

## GESTIÓN DE PERSONAS: RESULTADOS DE INVESTIGACIÓN

DOI: <https://doi.org/10.35588/f91ahg78>

**Propiedades psicométricas del Cuestionario de Metas Académicas (CMA) en  
estudiantes universitarios de Lima metropolitana**

**Psychometric Properties of the Academic Goals Questionnaire (AGQ) in  
University Students from Metropolitan Lima**

**Propriedades psicométricas do Questionário de Metas Acadêmicas (QMA) em  
estudantes universitários da Lima Metropolitana**

**Edición Nº55 – Abril de 2026**

Artículo Recibido: 31 de julio de 2025

Aprobado: 26 de marzo de 2026

Publicado: 08 de abril de 2026

### **Autores:**

Alberto Agustín Alegre-Bravo<sup>1</sup> y Diego Guevara-Rabanal<sup>2</sup>

### **Resumen:**

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Metas Académicas (CMA), que mide la orientación motivacional en los estudios, en una muestra de estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. Participaron 957 estudiantes de pregrado regular, de los cuales 389 eran mujeres (40.6 %) y 568 varones (59.4 %). Para evaluar la validez relacionada con la estructura interna del instrumento, se realizó un análisis factorial confirmatorio, cuyos resultados indicaron un buen ajuste del modelo de tres factores: metas de aprendizaje, metas de refuerzo

---

<sup>1</sup> Dr. Docente universitario, investigador. Universidad Peruana Cayetano Heredia. Lima, Perú. Correo electrónico: [alberto.alegre@upch.pe](mailto:alberto.alegre@upch.pe), <https://orcid.org/0000-0001-6331-6094>

<sup>2</sup> Mg. Docente universitario, investigador. University of Central Florida. Orlando, EE. UU. Correo electrónico: [di543316@ucf.edu](mailto:di543316@ucf.edu), <https://orcid.org/0000-0001-7627-3302>

social y metas de logro (RMSEA = .057, SRMR = .062; CFI = .960; TLI = .954). La validez convergente fue respaldada mediante índices de varianza media extraída (AVE) superiores a .50. Asimismo, como evidencia de validez en relación con otras variables, se estimaron correlaciones entre los tres factores del CMA y las puntuaciones obtenidas en la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA) y en la Escala de Procrastinación Académica Reducida (APS-S), obteniéndose coeficientes mayoritariamente significativos ( $p < .001$ ). En cuanto a la confiabilidad, se calculó el coeficiente omega de McDonald, alcanzando valores de .881 para metas de aprendizaje, .861 para metas de refuerzo social y .848 para metas de logro. La validación de este instrumento proporciona información útil para comprender los perfiles motivacionales y orientar estrategias educativas dirigidas a fortalecer los procesos formativos y el desarrollo de los estudiantes como parte de su formación en los sistemas de educación superior en el contexto peruano.

**Palabras clave:** Metas académicas, CMA, Validez, Confiabilidad.

**Abstract:**

The aim of this study was to examine the psychometric properties of the Academic Goals Questionnaire (AGQ), which measures motivation orientation, in a sample of university students from Metropolitan Lima. A total of 957 undergraduate students participated, of whom 389 were women (40.6%) and 568 were men (59.4%). To assess construct validity, a confirmatory factor analysis was conducted, yielding good fit indices for the three-factor model comprising learning goals, social reinforcement goals, and achievement goals (RMSEA = .057, SRMR = .062; CFI = .960; TLI = .954). Convergent validity was supported by Average Variance Extracted (AVE) values above .50. Additionally, to evaluate criterion-related validity, correlations were estimated between the three AGQ factors and scores on the Perceived Academic Situational Self-Efficacy Scale (EAPESA) and the Short Academic Procrastination Scale (APS-S), with most coefficients being statistically significant ( $p < .001$ ). Regarding reliability, McDonald's omega coefficients were .881 for learning goals, .861 for social reinforcement goals, and .848 for achievement goals. The results support the validity and reliability of the AGQ for use in Peruvian university contexts. Validation of this instrument provides useful information for understanding motivational profiles and informing educational strategies aimed at strengthening formative processes and the

development of students as part of their formation in higher education systems in the Peruvian context.

**Keywords:** Academic goals, AGQ, Validity, Reliability.

**Resumo:**

O objetivo deste estudo foi analisar as propriedades psicométricas do Questionário de Metas Acadêmicas (QMA), que mede a orientação motivacional nos estudos, em uma amostra de estudantes universitários da Lima Metropolitana. Participaram 957 estudantes de graduação regular, dos quais 389 eram mulheres (40,6 %) e 568 homens (59,4 %). Para avaliar a validade relacionada à estrutura interna do instrumento, foi realizada uma análise fatorial confirmatória, cujos resultados indicaram um bom ajuste do modelo de três fatores: metas de aprendizagem, metas de reforço social e metas de desempenho (RMSEA = .057, SRMR = .062; CFI = .960; TLI = .954). A validade convergente foi respaldada por meio de índices de variância média extraída (AVE) superiores a .50. Além disso, como evidência de validade em relação a outras variáveis, foram estimadas correlações entre os três fatores do CMA e as pontuações obtidas na Escala de Autoeficácia Percebida Específica de Situações Acadêmicas (EAPESA) e na Escala de Procrastinação Acadêmica Reduzida (EPA-R), obtendo-se coeficientes majoritariamente significativos ( $p < .001$ ). Quanto à confiabilidade, foi calculado o coeficiente ômega de McDonald, alcançando valores de .881 para metas de aprendizagem, .861 para metas de reforço social e .848 para metas de desempenho. Os resultados respaldam a validade e a confiabilidade do QMA para seu uso em contextos universitários peruanos. A validação deste instrumento fornece informações úteis para compreender os perfis motivacionais e orientar estratégias educacionais voltadas ao fortalecimento dos processos formativos e ao desenvolvimento dos estudantes como parte de sua formação nos sistemas de educação superior no contexto peruano.

**Palavras-chave:** Metas acadêmicas, AGQ, Validade, Confiabilidade.

## 1. INTRODUCCIÓN

Uno de los principales desafíos que enfrenta actualmente la educación superior no se limita al acceso de los estudiantes a la universidad, sino a su permanencia y culminación exitosa de los estudios (Alegre-Bravo, Guevara-Rabanal y Gerbi-Durand,

2024). En este contexto, la motivación académica cumple un rol decisivo, pues influye directamente en cómo los estudiantes organizan sus actividades, enfrentan las exigencias del entorno universitario y proyectan su desarrollo profesional (Tinto, 2012; Cabrera, Nora y Castaneda, 1992). Por ello, en los últimos años se ha intensificado el interés por comprender los factores motivacionales que guían el aprendizaje en este nivel educativo, reconociendo que el rendimiento académico no depende únicamente de aspectos cognitivos, sino también de variables emocionales, motivacionales y contextuales (Schunk, Pintrich y Meece 2014; Pintrich, 2004).

Uno de los temas centrales en esta línea de investigación es el análisis de cómo los estudiantes regulan su proceso de aprendizaje frente a las crecientes demandas académicas. Factores como la motivación, la fijación de metas y la autorregulación se han identificado como elementos clave para explicar diferencias significativas en el rendimiento y la persistencia universitaria (Schunk, Pintrich y Meece, 2014; Eccles y Wigfield, 2002). Los estudios muestran que quienes establecen metas claras y adoptan estrategias coherentes con dichas metas, tienden a mostrar mayores niveles de compromiso y logros académicos (Zimmerman, 2000; Panadero, 2017).

## 2. MARCO TEÓRICO

En este marco, las teorías del aprendizaje autorregulado y los modelos motivacionales centrados en las metas de logro han proporcionado marcos conceptuales sólidos para comprender la conducta académica. Estas teorías sostienen que los estudiantes que logran regular de forma efectiva sus procesos cognitivos, metacognitivos y motivacionales no solo alcanzan mejores resultados, sino que también gestionan su tiempo de manera más eficaz y enfrentan con mayor resiliencia los desafíos académicos (Zimmerman, 2000; Dweck y Leggett, 1988; Ames, 1992; Panadero, 2017).

En consonancia con ello, la teoría motivacional de Dweck (1986) plantea que las creencias sobre la propia capacidad influyen de forma directa en el comportamiento frente al aprendizaje. Esta autora distingue entre una mentalidad fija —que concibe la inteligencia como una capacidad inmutable— y una mentalidad de crecimiento, que considera que las habilidades pueden desarrollarse mediante el esfuerzo, la estrategia

y la perseverancia. Estas concepciones influyen en la forma en que los estudiantes enfrentan los errores y los desafíos. Asimismo, Dweck diferencia entre metas de aprendizaje, centradas en el desarrollo personal, y metas de desempeño, enfocadas en la demostración de competencia, siendo las primeras asociadas con mayor autorregulación y motivación intrínseca. A partir de su propuesta, plantea el modelo de metas académicas (Dweck y Leggett, 1988), donde identifica una meta de aprendizaje y dos metas de rendimiento (de logro y de refuerzo social), así la meta de aprendizaje busca que el estudiante incremente su habilidad por medio de la adquisición y el conocimiento, perfeccionando en la ejecución de la tarea; la meta de logro evalúa el propósito de conseguir resultados favorables en las evaluaciones académicas y avanzar y finalmente, la meta de refuerzo social mide la postura de los estudiantes en aprender con la intención de conseguir aprobación y evitar el rechazo en el entorno social.

Evaluar las metas académicas que orientan la conducta del estudiante universitario permite identificar patrones adaptativos o de riesgo en su trayectoria. En este sentido, el Cuestionario de Metas Académicas (CMA) representa una herramienta útil para dicho análisis. Este instrumento, desarrollado originalmente por Hayamizu y Weiner (1991) a partir de la teoría de Dweck, fue traducido y adaptado al contexto iberoamericano por Núñez-Pérez y González-Pineda (1994). Desde entonces, ha sido empleado en distintas investigaciones para evaluar dimensiones como la orientación al aprendizaje, el logro personal, la evitación del fracaso, la búsqueda de aprobación social y el cumplimiento de tareas (Pintrich, 2000). Estas dimensiones permiten comprender no solo el interés del estudiante por aprender o destacar, sino también otras motivaciones subyacentes como el temor al fracaso o la necesidad de aceptación social (Elliot, Murayama y Pekrun, 2011).

A pesar de su sólida fundamentación teórica y su uso en contextos diversos, la validación del CMA en población universitaria de Lima, Perú, aún no ha sido documentada, lo que representa una importante brecha en la investigación nacional. Si bien se cuenta con estudios de validación en otros países de la región, como México (Gaeta, Cavazos, Sánchez, Rosário y Högemann, 2015), Venezuela (Durán-Aponte y Arias-Gómez, 2015) y Chile (Pérez-Villalobos, Mujica-Díaz, González-Pienda, Núñez-Pérez y Rosário, 2009), no se ha verificado empíricamente su validez y confiabilidad

en estudiantes universitarios limeños. Aunque escalas similares como la Escala de Metas de Estudio (EME) han sido validadas en este contexto (Jara-Barnett, Hilarión-Palomino y Manzanares-Medina, 2022), estas no abordan la estructura completa del CMA. Es importante resaltar que la validez y confiabilidad de los instrumentos psicológicos pueden verse afectadas por factores culturales, lingüísticos e institucionales (Muñiz y Fonseca-Pedrero, 2019; Van-de-Vijver y Tanzer, 2004). Aplicar herramientas sin contar con estudios psicométricos locales puede conducir a interpretaciones erróneas, afectando tanto el diagnóstico como el diseño de programas de intervención educativa. Por tanto, validar el CMA en estudiantes universitarios peruanos no solo es necesario, sino urgente para garantizar la pertinencia y precisión de las evaluaciones motivacionales en este contexto.

En respuesta a esta necesidad, el presente estudio tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas del CMA en una muestra de estudiantes universitarios de Lima metropolitana, con el fin de establecer su confiabilidad y validez en el contexto peruano. Este análisis permitirá contar con una herramienta adaptada que contribuya al desarrollo de estrategias educativas contextualizadas y efectivas.

### 3. MÉTODO

El presente estudio corresponde a una investigación de tipo instrumental, según la clasificación propuesta por Ato, López-García y Benavente (2013), ya que se centra en el análisis cuantitativo de las propiedades de las psicométricas del Cuestionario de Metas Académicas (CMA). El objetivo principal fue recopilar evidencias empíricas de validez y confiabilidad del instrumento en una muestra de estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. Esta aproximación metodológica resulta adecuada cuando se busca adaptar, validar o examinar la calidad métrica de instrumentos de evaluación psicológica en contextos específicos.

#### 3.1 Participantes

La muestra estuvo conformada por 957 estudiantes universitarios matriculados en programas regulares de pregrado en una universidad privada de la ciudad de Lima. Del total, 389 eran mujeres (40.6 %) y 568 varones (59.4 %), con edades

comprendidas entre los 18 y 25 años. La edad promedio fue de 19.8 años con una desviación estándar de 5.28. La selección de los participantes se realizó mediante un muestreo no probabilístico de tipo intencional, considerando criterios de accesibilidad y disponibilidad voluntaria para participar en el estudio (Hernández-Sampieri y Mendoza, 2018).

## 3.2 Instrumentos

### 3.2.1 Cuestionario de metas académicas (CMA).

El Cuestionario de Metas Académicas (CMA) fue desarrollado por Hayamizu y Weiner (1991) bajo el nombre original *Questionnaire to Measure Achievement Goal Tendencies*, con el propósito de evaluar las metas que orientan la conducta académica de los estudiantes. Posteriormente, el instrumento fue traducido y adaptado al español por Núñez-Pérez y González-Pineda (1994), quienes lo aplicaron por primera vez en población hispanohablante.

El cuestionario está compuesto por 20 ítems, distribuidos en tres dimensiones principales. La primera, denominada metas de aprendizaje, evalúa la orientación del estudiante hacia el desarrollo de nuevas competencias, la adquisición de conocimientos y el perfeccionamiento en el desempeño de tareas escolares. Esta dimensión se mide a través de los ítems 1 al 8. La segunda dimensión, metas de refuerzo social, recoge la tendencia a aprender con el objetivo de obtener aprobación de figuras significativas como padres o docentes, y se evalúa con los ítems 9 al 14. Finalmente, las metas de logro miden la orientación hacia el rendimiento académico en función de obtener buenos resultados en exámenes, utilizando los ítems 15 al 20.

Cada ítem se responde mediante una escala tipo Likert de cinco puntos, que va desde “totalmente en desacuerdo” (1) hasta “totalmente de acuerdo” (5), permitiendo así obtener puntuaciones diferenciadas para cada tipo de meta.

En el estudio original de validación, Hayamizu y Weiner (1991) realizaron un análisis factorial exploratorio que identificó con claridad las tres dimensiones mencionadas. Además, reportaron coeficientes de consistencia interna adecuados para cada

subescala:  $\alpha = 0.89$  para metas de aprendizaje,  $\alpha = 0.78$  para metas de refuerzo social, y  $\alpha = 0.71$  para metas de logro. Aunque no se informó un alfa global para toda la escala, los valores obtenidos para cada dimensión fueron considerados satisfactorios.

La primera adaptación al español realizada por Núñez-Pérez y González-Pineda (1994) incluyó una muestra de estudiantes con edades entre 10 y 14 años. En este estudio, los autores reportaron una consistencia interna de  $\alpha = 0.86$  para la subescala de metas de aprendizaje,  $\alpha = 0.87$  para metas de refuerzo social,  $\alpha = 0.82$  para metas de logro y un alfa total de  $\alpha = 0.88$ , confirmando la fiabilidad del instrumento en población escolar de habla hispana.

### **3.2.2 Autoeficacia académica**

Para la medición de la autoeficacia académica, se utilizó la Escala de Autoeficacia Percibida Específica para Situaciones Académicas (EAPESA), desarrollada por Palenzuela (2012). Esta escala unidimensional está compuesta por 10 ítems y emplea un formato de respuesta tipo Likert de cuatro puntos, que va desde “nunca” (1) hasta “siempre” (4), permitiendo obtener puntuaciones totales entre 10 y 40 puntos. Con el propósito de recopilar evidencia de validez estructural, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio cuyos índices indicaron un buen ajuste del modelo: RMSEA = .070, CFI = .984, TLI = .979 y SRMR = .033. Asimismo, la consistencia interna fue estimada mediante el coeficiente omega de McDonald, obteniéndose un valor de .880, lo cual respalda la fiabilidad del instrumento en el presente estudio. Cabe señalar que las puntuaciones obtenidas en esta escala se utilizaron como variable criterio para evaluar la validez convergente del Cuestionario de Metas Académicas, siguiendo lo propuesto por Jara-Barnett, Hilarión-Palomino y Manzanares-Medina (2022).

### **3.2.3 Procrastinación académica**

Para evaluar la procrastinación académica, se utilizó la versión abreviada de la Escala de Procrastinación Académica (APS-S), desarrollada originalmente por McCloskey (2011). Esta versión fue traducida y adaptada al español para población universitaria peruana por Alegre-Bravo, Benavente-Dongo y Guevara-Rabanal (2022), asegurando su adecuación lingüística y cultural al contexto local. El instrumento evalúa una

dimensión unidimensional de procrastinación académica general a través de cinco ítems redactados en español, con una escala de respuesta tipo Likert de cinco puntos, que va desde “muy en desacuerdo” hasta “muy de acuerdo”. Las puntuaciones más altas indican una mayor tendencia a postergar las responsabilidades académicas.

Para obtener evidencia de validez estructural, se realizó un análisis factorial confirmatorio, cuyos resultados indicaron un buen ajuste del modelo (RMSEA = .062, CFI = .995, TLI = .991, SRMR = .033). En cuanto a la consistencia interna, el instrumento presentó un coeficiente omega de McDonald de .835, lo que respalda su fiabilidad en la presente muestra. Además, las puntuaciones obtenidas en esta escala fueron empleadas como variable criterio para evaluar la validez discriminante del Cuestionario de Metas Académicas, conforme a lo planteado por Jara-Barnett, Hilarión-Palomino y Manzanares-Medina (2022), permitiendo identificar relaciones diferenciales entre constructos teóricamente independientes.

### **3.3 Procedimiento**

La recolección de datos se llevó a cabo a través de un formulario virtual elaborado en la plataforma Microsoft Forms, el cual fue difundido entre los estudiantes matriculados en programas regulares de pregrado de una universidad privada de la ciudad de Lima. La invitación a participar se realizó por medio de correos electrónicos institucionales y grupos de WhatsApp académicos, canales comúnmente utilizados por los estudiantes. El formulario estuvo disponible durante el transcurso de cada periodo académico, permitiendo una participación flexible.

La participación fue completamente voluntaria. Al acceder al enlace, los estudiantes encontraban en la primera sección del formulario una breve descripción del objetivo del estudio y el consentimiento informado, en el cual se enfatizaba que su participación era libre, anónima y confidencial. Solo quienes aceptaron continuar tras leer esta información fueron considerados participantes del estudio.

En la primera parte del cuestionario se incluyeron preguntas sociodemográficas básicas como sexo y edad, con el fin de caracterizar a la muestra. A continuación, los participantes completaron los tres instrumentos de evaluación utilizados en esta

investigación: el Cuestionario de Metas Académicas (CMA), la Escala de Autoeficacia Percibida Específica para Situaciones Académicas (EAPESA) y la versión reducida de la Escala de Procrastinación Académica (APS-S). Todos los ítems fueron presentados en formato digital, manteniendo el orden establecido por sus autores originales.

### 3.4 Análisis de datos

La estrategia analítica se desarrolló en tres etapas principales. En primer lugar, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el objetivo de obtener evidencia de validez relacionada con la estructura interna del Cuestionario de Metas Académicas (CMA). Dado que los ítems del instrumento presentan una escala de respuesta ordinal, se utilizó el estimador de mínimos cuadrados ponderados ajustado para medias y varianzas (WLSMV), a partir de la matriz de correlaciones policóricas, tal como se recomienda en la literatura especializada (Brown, 2015; Byrne, 2012).

La evaluación del ajuste del modelo se basó en diversos índices de bondad de ajuste y sus puntos de corte considerados óptimos: valores iguales o superiores a .95 para el índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice Tucker-Lewis (TLI), así como valores iguales o inferiores a .08 para el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y para la raíz del promedio de los residuos cuadráticos estandarizados (SRMR) (Hu y Bentler, 1999; Kline, 2016).

En la segunda etapa del análisis, se determinó la validez convergente a través del cálculo de la Varianza Media Extraída (AVE), considerando valores mayores a .50 (Hair, Babin, Anderson y Black, 2019): y luego se calcularon correlaciones de Pearson ( $r$ ) entre las tres dimensiones del Cuestionario de Metas Académicas (CMA) y los puntajes obtenidos en la Escala de Autoeficacia Percibida para Situaciones Académicas (EAPESA) y en la Escala de Procrastinación Académica en su versión abreviada (APS-S). Este análisis tuvo como finalidad recopilar evidencia de validez en relación con otras variables, evaluando la dirección, magnitud e intensidad de las relaciones observadas, así como la significancia estadística ( $p < .05$ ). Para interpretar el tamaño del efecto de los coeficientes de correlación, se siguieron los criterios

propuestos por Gignac y Szodorai (2016), quienes consideran valores de .10, .20 y .30 como indicativos de efectos pequeño, mediano y grande, respectivamente.

En una tercera y última etapa, se estimó la confiabilidad de las puntuaciones de cada una de las dimensiones del CMA mediante el coeficiente omega de McDonald, como medida de consistencia interna. Este procedimiento se aplicó siguiendo las recomendaciones metodológicas propuestas por Zinbarg, Revelle, Yovel y Li (2005), considerando como aceptables aquellos valores superiores a .80, conforme a lo sugerido por Ponterotto y Ruckdeschel (2007).

El procesamiento inicial de los datos se realizó en Microsoft Excel, donde se efectuó la codificación y organización de las respuestas. Posteriormente, la base de datos fue exportada e importada al software Jamovi versión 2.6 (The jamovi project, 2024), desde el cual se llevaron a cabo todos los análisis estadísticos requeridos para la investigación.

## 4. RESULTADOS

### 4.1 Validez estructural

Con el objetivo de evaluar la validez estructural del Cuestionario de Metas Académicas (CMA), se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC). Este procedimiento permitió examinar la adecuación del modelo de tres factores propuesto originalmente por Hayamizu y Weiner (1991) y adaptado posteriormente por Núñez-Pérez y González-Pineda (1994): metas de aprendizaje, metas de refuerzo social y metas de logro.

Las cargas factoriales estandarizadas obtenidas se detallan en la **Tabla N°1**. En la dimensión de metas de aprendizaje (ítems 1 al 8), los pesos factoriales oscilaron entre .430 y .759, lo que sugiere que los ítems contribuyen de manera significativa a la medición del constructo. Destaca el ítem 6 (“Yo estudio porque soy muy curioso”), con una carga elevada (.759), lo que refuerza su vinculación con procesos motivacionales intrínsecos, tal como señalan Dweck y Leggett (1988) en sus estudios sobre metas orientadas al dominio. Los coeficientes de correlación ítem-total corregida (*ritc*) en esta

dimensión se ubicaron entre .470 y .700, lo cual evidencia una adecuada consistencia interna (Muñiz y Fonseca-Pedrero, 2019).

Respecto a las metas de refuerzo social (ítems 9 al 14), las cargas factoriales se situaron entre .395 y .654. El ítem con mayor peso fue el 11 (“Yo estudio porque no quiero que mis compañeros se burlen de mí”), con un valor de .654, reflejando el componente de aprobación externa y sensibilidad al juicio social, en línea con lo planteado por Ames (1992) sobre metas orientadas al reconocimiento. Las correlaciones *ritc* variaron entre .543 y .712, valores que respaldan la homogeneidad de esta subescala (Abad, Olea, Ponsoda y García, 2011).

En la dimensión de metas de logro (ítems 15 al 20), las cargas factoriales estuvieron comprendidas entre .408 y .672, siendo el ítem 20 (“Yo estudio porque quiero conseguir una buena posición social en el futuro”) el que obtuvo la mayor carga (.672). Este resultado es consistente con teorías que explican la motivación académica como orientada a metas extrínsecas de tipo instrumental (Eccles y Wigfield, 2002). Las correlaciones ítem-total corregida para esta dimensión se situaron entre .460 y .674, lo que sugiere una estructura sólida y coherente entre los ítems que componen esta subescala.

En conjunto, estos hallazgos respaldan empíricamente la validez del modelo tridimensional del CMA propuesto en estudios previos (Hayamizu y Weiner, 1991; Núñez-Pérez y González-Pienda, 1994) y confirman que cada conjunto de ítems contribuye de forma significativa y diferenciada a la medición de sus respectivas metas académicas, conforme a los marcos teóricos sobre la motivación de logro en contextos educativos (Schunk, Pintrich y Meece, 2014; Panadero, 2017).

**Tabla N°1.** Matriz de cargas factoriales estandarizadas del CMA.

		Factores			<i>ritc.</i>
		Metas de Aprendizaje	Metas de Refuerzo social	Metas de Logro	
1.	Yo estudio porque para mí es interesante resolver problemas/tareas.	.529			.654
2.	Yo estudio porque me gusta ver cómo voy avanzando	.430			.690
3.	Yo estudio porque me gusta conocer muchas cosas.	.544			.650
4.	Yo estudio porque me gusta el desafío que plantean los problemas-tareas difíciles.	.493			.700
5.	Yo estudio porque me siento bien cuando supero obstáculos y/o fracasos.	.475			.640
6.	Yo estudio porque soy muy curioso.	.759			.470
7.	Yo estudio porque me gusta utilizar la cabeza (mis conocimientos).	.455			.682
8.	Yo estudio porque me siento muy bien cuando resuelvo problemas-tareas difíciles.	.460			.655
9.	Yo estudio porque quiero ser elogiado por mis padres y profesores.		.408		.629
10.	Yo estudio porque quiero ser valorado por mis amigos.		.395		.712
11.	Yo estudio porque no quiero que mis compañeros se burlen de mí.		.654		.664
12.	Yo estudio porque no quiero que ningún profesor me rechace.		.600		.679
13.	Yo estudio porque quiero que la gente vea lo inteligente que soy.		.410		.674
14.	Yo estudio porque deseo obtener mejores notas que mis compañeros.		.551		.543
15.	Yo estudio porque quiero obtener buenas notas.			.466	.651
16.	Yo estudio porque quiero sentirme orgulloso de obtener buenas notas.			.408	.674
17.	Yo estudio porque no quiero fracasar en los exámenes finales.			.555	.626
18.	Yo estudio porque quiero terminar bien la carrera.			.562	.667
19.	Yo estudio porque quiero conseguir un buen trabajo en el futuro.			.549	.657
20.	Yo estudio porque quiero conseguir una buena posición social en el futuro.			.672	.460

Nota: *ritc* = Correlación ítem-total corregida.

Fuente: Elaboración Propia.

Los resultados obtenidos para los índices de bondad de ajuste se presentan en la **Tabla N°2**. Así, el modelo mostró un valor de chi-cuadrado ( $\chi^2$ ) de 682, con 167 grados de libertad, siendo significativo ( $p < .001$ ). Si bien la significancia del estadístico  $\chi^2$  sugiere diferencias entre el modelo y los datos observados, es importante considerar que este índice es altamente sensible al tamaño muestral (Brown, 2015; Kline, 2016). Por ello, se emplearon también indicadores alternativos de ajuste más robustos.

El índice  $\chi^2/gf$  fue de 4.08, valor que se encuentra dentro del rango aceptable para modelos complejos (Schermelel-Engel, Moosbrugger, y Müller, 2003). Además, los índices de ajuste incremental mostraron valores adecuados: el *Comparative Fit Index* (CFI) alcanzó .960 y el *Tucker-Lewis Index* (TLI) obtuvo .954, ambos superiores al umbral recomendado de .95 para considerar un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999).

Respecto a los índices de error, el SRMR fue de .057 y el RMSEA fue también .057, con un intervalo de confianza del 90% entre [.052; .061] y un valor de p asociado a la prueba de cercanía ( $p = .006$ ), lo cual indica un ajuste razonable del modelo a los datos. Estos valores se encuentran por debajo del punto de corte de .08 sugerido por la literatura especializada (Abad, Olea, Ponsoda y García, 2011).

**Tabla N°2.** Índices de bondad de ajuste del modelo confirmatorio del CMA.

	$\chi^2$	$gf$	$\chi^2/gf$	CFI	TLI	SRMR	RMSEA
Criterio			< 5.00	= 0.95	= 0.95	= 0.08	= 0.08
Modelo	682 ( $p < .001$ )	167	4.08	.960	.954	.057	.057 [.052; .061] ( $p = .006$ )

Fuente: Elaboración Propia.

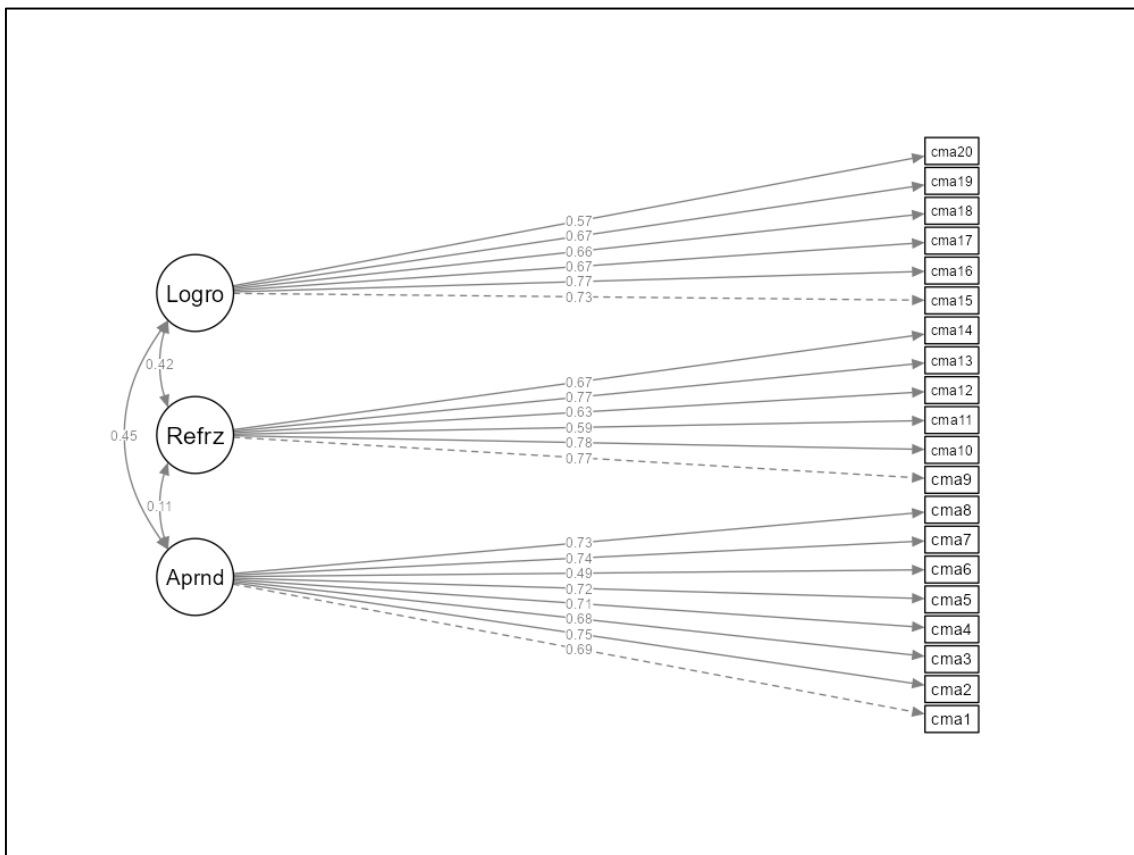
La **Figura N°1** muestra la representación gráfica del modelo de medición confirmatorio del Cuestionario de Metas Académicas (CMA), compuesto por tres factores latentes: metas de logro (Logro), metas de refuerzo social (Refrz) y metas de aprendizaje (Aprnd). Cada constructo se encuentra vinculado con sus respectivos indicadores observables (ítems CMA), y las cargas factoriales estandarizadas reflejan la fuerza de la relación entre cada ítem y su factor correspondiente.

Los coeficientes de regresión estandarizados fueron en su mayoría superiores a .60, lo cual indica una buena saturación de los ítems en sus factores respectivos (Brown, 2015). En particular, los ítems asociados a metas de refuerzo social y metas de logro presentaron cargas por encima de .65, mientras que las metas de aprendizaje también mostraron asociaciones sólidas, especialmente en los ítems cma3, cma4 y cma7. Las correlaciones entre factores latentes fueron de magnitud moderada: .45 entre Logro y

Refrz, .42 entre Refrz y Aprnd, y .11 entre Aprnd y Logro, sugiriendo que, si bien están relacionadas, representan constructos diferenciados (Kline, 2016).

Estos resultados aportan evidencia visual y estadística del ajuste y la validez estructural del modelo propuesto, consistente con estudios previos sobre metas académicas (Hayamizu y Weiner, 1991; Núñez-Pérez y González-Pienda, 1994).

**Figura 1.** Diagrama del modelo confirmatorio del CMA.



Nota: Aprnd = Metas de Aprendizaje; Refrz: Metas de refuerzo social; Logro: Metas de logro.

Fuente: The jamovi project (2024). jamovi. (Version 2.6) (Computer Software). Retrieved from <https://www.jamovi.org>.

#### 4.2 Validez convergente

Con el propósito de evaluar la validez convergente de cada una de las dimensiones del Cuestionario de Metas Académicas (CMA), se calcularon los índices de Varianza Media Extraída (AVE). Este indicador estima la proporción de varianza explicada por

un constructo latente en relación con la varianza total de sus ítems, siendo considerado aceptable un valor igual o superior a .50, lo cual indica que el factor explica al menos el 50% de la varianza de sus indicadores (Fornell y Larcker, 1981; Hair, Babin, Anderson y Black, 2019).

Los resultados mostraron que todas las dimensiones superaron el umbral mínimo recomendado. La dimensión metas de aprendizaje obtuvo un AVE de .576, la dimensión de metas de refuerzo social alcanzó .608, y la dimensión metas de logro presentó un valor de .656. Estos resultados reflejan una adecuada validez convergente para cada constructo evaluado, lo que implica que los ítems están efectivamente relacionados con la dimensión teórica que pretenden medir. Además, estos hallazgos respaldan la solidez de la estructura factorial propuesta y son consistentes con criterios psicométricos ampliamente aceptados (Muñiz y Fonseca-Pedrero, 2019; Kline, 2016).

#### 4.3 Validez en relación con otras variables

En la **Tabla N°3** se presentan las correlaciones entre las tres dimensiones del Cuestionario de Metas Académicas (CMA), la Escala de Autoeficacia Percibida para Situaciones Académicas (EAPESA) y la Escala de Procrastinación Académica en su versión reducida (APS-S).

Las correlaciones entre las dimensiones del CMA oscilaron entre .086 y .380, mostrando relaciones positivas de magnitud pequeña a mediana (Gignac y Szodorai, 2016). En particular, las metas de aprendizaje (MA) correlacionaron de manera positiva y significativa con las metas de logro (ML;  $r = .380$ ,  $p < .001$ ) y en menor medida con las metas de refuerzo social (MRS;  $r = .086$ ,  $p < .01$ ), lo que sugiere que estas dimensiones, aunque relacionadas, capturan aspectos distintos de la motivación académica.

Respecto a la relación con la autoeficacia académica (EAPESA), las metas de aprendizaje mostraron una correlación positiva y alta ( $r = .529$ ,  $p < .001$ ), lo que constituye evidencia de validez convergente, dado que ambos constructos están teóricamente vinculados con la orientación al aprendizaje y la autorregulación

académica (Schunk, Pintrich y Meece, 2014). Las metas de logro presentaron también una correlación positiva, aunque de menor magnitud ( $r = .197$ ,  $p < .001$ ), mientras que las metas de refuerzo social no mostraron asociación significativa ( $r = -.018$ ).

En relación con la procrastinación académica (APS-S), las metas de aprendizaje presentaron una correlación negativa fuerte ( $r = -.403$ ,  $p < .001$ ), lo que indica que los estudiantes con mayor orientación hacia el aprendizaje tienden a procrastinar menos. Este patrón, al tratarse de un constructo opuesto teóricamente a la motivación intrínseca, se interpreta como evidencia de validez discriminante (Fornell y Larcker, 1981). Asimismo, las metas de logro mostraron una correlación negativa de magnitud moderada ( $r = -.242$ ,  $p < .001$ ), mientras que las metas de refuerzo social correlacionaron de forma positiva, aunque débil ( $r = .109$ ,  $p < .001$ ) con la procrastinación, sugiriendo una relación más compleja entre esta dimensión y los patrones de postergación académica.

**Tabla N°3.** Matriz de correlaciones entre CMA, EAPESA y APS-S.

Dimensiones	<i>M</i>	<i>DE</i>	1	2	3	4	5
1. MA	32.6	4.79	-				
2. MRS	16.5	5.57	.086**	-			
3. ML	27.1	3.41	.380***	.375***	-		
4. EAPESA	29.1	5.05	.529***	-.018	.197***	-	
5. APS-S	11.5	3.97	-.403***	.109***	-.242***	-.379***	-

Nota: \*\* $p < 0.01$ ; \*\*\* $p < 0.001$

Fuente: The jamovi project (2024). jamovi. (Version 2.6) (Computer Software). Retrieved from <https://www.jamovi.org>.

En conjunto, estos resultados apoyan la validez convergente y discriminante del CMA al mostrar asociaciones coherentes con variables teóricamente relevantes como la autoeficacia y la procrastinación.

## 5. DISCUSIÓN

Los hallazgos del presente estudio respaldan empíricamente la validez y confiabilidad del Cuestionario de Metas Académicas (CMA) en una muestra de estudiantes universitarios de Lima Metropolitana, evidenciando su utilidad como herramienta

diagnóstica en el contexto educativo peruano. El modelo de tres factores propuesto originalmente por Hayamizu y Weiner (1991), y adaptado al español por Núñez-Pérez y González-Pienda (1994), mostró un ajuste adecuado a los datos, como lo indican los índices de bondad de ajuste obtenidos en el análisis factorial confirmatorio (CFI = .960; TLI = .954; RMSEA = .057; SRMR = .062). Estos valores cumplen con los criterios establecidos (Hu y Bentler, 1999; Abad, Olea, Ponsoda y García, 2011), confirmando la estructura tridimensional del instrumento: metas de aprendizaje, metas de refuerzo social y metas de logro.

En cuanto a la validez convergente, los valores del AVE para cada dimensión superaron el umbral de .50 (Fornell y Larcker, 1981), lo que sugiere una adecuada cantidad de varianza explicada por los ítems de cada constructo. Asimismo, se observaron correlaciones significativas entre las dimensiones del CMA y la escala de autoeficacia académica (EAPESA), particularmente con las metas de aprendizaje ( $r = .529$ ,  $p < .001$ ), lo cual está en línea con estudios previos que señalan que una alta autoeficacia se asocia con la orientación motivacional hacia el aprendizaje (Alegre-Bravo y Guevara-Rabanal, 2025; Dominguez-Lara y Campos-Uscanga, 2017) y una mayor autorregulación académica (Schunk, Pintrich y Meece, 2014; Zimmerman, 2000).

En contraste, las correlaciones con la Escala de Procrastinación Académica (APS-S) fueron negativas, especialmente entre la procrastinación y las metas de aprendizaje ( $r = -.403$ ,  $p < .001$ ), lo que aporta evidencia de validez discriminante. Estos resultados coinciden con investigaciones que indican que una orientación motivacional centrada en el aprendizaje reduce comportamientos evitativos y de postergación (Jara-Barnett, Hilarión-Palomino y Manzanares-Medina, 2022; Panadero, 2017).

Desde una perspectiva teórica, los resultados fortalecen los planteamientos de la teoría de metas de logro y del aprendizaje autorregulado. Según Dweck y Leggett (1988) y Ames (1992), los estudiantes que adoptan metas de aprendizaje tienden a desarrollar una mentalidad de crecimiento, enfocándose en la mejora continua y enfrentando los desafíos académicos con mayor resiliencia. Esta postura es coherente con el hallazgo de que los estudiantes que puntúan más alto en metas de aprendizaje reportan mayor autoeficacia y menor procrastinación, lo que también se ha vinculado

con un mejor rendimiento académico (Eccles y Wigfield, 2002; Schunk, Pintrich y Meece, 2014).

Cabe destacar que, aunque las metas de refuerzo social presentaron cargas factoriales adecuadas, su relación con la autoeficacia fue no significativa, lo cual podría interpretarse como una orientación motivacional más dependiente del entorno social que de factores internos de autorregulación. Esta dimensión ha sido vinculada con una motivación extrínseca, que, si bien puede fomentar el cumplimiento académico, no necesariamente se traduce en aprendizajes significativos o duraderos (Schunk y DiBenedetto, 2020).

Además, desde la perspectiva de la educación superior como espacio de formación de personas, los hallazgos del presente estudio permiten comprender que las metas académicas no solo influyen en el rendimiento, sino también en el desarrollo de competencias clave como la autorregulación, la persistencia y la gestión autónoma del aprendizaje, las cuales son fundamentales en los perfiles de egreso universitarios. En este sentido, la orientación hacia metas de aprendizaje se configura como un elemento central en los procesos formativos, al favorecer un compromiso más profundo con el aprendizaje y una mayor adaptación a las demandas académicas.

Asimismo, la diferenciación entre metas de aprendizaje, de logro y de refuerzo social permite identificar distintos perfiles motivacionales dentro del entorno universitario, lo que resulta relevante para el diseño de estrategias pedagógicas y de acompañamiento más ajustadas a las necesidades de los estudiantes. De este modo, el Cuestionario de Metas Académicas (CMA) no solo cumple una función diagnóstica, sino que también aporta información valiosa para la gestión de procesos formativos en educación superior, contribuyendo a una comprensión más integral del desarrollo del estudiante en su trayectoria académica. En suma, los resultados obtenidos en este estudio no solo confirman la validez estructural y convergente del CMA, sino que también permiten comprender mejor los procesos motivacionales que subyacen al rendimiento académico de los estudiantes universitarios. Su adecuada aplicación puede contribuir al desarrollo de intervenciones educativas personalizadas, dirigidas a fomentar metas de aprendizaje y fortalecer la autorregulación académica en contextos de educación superior.

## 6. CONCLUSIÓN

En conclusión, el presente estudio aporta evidencia cuantitativa sobre la validez y confiabilidad del Cuestionario de Metas Académicas (CMA) en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana, confirmando su estructura tridimensional y su adecuada relación con variables relevantes como la autoeficacia académica y la procrastinación. Estos hallazgos respaldan el uso del instrumento como una herramienta válida para evaluar la orientación motivacional en contextos de educación superior, permitiendo identificar perfiles diferenciados que inciden en el aprendizaje y el rendimiento académico. Asimismo, la relevancia de contar con evidencia de validez y confiabilidad de medidas de las metas de aprendizaje yace en su importancia como factor clave en el desarrollo de competencias como la autorregulación y la persistencia, fundamentales en los procesos formativos universitarios. En este sentido, el CMA se posiciona como un recurso útil para la toma de decisiones pedagógicas y el diseño de estrategias de intervención orientadas a fortalecer la formación integral de los estudiantes, contribuyendo así a la mejora de la calidad educativa en el contexto peruano.

### Declaración de autoría

Alberto Agustín Alegre-Bravo: Conceptualización, Investigación, Metodología, Administración del proyecto, Redacción – borrador original.

Diego Guevara-Rabanal: Redacción – revisión y edición, Validación, Visualización.

### Referencias bibliográficas

Abad, F. J., Olea, J., Ponsoda, V. y García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Madrid: Síntesis.

Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 261–271. DOI: <https://doi.org/10.1037/0022-0663.84.3.261>

Alegre-Bravo, A., Benavente-Dongo, D. y Guevara-Rabanal, D. (2022). Adaptación lingüística y validación de la Escala de Procrastinación Académica – versión reducida

(APS-S). *Propósitos y Representaciones*, 10(3), e1708. DOI: <https://doi.org/10.20511/pyr2022.v10n3.1708>

Alegre-Bravo, A., Guevara-Rabanal, D. A. y Gerbi-Durand, A. (2024). Análisis psicométrico de la escala de valoración del servicio de tutoría universitaria en estudiantes de primer año de Lima, Perú. *Revista Gestión de las Personas y Tecnología*, 17(51), 16–36. DOI: <https://doi.org/10.35588/z9e02n41>

Alegre-Bravo, A. A. y Guevara-Rabanal, D. (2025). Influencia de la inteligencia emocional, la satisfacción con los estudios, la autoeficacia académica y la ansiedad rasgo sobre la procrastinación académica en estudiantes de psicología: Un análisis de regresión múltiple. *Revista Gestión de las Personas y Tecnología*, 18(52), 45–63. DOI: <https://doi.org/10.35588/8y821m43>

Ato, M., López-García, J. J. y Benavente, A. (2013). A classification system for research designs in psychology. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 29(3), 1038–1059. DOI: <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York: The Guilford Press.

Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming* (1st ed.). New York: Routledge. DOI: <https://doi.org/10.4324/9780203807644>

Cabrera, A. F., Nora, A., y Castaneda, M. B. (1992). The role of finances in the persistence process: A structural model. *Research in Higher Education*, 36(3), 303–336. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF00973759>

Dweck, C. S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41(10), 1040–1048. DOI: <https://doi.org/10.1037/0003-066X.41.10.1040>

Dominguez-Lara, S. A. y Campos-Uscanga, Y. (2017). Influencia de la satisfacción con los estudios sobre la procrastinación académica en estudiantes de psicología: un estudio preliminar. *Liberabit Revista Peruana de Psicología*, 23(1), 123-135. [http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1729-48272017000100010&lng=es&nrm=iso&tlng=es](http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1729-48272017000100010&lng=es&nrm=iso&tlng=es)

Durán-Aponte, E. y Arias-Gómez, D. (2015). Validez del Cuestionario de Metas Académicas (CMA) en una muestra de estudiantes universitarios. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 15(1), 23–36. DOI: <https://doi.org/10.18270/chps.v15i1.1776>

Dweck, C. y Leggett, E. (1988) A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95(2), 256-273. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.95.2.256>

Eccles, J. S. y Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53, 109–132. DOI: <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135153>

Elliot, A. J., Murayama, K., y Pekrun, R. (2011). A 3 × 2 achievement goal model. *Journal of Educational Psychology*, 103(3), 632–648. DOI: <https://doi.org/10.1037/a0023952>

Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. DOI: <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>

Gaeta, M. L., Cavazos, J., Sánchez, A. P., Rosário, P. y Högemann, J. (2015). Propiedades psicométricas de la versión mexicana del Cuestionario para la Evaluación de Metas Académicas (CEMA). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 47(1), 16–24. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0120-0534\(15\)30002-9](https://doi.org/10.1016/s0120-0534(15)30002-9)

Gignac, G. E. y Szodorai, E. T. (2016). Effect size guidelines for individual differences researchers. *Personality and Individual Differences*, 102, 74–78. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.06.069>

Hayamizu, T. y Weiner, B. (1991). A test Dweck's Model of Achievement Goals as Related to Perceptions of Ability. *Journal of Experimental Education*, 59(3), 226-234. <https://www.jstor.org/stable/20152287>

Hernández-Sampieri, R. y Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación. Las rutas cuantitativas, cualitativa y mixta*. Ciudad de México: Mc Graw-Hill Education.

Hair, J. F., Babin, B. J., Anderson, R. E. y Black, W. C. (2019). *Multivariate data analysis (8th ed.)*. Andover: Cengage Learning.

Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. DOI: <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

Jara-Barnett, L. B., Hilarión-Palomino, M. y Manzanares-Medina, E. (2022). Evidencias de validez y confiabilidad de la Escala de Metas de Estudio (EME) en universitarios peruanos. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 14(1), 23–35. DOI: <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v14.n1.29771>

Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.)*. New York: The Guilford Press.

McCloskey, J. D. (2011). *Finally, my thesis on academic procrastination (Master's thesis)*. University of Texas at Arlington. [https://mavmatrix.uta.edu/psychology\\_theses/30/](https://mavmatrix.uta.edu/psychology_theses/30/)

Muñiz, J. y Fonseca-Pedrero, E. (2019). Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema*, 31(1), 7–16. DOI: <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.291>

Núñez-Pérez, J. C. y González-Pienda, J. A. (1994). *Determinantes del rendimiento académico: (variables cognitivo-motivacionales, atribucionales, uso de estrategias y*

*autoconcepto*). Oviedo: Universidad de Oviedo, Servicio de Publicaciones.  
<http://hdl.handle.net/10651/54806>

Panadero, E. (2017). A review of self-regulated learning: Six models and four directions for research. *Frontiers in Psychology*, 8, 422. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00422>

Palenzuela, D. L. (2012). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9(21). DOI: <https://doi.org/10.33776/amc.v9i21.1649>

Pérez-Villalobos, M. V., Mujica-Díaz, A., González-Pianda, J. A., Núñez-Pérez, J. C. y Rosário, P. (2009). Escala de metas de estudio para estudiantes universitarios. *Interamerican Journal of Psychology*, 43(3), 449-455.  
[http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-96902009000300004&lng=pt&tlng=es](http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-96902009000300004&lng=pt&tlng=es)

Pintrich, P. R. (2000). An Achievement Goal Theory Perspective on Issues in Motivation Terminology, Theory, and Research. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 92–104. DOI: <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1017>

Pintrich, P. R. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review*, 16(4), 385–407. <http://www.jstor.org/stable/23363878>

Ponterotto, J. G. y Ruckdeschel, D. E. (2007). An overview of coefficient alpha and a reliability matrix for estimating adequacy of internal consistency coefficients with psychological research measures. *Perceptual and Motor Skills*, 105(3), 997–1014. DOI: <https://doi.org/10.2466/pms.105.3.997-1014>

Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. y Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23–74.  
[https://www.stats.ox.ac.uk/~snijders/mpr\\_Schermelleh.pdf](https://www.stats.ox.ac.uk/~snijders/mpr_Schermelleh.pdf)

Schunk, D. H., Pintrich, P. R. y Meece, J. L. (2014). *Motivation in education: Theory, research, and applications (4th ed.)*. Essex: Pearson.

Schunk, D. H. y DiBenedetto, M. K. (2020). Motivation and social cognitive theory. *Contemporary Educational Psychology*, 60, 101832. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2019.101832>

The jamovi project (2024). *jamovi*. (Version 2.6) (Computer Software). <https://www.jamovi.org>

Tinto, V. (2012). *Completing college: Rethinking institutional action*. Chicago: University of Chicago Press.

Van-de-Vijver, F. y Tanzer, N. K. (2004). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. *European Review of Applied Psychology*, 54(2), 119–135. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.erap.2003.12.004>

Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich, y M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation*, 13-39. Academic Press. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-012109890-2/50031-7>

Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I. y Li, W. (2005). Cronbach's  $\alpha$ , Revelle's  $\beta$  and McDonald's  $\omega_H$ : Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123–133. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>