizado los cuatro constructos latentes ("expectativas

laborales", "expectativas de contribución social", "expectativas del nivel de ingresos", "expectativas de desarrollo y satisfacción laboral"). Cada constructo latente se mide a través de un conjunto específico de ítems (variables observadas). Los ítems están influenciados por errores de medición únicos. Los cuatro constructos latentes están correlacionados entre sí. Este diagrama es el punto de partida para realizar un Análisis Factorial Confirmatorio, donde se evalúa estadísticamente qué tan bien este modelo hipotético se ajusta a los datos reales recolectados.

Figura 1. Diagrama de flujo.



Activar Windows

## Discusión

El análisis factorial exploratorio mostró una estructura de cuatro factores que explicaron el 70.55% de la varianza total acumulada antes de la rotación, y un 64.63% después de aplicar la rotación Varimax. Este resultado se alinea con lo que reportaron López et al. (2026), quienes crearon una escala para medir la percepción y expectativas laborales en estudiantes de ingeniería, donde se identifican cuatro dimensiones que explicaron el 68.4% de la varianza total. De manera similar, Hernández et al. (2025) validaron nueve escalas estandarizadas para evaluar los resultados de aprendizaje en programas de ingeniería, en el que encontraron estructuras factoriales que explicaron entre el 62% y el 74% de la varianza, en dependencia de la dimensión evaluada. La consistencia entre estos hallazgos refuerza la validez de la estructura tetrafactorial propuesta para evaluar las expectativas profesionales en el ámbito de la formación ingenieril.

Respecto a la confiabilidad del instrumento, la escala general obtuvo un alfa de Cronbach de 0.84, con valores dimensionales entre 0.70 y 0.83. Estos resultados son congruentes con los hallazgos de [Ventura et al. \(2025\)](#), quienes validaron la escala de metas de progreso académico en estudiantes universitarios peruanos, en el que se reporta un alfa de 0.82 para la escala total y valores entre 0.68 y 0.85 para las subescalas. En el contexto internacional, [Gerçek et al. \(2023\)](#) adaptaron al turco la escala de experiencias de aprendizaje en ingeniería y obtuvieron coeficientes alfa entre 0.76 y 0.89 para sus dimensiones. La coincidencia de estos indicadores de consistencia interna denota que el instrumento validado posee una fiabilidad adecuada para su aplicación en poblaciones universitarias de ingeniería en el contexto peruano y en otros entornos culturales.

Asimismo, las cargas factoriales estandarizadas del modelo confirmatorio oscilaron entre 0.69 y 0.87, todas estadísticamente significativas. Este patrón se asemeja a lo documentado por [Curo et al. \(2025\)](#), quienes adaptaron una escala de autoeficacia en escritura para estudiantes peruanos de educación básica bilingües quechua-español, en el que reportaron cargas factoriales entre 0.64 y 0.88 con significancia estadística en todos los ítems. Por su parte, [Candra y Korom \(2023\)](#) validaron un cuestionario de actitudes hacia la ciencia en alumnos de ingeniería indonesios, donde obtuvieron cargas factoriales que variaron entre 0.71 y 0.89. La magnitud y significancia de las cargas factoriales en estos estudios confirman que los ítems del instrumento validado miden de forma precisa los constructos latentes propuestos, lo que garantiza la validez convergente de la escala.

De igual manera, el índice de Kaiser-Meyer-Olkin alcanzó un valor de 0.83, el que supera el umbral de adecuación muestral. Este resultado es comparable con el obtenido por [Dominguez et al. \(2023\)](#), quienes validaron una escala de autoeficacia académica en estudiantes universitarios de cinco países latinoamericanos, entre los que se encuentra Perú y se reporta un KMO de 0.87. En el ámbito asiático, [Minh et al. \(2024\)](#) validaron la escala breve de resiliencia en universitarios vietnamitas y obtuvieron un KMO de 0.81. La consistencia de estos valores indica que las matrices de correlación de los instrumentos validados en diferentes contextos culturales presentan características apropiadas para la aplicación de técnicas de reducción dimensional, lo que fortalece la confianza en la estructura factorial identificada.

A este aspecto se une el análisis factorial confirmatorio que demostró un ajuste excelente del modelo con un RMSEA de 0.030, CFI de 0.96 y TLI de 0.95. Estos indicadores son superiores a los reportados por [Juárez et al. \(2026\)](#), quienes validaron un instrumento para evaluar conocimientos sobre biodiversidad en estudiantes mexicanos, donde se obtuvo un RMSEA de 0.048, CFI de 0.93 y TLI de 0.92. En contraste, [Mendoza et al. \(2023\)](#) desarrollaron un diagnóstico de pensamiento computacional en ingeniería para alumnos estadounidenses, en el que se reporta un RMSEA de 0.042, CFI de 0.94 y TLI de 0.93. Los índices de ajuste superiores obtenidos en el presente estudio reflejan que el modelo tetrafactorial propuesto representa de forma más precisa la estructura subyacente de las expectativas profesionales en alumnos de ingeniería peruanos.

Entre tanto, la prueba de esfericidad de Bartlett arrojó un valor de  $\chi^2 = 11564$  con significancia estadística, esto confirma la adecuación de los datos para el análisis factorial. Este hallazgo concuerda con lo reportado por [Vergara et al. \(2022\)](#), quienes evaluaron las propiedades psicométricas del cuestionario de autorregulación académica

en estudiantes universitarios chilenos y obtuvieron un  $\chi^2 = 8942$  con  $p < 0.001$  en la prueba de Bartlett. De manera similar, Yesilyurt et al. (2024) adaptaron un instrumento de creencias de eficacia en enseñanza de ingeniería para docentes turcos en formación, donde reportaron un  $\chi^2 = 6753$  con  $p < 0.001$ . La significancia estadística consistente en estas pruebas confirma que las correlaciones entre los ítems no son producto del azar, lo que valida la pertinencia del análisis factorial en estos contextos educativos.

Por otra parte, las correlaciones entre los factores latentes variaron entre 0.42 y 0.75, donde es la más elevada entre Expectativas Laborales y Expectativas de Desarrollo y Satisfacción Laboral. Este patrón se relaciona con los hallazgos de Tirado et al. (2023), quienes analizaron motivos intrínsecos, extrínsecos y expectativas en estudiantes de enfermería mexicanos, donde identificaron correlaciones moderadas a altas entre las dimensiones motivacionales y las expectativas de desarrollo profesional. En el contexto asiático, Lu et al. (2024) examinaron las aspiraciones de carrera STEM en alumnos escolares de múltiples países, con reporte de correlaciones entre 0.38 y 0.72 entre el autoconcepto, las expectativas parentales y las expectativas de resultados profesionales. Estas correlaciones moderadas a fuertes respaldan la noción de que las dimensiones de expectativas profesionales forman parte de un constructo global interrelacionado.

Cabe destacar que las comunalidades oscilaron entre 0.48 y 0.75, lo que indica que los factores extraídos explican una proporción considerable de la varianza de cada ítem. Este resultado es coherente con lo documentado por Cobo et al. (2024), quienes estudiaron el desarrollo vocacional, autoeficacia y expectativas de resultado en estudiantes españoles de educación con y sin discapacidad, con reportes comunalidades entre 0.52 y 0.78 en su modelo factorial. En el ámbito de la educación en ingeniería, Phillips y Kecskemety (2025) realizaron una evaluación psicométrica de un instrumento de personalidad para asistentes de enseñanza estadounidenses de primer año, en el que se obtuvo comunalidades entre 0.45 y 0.72. La magnitud de las comunalidades en estos estudios confirma que los factores identificados capturan de manera adecuada la variabilidad de los ítems observados.

Es importante señalar que el ratio  $\chi^2/gl$  alcanzó un valor de 1.28, muy por debajo del umbral de 3.00, esto indica parsimonia del modelo. Este hallazgo se alinea con lo reportado por Chi y Wang (2023), quienes examinaron las experiencias de aprendizaje científico y expectativas de carrera en estudiantes chinos y se obtuvo un ratio  $\chi^2/gl$  de 1.45 en su modelo de ecuaciones estructurales. Maric et al. (2023) por su parte, realizaron una revisión sistemática de la evidencia psicométrica de escalas en investigación educativa STEM y se identifica que los estudios con mejor ajuste reportaban ratios  $\chi^2/gl$  entre 1.20 y 2.50. La parsimonia del modelo validado denota que la estructura tetrafactorial propuesta representa de forma eficiente las expectativas profesionales sin incluir parámetros innecesarios, lo que facilita su interpretación teórica y aplicación práctica en contextos educativos.

Entre las limitaciones de este estudio, se destaca el uso de un muestreo no probabilístico por conveniencia, lo que limita la posibilidad de generalizar los resultados a otras poblaciones de estudiantes de ingeniería en Perú. La recolección de datos se realizó en una sola universidad en Lima, sin tener en cuenta otras instituciones en diferentes regiones del país que podrían tener características sociodemográficas y contextos educativos distintos. Además, el diseño transversal del estudio no permite establecer relaciones causales entre las expectativas profesionales y variables como el rendimiento

académico o la persistencia en la carrera. La falta de validación convergente con otros instrumentos que midan constructos relacionados limita la comprensión de las expectativas profesionales. No se evaluó la invarianza de medida en función de variables como el género, la especialidad de ingeniería o el ciclo académico, aspectos que son cruciales para asegurar la equidad en la medición.

Para futuras investigaciones, sería apropiado replicar este estudio con muestras probabilísticas que abarquen universidades públicas y privadas de diversas regiones del Perú. Esto permitiría evaluar la invarianza factorial del instrumento en diferentes contextos. También es relevante llevar a cabo estudios longitudinales que analicen cómo evolucionan las expectativas profesionales a lo largo de la formación académica y su relación con la inserción laboral de los egresados. Se recomienda investigar la validez convergente y discriminante del instrumento correlacionándolo con escalas de autoeficacia, compromiso académico y satisfacción con la carrera. Además, se podría examinar las diferencias en las expectativas profesionales según variables como género, especialidad de ingeniería, nivel socioeconómico y rendimiento académico. Se propone desarrollar versiones adaptadas del instrumento para otras carreras profesionales, lo que facilitaría comparaciones interdisciplinarias.

## Conclusiones

La validación psicométrica de la Escala de Expectativas por Culminar la Carrera Profesional en estudiantes de ingeniería en Perú mostró propiedades adecuadas para su uso en entornos educativos universitarios. El análisis factorial exploratorio reflejó una estructura tetrafactorial que explicó el 70.55% de la varianza total, con cargas factoriales superiores a 0.69 en todos los ítems. La confiabilidad del instrumento fue satisfactoria, con un alfa de Cronbach de 0.84 para la escala general y valores que oscilaron entre 0.70 y 0.83 para las dimensiones. Además, el análisis factorial confirmatorio validó el excelente ajuste del modelo propuesto, con índices RMSEA de 0.030, CFI de 0.96, TLI de 0.95 y SRMR de 0.045. Las correlaciones entre los factores latentes variaron entre 0.42 y 0.75, lo que respalda la validez discriminante del constructo. Estos resultados demuestran que el instrumento tiene una validez de constructo, consistencia interna y estabilidad factorial adecuadas para evaluar las expectativas profesionales en la población universitaria de ingeniería.

Los resultados obtenidos indican que la escala validada es una herramienta confiable para identificar las expectativas profesionales de los estudiantes de ingeniería en varias dimensiones: laboral, desarrollo personal, contribución y economía. Las instituciones educativas pueden utilizar este instrumento para crear programas de orientación vocacional que ayuden a los alumnos a tener expectativas más realistas sobre su futuro profesional. Se recomienda incluir una evaluación periódica de estas expectativas en los sistemas de seguimiento académico, lo que permitiría identificar a los que corren el riesgo de abandonar sus estudios o que tienen expectativas poco ajustadas. Las universidades deberían tener en cuenta estos resultados para adaptar sus currículos y actividades de vinculación con la industria. Además, sería apropiado emplear la escala en investigaciones que analicen la relación entre las expectativas profesionales, el rendimiento académico y la satisfacción con la carrera elegida.

## Acerca de

**Contribución de los autores:** Todos los autores contribuyeron a la conceptualización del estudio, desarrollo metodológico, análisis e interpretación de los datos, redacción del manuscrito y revisión crítica de su contenido intelectual. Todos aprobaron la versión final para su publicación.

**Financiamiento:** Los autores declaran que no recibieron financiamiento para esta investigación.

**Conflicto de interés:** Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

**Certificación ética:** El protocolo del presente estudio fue sometido a revisión y aprobado por el Comité de Ética en Investigación de la Universidad, en cumplimiento de los principios éticos y normativas institucionales aplicables.

**Objetos de ciencia abierta:** DMP indicarlo en formato <https://doi.org/10.33996/revistahorizontes.v10i42.1255>

**Historia del artículo:** Artículo recibido 18 de febrero 2025 | Aceptado 19 de abril 2026 | Publicado 29 de abril 2026

### Cómo citar:

**Aguado Ligan, A. M;** Paz Rubio, D. E; Ponte Valverde, S. I; Osorio Rojas, E. A. (2026). Escala de la expectativa por culminar la carrera profesional de los estudiantes de ingeniería. *Horizontes Revista de Investigación en Ciencias de la Educación*, 10(42). <https://doi.org/10.33996/revistahorizontes.v10i42.1255>

## Referencias

**Alcalde, A., Toma, R. B. y Sierra, J. E.** (2024). Influencia de las expectativas de éxito en la elección de Formación Profesional o Bachillerato científico-tecnológico. *Educación XX1*, 27(1), 209-227. <https://doi.org/10.5944/educxx1.36811>

**Arevalo, D. X., Luciano, R. A., Padilla, C. P. y Varas, O.** (2026). Validación psicométrica de una escala de compromiso académico en estudiantes universitarios de Ecuador y Perú. *Formación universitaria*, 19(1), 53-64. <https://doi.org/10.4067/s0718-50062026000100053>

**Ariffin, K., Mohd, N. A. y Alias, A.** (2022). Students' Expectation, Perception and Personal Development on Their University Education. *Asian Journal of University Education*, 18(3). <https://doi.org/10.24191/ajue.v18i2.19003>

**Campos, M., Peixoto, F., Bártolo, R. y Almeida, L. S.** (2022). Adapting as I Go: An Analysis of the Relationship between Academic Expectations, Self-Efficacy, and Adaptation to Higher Education. *Education Sciences*, 12(10), 658. <https://doi.org/10.3390/educsci12100658>

**Candra, A. G. y Korom, E.** (2023). Attitudes towards science in higher education: Validation of questionnaire among science teacher candidates and engineering students in Indonesia. *Heliyon*, 9(9), e20023. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e20023>

**Castro, N., Suárez, X. y Pareja, N.** (2024). Perfiles de expectativas y preparatividad académica en educación técnica superior. *Revista Electrónica de Investigación*

*Educativa*, 27. <https://doi.org/10.24320/redie.2024.26.of.5891>

**Chi, S. y Wang, Z.** (2023). Students' science learning experiences and career expectations: Mediating effects of science-related attitudes and beliefs. *International Journal of Science Education*, 45(9), 754-780.

<https://doi.org/10.1080/09500693.2023.2175184>

**Cobo, M. E., Polo, M. T. y Fernández, C.** (2024). Estudio del desarrollo vocacional, autoeficacia y expectativas de resultado en estudiantes de educación con y sin discapacidad. *Electronic Journal of Research in Education Psychology*, 22(64), 575-602.

<https://doi.org/10.25115/ejrep.v22i64.9884>

**Curo, M., Sairitupa, L. Z., Peralta, G., Morales, M., Ilyés, R. J. y Morales, W. C.** (2025). Adaptation and Validation of a Spanish Writing Self-Efficacy Scale in Quechua-Speaking Peruvian Basic Education Students. *Behavioral Sciences*, 15(10), 1418.

<https://doi.org/10.3390/bs15101418>

**Dominguez, S., Alarcón, D., Campos, Y., Tamayo, W., Merino, C., Tumino, M. C., Quinde, J. M., de Moura, G. B. y Baptista, M. das G. de A.** (2023). Propiedades psicométricas e invariancia de medida de una escala de autoeficacia académica en estudiantes universitarios de cinco países latinoamericanos. *Ciencias Psicológicas*, 17(1), e-3051. <https://doi.org/10.22235/cp.v17i1.3051>

**Ekmekci, A. y Serrano, D. M.** (2022). The Impact of Teacher Quality on Student Motivation, Achievement, and Persistence in Science and Mathematics. *Education Sciences*, 12(10), 649. <https://doi.org/10.3390/educsci12100649>

**Floris, M., Paganin, G., Guglielmi, D. y Mazzetti, G.** (2024). Motivation is not enough: How career planning and effort regulation predict academic achievement. *Current Psychology*, 43(10), 9280-9289. <https://doi.org/10.1007/s12144-023-05070-6>

**Gerçek, M., Elmas, S. y Yılmaz, D.** (2023). Engineering Learning Experiences: A Scale Adaptation and Validation into Turkish. *Journal of Career Development*, 50(3), 612-632. <https://doi.org/10.1177/08948453221120685>

**González, C. y Martínez, P.** (2023). Expectativas de futuro de los universitarios en su proceso de inserción socio-laboral. *REOP - Revista Española de Orientación y Psicopedagogía*, 34(1), 83-101. <https://doi.org/10.5944/reop.vol.34.num.1.2023.37417>

**Hernández, M., Prado, J. E., Gonzalez, A. y García, F. J.** (2025). Direct measurement of learning outcomes in higher education: A proposal of nine standardized scales for continuous improvement in engineering programs. *Evaluation and Program Planning*, 112, 102638. <https://doi.org/10.1016/j.evalprogplan.2025.102638>

**Juárez, L. G., Luna, M. D., Parra, H. y López, J.** (2026). Propiedades psicométricas de un instrumento para evaluar los conocimientos sobre biodiversidad en estudiantes. *Revista Eureka sobre Enseñanza y Divulgación de las Ciencias*, 23(1), 1501.

[https://doi.org/10.25267/Rev\\_Eureka\\_ensen\\_divulg\\_cienc.2026.v23.i1.1501](https://doi.org/10.25267/Rev_Eureka_ensen_divulg_cienc.2026.v23.i1.1501)

**López, P., Perramon, X., Simo, P. y Marco, J.** (2026). Job perception and expectations scale: Insights from Engineering students. *Journal of Technology and Science Education*, 16(1), 209-232. <https://jotse.org/index.php/jotse/article/view/4054>

**Lu, C., So, W. W. M., Chen, Y., Wiyarsi, A., Chiu, W. K. S., Ko, Y., Hsu, Y.-S., Lee, H., Tan,**

A. L. y Tho, S. W. (2024). School students' aspirations for STEM careers: The influence of self-concept, parental expectations, career outcome expectations, and perceptions of STEM professionals. *Asia Pacific Journal of Education*, 1-18.

<https://doi.org/10.1080/02188791.2024.2394506>

**Maric**, D., Fore, G. A., Nyarko, S. C. y Varma, P. (2023). Measurement in STEM education research: A systematic literature review of trends in the psychometric evidence of scales. *International Journal of STEM Education*, 10(1), 39.

<https://doi.org/10.1186/s40594-023-00430-x>

**Mendoza**, N. V., Yoon, S. Y., Trytten, D. A. y Meier, R. (2023). Development and Validation of the Engineering Computational Thinking Diagnostic for Undergraduate Students. *IEEE Access*, 11, 133099-133114.

<https://doi.org/10.1109/ACCESS.2023.3335931>

**Minh**, T., Quang, M. A. y Hoang, G. N. (2024). Psychometric Validation of the Brief Resilience Scale in the Sample of Vietnamese University Student. *Journal of College Student Mental Health*, 38(3), 648-663.

<https://doi.org/10.1080/87568225.2023.2231348>

**Pantzos**, P., Gumaelius, L., Buckley, J. y Pears, A. (2023). Engineering students' perceptions of the role of work industry-related activities on their motivation for studying and learning in higher education. *European Journal of Engineering Education*, 48(1), 91-109. <https://doi.org/10.1080/03043797.2022.2093167>

**Phillips**, A. H. y Kecskemety, K. M. (2025). Psychometric evaluation and item reduction analysis of a first-year engineering teaching assistant personality instrument. *Discover Psychology*, 5(1), 195. <https://doi.org/10.1007/s44202-025-00506-5>

**Scandurra**, C., Pizzo, R., Esposito, G. y Freda, M. F. (2025). Academic Psychological Distress Scale: Development and Psychometric Validation of a Multidimensional Measure for University Students. *Emerging Adulthood*, 13(5), 1201-1218.

<https://doi.org/10.1177/21676968251357346>

**Schmidt**, B., Boero, P. y Méndez, J. (2023). Factores que influyen en la deserción universitaria: El caso de una universidad estatal chilena. *Revista Portuguesa de Educação*, 36(1), e23002. <https://doi.org/10.21814/rpe.23401>

**Tirado**, R. J., Garay, J. R., Delgadillo, U. B., Noh, P. M., Aguirre, A. G. y Ontiveros, G. (2023). Motivos intrínsecos, extrínsecos y expectativas para elección de la carrera, como predictores de rendimiento académico en estudiantes de enfermería. *Horizonte de enfermería*, 34(3), 637-658. [https://doi.org/10.7764/Horiz\\_Enferm.34.3.637-658](https://doi.org/10.7764/Horiz_Enferm.34.3.637-658)

**Ventura**, J., Lino, C., Tocto, S., Gamboa, G. y Ruiz, J. (2025). Cultural adaptation and psychometric validation of the academic progress goals scale for Peruvian university students. *Frontiers in Education*, 10, 1661179.

<https://doi.org/10.3389/feduc.2025.1661179>

**Vergara**, J., Rodríguez, M. y Del Valle, M. (2022). Evaluación de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Autorregulación Académica (SRQ-A) en estudiantes universitarios chilenos. *Ciencias Psicológicas*, 16(2), e-2837.

<https://doi.org/10.22235/cp.v16i2.2837>

**Wang, R., Wang, M. y Georgiev, G. V. (2023).** The Influence of Personal Evaluation and Social Support on Career Expectations of College Students. *Behavioral Sciences*, 13(12), 992. <https://doi.org/10.3390/bs13120992>

**Yesilyurt, E., Kaya, E. y Deniz, H. (2024).** Adapting the science teaching efficacy beliefs instrument to assess engineering teaching efficacy beliefs of pre-service elementary teachers: Rasch model and confirmatory factor analysis. *Eurasia Journal of Mathematics, Science and Technology Education*, 20(8), em2487. <https://doi.org/10.29333/ejmste/14882>