




# Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Estrategias de Autorregulación Motivacional


Psychometric properties analysis of the Motivational Self-Regulation Strategies Questionnaire

Análise das propriedades psicométricas do Questionário de Estratégias de Autorregulação Motivacional

 Agustín Freiberg-Hoffmann<sup>1</sup>

 Florencia Anabel Motta<sup>2</sup>

 Franco Tisocco<sup>2</sup>

 Javier Sánchez-Rosas<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Universidad de Buenos Aires;  
Consejo Nacional de Investigaciones  
Científicas y Técnicas

<sup>2</sup> Universidad de Buenos Aires

<sup>3</sup> Universidad Católica de Temuco

Recibido: 29/07/2024

Aceptado: 09/04/2025

## Correspondencia:

Agustin Freiberg-Hoffmann  
agustinfreiberg@gmail.com

## Cómo citar:

Freiberg-Hoffmann, A., Motta, F. A.,  
Tisocco, F., & Sánchez-Rosas, J.  
(2025). Análisis de las propiedades  
psicométricas del Cuestionario de  
Estrategias de Autorregulación  
Motivacional. *Ciencias Psicológicas*,  
19(1), e-4188.  
<https://doi.org/10.22235/cp.v19i1.4188>

## Disponibilidad de datos:

El conjunto de datos que apoya los  
resultados de este estudio no se  
encuentra disponible.

**Financiamiento:** Este trabajo ha  
sido financiado por la Agencia  
Nacional de Promoción de la  
Investigación, el Desarrollo  
Tecnológico y la Innovación (PICT-  
2020-SERIEA-00087) y por el  
Consejo Nacional de Investigaciones  
Científicas y Técnicas (PIP  
#11220200100352CO).



**Resumen:** La autorregulación motivacional permite a los estudiantes sostener o mejorar su motivación para alcanzar sus metas. Esta autorregulación se relaciona con variables relevantes como el rendimiento académico, el clima de clase y la procrastinación académica, entre otras. El Cuestionario de Estrategias de Autorregulación Motivacional (CEAM) operacionaliza el constructo y fue adaptado en Córdoba (Argentina), dividiendo las dimensiones de regulación de metas según las estrategias empleadas sean por aproximación o evitación. Esta investigación propone analizar nuevas evidencias de validez y confiabilidad del CEAM. Participaron 412 estudiantes universitarios de Buenos Aires (Argentina). El análisis de la estructura interna del instrumento mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) y el análisis de ecuaciones estructurales exploratorio (ESEM) verificaron el mejor ajuste para el modelo de ocho factores. Luego, un análisis de invarianza factorial entre muestras de estudiantes de Buenos Aires y Córdoba verificó la equivalencia métrica del CEAM. La consistencia interna de las dimensiones fue adecuada ( $> .70$ ). Seguidamente, el examen de validez concurrente arrojó correlaciones positivas y significativas con los enfoques de aprendizaje, y negativas con la procrastinación académica. También se estimaron normas estadísticas. Este trabajo proporciona nuevas evidencias sobre las propiedades psicométricas del CEAM y baremos que posibilitan su uso e interpretación dentro del campo de aplicación.

**Palabras clave:** autorregulación; motivación; estudiantes universitarios; propiedades psicométricas; CEAM

**Abstract:** Motivational self-regulation allows students to sustain and/or improve their motivation to achieve their goals. This self-regulation variant is related to variables such as academic performance, classroom climate, and academic procrastination, among others. The Motivational Self-Regulation Strategies Questionnaire (MRSQ) operationalized the construct. The questionnaire was adapted in Córdoba (Argentina), dividing the dimensions of goal regulation according to the strategies employed — whether by approximation or avoidance. The present research proposes to analyze new evidence of the validity and reliability of the MRSQ. A total of 412 university students from Buenos Aires (Argentina) participated in the study. The analysis of the internal structure of the instrument using confirmatory factor analysis (CFA) and exploratory structural equation modeling (ESEM) verified a better fit for the 8-factor model. Further, a measurement invariance analysis between samples of students from Buenos Aires and Córdoba verified the metric equivalence of the MRSQ. The internal consistency of the dimensions was adequate ( $> .70$ ).

Next, the concurrent validity test yielded positive and significant correlations with learning approaches and negative correlations with academic procrastination. Statistical norms were also computed. This work provides new evidence on the psychometric properties of the MRSQ and norms that enable its use and interpretation within applied settings.

**Keywords:** self-regulation; motivation; college students; psychometric properties; MRSQ

**Resumo:** A autorregulação motivacional permite aos estudantes manterem e/ou melhorarem sua motivação para alcançar suas metas. Essa autorregulação está relacionada com variáveis relevantes, como o desempenho acadêmico, o clima de sala de aula e a procrastinação acadêmica, entre outras. O Questionário de Estratégias de Autorregulação Motivacional (QEAM) operacionaliza o construto e foi adaptado em Córdoba (Argentina), dividindo as dimensões da regulação de metas de acordo com as estratégias empregadas, sejam elas por aproximação ou evitação. Esta pesquisa propõe analisar novas evidências de validade e confiabilidade do QEAM. Participaram 412 estudantes universitários de Buenos Aires (Argentina). A análise da estrutura interna do instrumento, por meio da análise fatorial confirmatória (AFC), e da análise exploratória de equações estruturais (ESEM) verificou o melhor ajuste para o modelo de oito fatores. Em seguida, uma análise de invariância fatorial entre amostras de estudantes de Buenos Aires e Córdoba verificou a equivalência métrica do QEAM. A consistência interna das dimensões foi adequada ( $> 0,70$ ). Em seguida, o teste de validade concorrente revelou correlações positivas e significativas com as abordagens de aprendizagem e correlações negativas com a procrastinação acadêmica. As normas estatísticas também foram estimadas. Este trabalho fornece novas evidências sobre as propriedades psicométricas do QEAM e escalas que permitem seu uso e interpretação no campo de aplicação.

**Palavras-chave:** autorregulação; motivação; estudantes universitários; propriedades psicométricas; QEAM

## Introducción

Los estudiantes enfrentan dificultades para mantenerse motivados en sus actividades académicas, ya que pueden percibir las tareas como poco relevantes, monótonas o desafiantes (Kim et al., 2018; Sánchez-Rosas, 2015). Si bien es fundamental sostener una alta motivación, también es clave autorregularla para enfrentar desafíos y superar situaciones poco interesantes o adversas (Hendrie-Kupczynszyn & Bastacini, 2019). En el ámbito universitario, la autorregulación motivacional ha sido ampliamente estudiada y pone en evidencia su relación positiva con el aprendizaje y el rendimiento académico (Dayupay et al., 2022; Kryshko et al., 2020; Suárez et al., 2018; Zoya & Saima, 2024), así como con variables como el clima de clase, la procrastinación y los enfoques de aprendizaje (Arenas-Wong et al., 2022; Elizondo et al., 2023; Rojas-Ospina & Valencia-Serrano, 2021; Salgado et al., 2017).

El interés por evaluar la autorregulación motivacional ha llevado al desarrollo de diversos instrumentos, entre los que se destacan las escalas por su fácil aplicación. Aunque existen métodos alternativos, como entrevistas, observaciones, verbalizaciones en voz alta y métodos de rastreo (Wolters et al., 2011), estos suelen ser más demandantes en tiempo y recursos, por lo que las escalas siguen siendo el enfoque más utilizado (Fong et al., 2024).

Para profundizar en su medición y superar las limitaciones teóricas y metodológicas de validaciones previas, el presente estudio analiza las propiedades psicométricas de un instrumento ampliamente utilizado en este campo: el Cuestionario de Estrategias de Autorregulación Motivacional (Wolters & Benzon, 2013), en su versión revisada y adaptada al contexto universitario argentino (Sánchez-Rosas et al., 2019). Específicamente, se evalúa su estructura e invarianza factorial en distintas poblaciones universitarias, se analizan evidencias de validez concurrente y se calculan normas estadísticas.

### Escalas para evaluar la autorregulación de la motivación

Wolters (1998) diseñó uno de los primeros instrumentos para medir la autorregulación motivacional mediante un cuestionario abierto donde los estudiantes reportaban estrategias para afrontar desafíos. Posteriormente, formalizó la medición de cinco estrategias: autorrefuerzo, control del entorno, autoafirmación de metas de rendimiento, autoafirmación de metas de maestría e incremento del interés (Wolters, 1998, 1999). Más tarde, Wolters y Benzon (2013) ampliaron este instrumento, incorporando seis estrategias: regulación del valor, autoafirmación de metas de rendimiento y de metas de maestría, autorrefuerzo, estructuración del entorno y regulación del interés situacional.

Schwinger et al. (2007; 2009) adaptaron y extendieron este cuestionario al alemán, añadiendo estrategias como aumento de la relevancia personal, dos tipos de regulación de metas de rendimiento (aproximación y evitación) y establecimiento de metas proximales. Sin embargo, este instrumento no abarca completamente la regulación de las metas de logro, ya que no incorpora el modelo 2x2 de Elliot

y Murayama (2008), que distingue entre aproximación y evitación tanto en metas de maestría como de rendimiento. Las metas aproximación-maestría y evitación-rendimiento se han asociado con efectos positivos y negativos en el aprendizaje, respectivamente. En cambio, las de evitación-maestría y aproximación-rendimiento muestran un rol más ambiguo debido a su enfoque en resultados negativos y normas (Sánchez-Rosas, 2015).

En el ámbito de la escritura, Teng y Zhang (2016) diseñaron el *Writing Strategies for Motivational Regulation Questionnaire* para evaluar la autorregulación motivacional en estudiantes de idiomas en China. Este instrumento incluye cinco dimensiones: regulación de metas de rendimiento, regulación de metas de maestría, incremento del interés, control emocional y estructuración del entorno.

Finalmente, algunas escalas evalúan la autorregulación motivacional como un constructo unidimensional. Por ejemplo, Kim et al. (2018) desarrollaron la *Brief Regulation of Motivation Scale* (BRoMS) para medir globalmente las creencias sobre la autorregulación motivacional, en lugar del uso de estrategias específicas.

### **El Cuestionario de Estrategias de Autorregulación Motivacional**

El Cuestionario de Estrategias de Autorregulación Motivacional (CEAM), desarrollado por Wolters y Benzon (2013), es uno de los instrumentos más utilizados para evaluar este constructo. Consta de 30 ítems con una escala Likert de siete puntos para indicar el grado de acuerdo, organizados en seis dimensiones: (1) Regulación del valor: esfuerzo por encontrar el aspecto interesante o útil en los contenidos académicos; (2) Regulación de metas de rendimiento: creencias sobre la capacidad y esfuerzo para obtener buenos resultados; (3) Auto-consecuencia: tendencia a autorrecompensarse tras completar una tarea; (4) Estructuración ambiental: control sobre factores contextuales y personales que pueden interferir en el estudio; (5) Regulación del interés situacional: habilidad para transformar actividades poco atractivas en experiencias más agradables; (6) Regulación de metas de maestría: esfuerzos dirigidos a mejorar el aprendizaje por interés en adquirir conocimiento.

El CEAM ha demostrado adecuadas propiedades psicométricas. Un análisis factorial exploratorio confirmó su estructura de seis factores, lo que explica el 69 % de la varianza total. Además, se reportaron coeficientes alfa de Cronbach entre .77 y .91 y evidencias de validez concurrente con variables como la procrastinación y la autoeficacia (Wolters & Benzon, 2013).

### **Validaciones del CEAM**

La investigación sobre las estrategias de regulación motivacional ha llevado a la adaptación y validación del CEAM en distintos países y niveles educativos.

Góes y Boruchovitch (2017) adaptaron la escala al portugués en una muestra de estudiantes universitarios en Brasil ( $n = 42$ ), encontraron alta fiabilidad (alfa de Cronbach) para la escala global y sus seis dimensiones, aunque sin evaluar su estructura interna. No se observaron diferencias significativas en el uso de estrategias según el área de conocimiento, pero las mujeres reportaron mayor uso de autoconsecuencias que los hombres.

Guo y Tang (2022) aplicaron el CEAM en estudiantes universitarios de inglés en China ( $n = 224$ ) en un contexto de aprendizaje en línea. Aunque realizaron un análisis factorial confirmatorio, solo reportaron cargas factoriales superiores a .50, sin detallar índices de ajuste. La escala completa presentó alta fiabilidad (alfa de Cronbach), pero no se informaron valores específicos por dimensión. Las mujeres utilizaron estrategias de regulación motivacional con mayor frecuencia que los hombres, sin diferencias significativas entre niveles académicos.

En el ámbito escolar, Park (2021) validó la escala en estudiantes de primaria, secundaria y preparatoria en Corea del Sur ( $n = 1834$ ). Se evaluó la estructura de seis dimensiones mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio multigrupo en diferentes grupos etarios, se encontraron correlaciones factoriales entre .14 y .63, con evidencia de invarianza métrica y escalar, lo que respalda su uso en distintos niveles educativos. No se reportaron datos de fiabilidad. Se identificaron diferencias en el uso de estrategias según edad y género, con mayor utilización en estudiantes de primaria y preparatoria en comparación con secundaria. La tutoría privada mostró mayor influencia en la regulación motivacional que el tiempo de estudio independiente.

En Colombia, Rojas-Ospina y Valencia-Serrano (2019) validaron la escala en estudiantes universitarios ( $n = 315$ ). Su análisis factorial exploratorio y confirmatorio, con tres pares de errores de

medición correlacionados, reveló una estructura de cinco factores con 22 ítems, sin retención del factor regulación de metas de maestría, lo que coincide con los hallazgos de Paulino et al. (2015). Se encontraron correlaciones factoriales entre .25 y .66, y una consistencia interna adecuada (alpha de Cronbach entre .75 y .88). Además, la regulación motivacional mostró una relación positiva con creencias motivacionales.

Por último, Sánchez-Rosas et al. (2019) adaptaron el CEAM al contexto argentino, modificando la dimensión de regulación de metas al diferenciar estrategias de aproximación y evitación. Mediante un análisis factorial exploratorio, se identificaron ocho dimensiones, que incluyen la regulación de metas de aproximación y evitación tanto para rendimiento como para maestría, en una muestra de 329 estudiantes de Psicología e Ingeniería. La versión final, con 37 ítems en 8 dimensiones, mostró validez estructural y consistencia interna adecuada (alpha de Cronbach entre .68 y .95), aunque no aportaron evidencias de relaciones con variables relacionadas con el aprendizaje.

### **Limitaciones de las validaciones realizadas**

Las investigaciones previas sobre la validación del CEAM (Wolters & Benzon, 2013) presentan diversas limitaciones metodológicas y conceptuales que afectan su aplicabilidad. En general, han descuidado el análisis profundo de la estructura factorial al utilizar métodos de fiabilidad inadecuados, y omitido la relación entre estrategias y variables clave para el aprendizaje.

Góes y Boruchovitch (2017) evaluaron la fiabilidad de la escala en estudiantes universitarios de Brasil ( $n = 42$ ) sin analizar su estructura interna, lo que impide determinar si mide adecuadamente las dimensiones teóricas. De manera similar, Guo y Tang (2022) realizaron un análisis factorial confirmatorio, pero solo reportaron cargas factoriales sin detallar índices de ajuste ni coeficientes de fiabilidad por dimensión, lo que dificulta la evaluación de la consistencia interna.

En el ámbito escolar, Park (2021) exploró la estructura de la escala en distintos niveles educativos mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio multigrupo. Además, evaluó la invarianza factorial, aunque no reportó datos de fiabilidad ni examinó su validez concurrente con variables de aprendizaje. Por su parte, Rojas-Ospina y Valencia-Serrano (2019) eliminaron la dimensión de regulación de metas de maestría sin una justificación teórica clara, lo que podría afectar la interpretación del constructo. Además, no evaluaron la relación de las estrategias con variables como la procrastinación, lo que limita su aplicabilidad educativa.

Uno de los estudios más relevantes, el de Sánchez-Rosas et al. (2019), abordó la dimensionalidad teórica del instrumento en el marco del modelo de metas de logro de Elliot y Murayama (2008). Sin embargo, su validación metodológica presenta restricciones, ya que su muestra se limitó a estudiantes de Psicología e Ingeniería, sin incluir otras disciplinas y niveles educativos. Tampoco realizaron un análisis factorial confirmatorio que permitiera confirmar la estructura de ocho dimensiones ni evaluaron la relación de las estrategias con variables como procrastinación o estrategias de aprendizaje. A nivel de fiabilidad, utilizaron el coeficiente alpha de Cronbach en lugar de estimaciones más adecuadas para datos ordinales, y la falta de normas estadísticas impide la interpretación de los puntajes individuales en contextos aplicados.

Si bien estos estudios han contribuido a la comprensión de la regulación motivacional, aún es necesario profundizar en cómo estas estrategias se vinculan con el aprendizaje (Fong et al., 2024; Villar et al., 2024) y en qué medida la regulación de metas de rendimiento y maestría (discriminadas según sus dimensiones de aproximación y evitación, Sánchez-Rosas et al., 2019) influyen en distintos niveles de procesamiento de la información y la conducta académica (Sánchez-Rosas, 2015; Tait et al., 1998; Tuckman, 1991). Mientras que la regulación de metas de rendimiento se orienta al cumplimiento de exigencias académicas, la regulación de la maestría favorece un aprendizaje más profundo y significativo (Elliot & Murayama, 2008). Diferenciar estrategias de aproximación y evitación ofrece una visión más completa de su impacto en el aprendizaje y el rendimiento académico. Asimismo, es fundamental determinar si la regulación motivacional funciona como un constructo global o si se compone de dinámicas diferenciadas y específicas. Esta cuestión justifica la exploración de modelos factoriales de segundo orden, bifactor o con estructuras más flexibles.

### **El presente estudio**

Las investigaciones previas sobre la regulación motivacional en el ámbito universitario han presentado limitaciones metodológicas y conceptuales que afectan su aplicabilidad. Algunas no



evaluaron la estructura interna del instrumento (Góes & Boruchovitch, 2017), mientras que otras realizaron análisis factoriales confirmatorios sin reportar índices de ajuste o coeficientes de fiabilidad por dimensión (Guo & Tang, 2022; Park, 2021). También se han identificado modificaciones en la estructura del instrumento sin una justificación teórica clara (Rojas-Ospina & Valencia-Serrano, 2019) o muestras restringidas a contextos específicos, que limitan la generalización de los hallazgos (Sánchez-Rosas et al., 2019). Además, varias validaciones han utilizado el coeficiente alpha de Cronbach en lugar de estimaciones más adecuadas para datos ordinales (Sánchez-Rosas et al., 2019), y la falta de normas estadísticas ha dificultado la interpretación de los puntajes individuales en aplicaciones prácticas (Sánchez-Rosas et al., 2019).

Para abordar las limitaciones mencionadas, el presente estudio tiene tres objetivos principales: (1) analizar la estructura interna del instrumento mediante análisis factorial, invarianza factorial y consistencia interna; (2) estudiar evidencias de validez concurrente; y (3) calcular normas estadísticas que faciliten la interpretación de los puntajes individuales en contextos educativos.

Para ello, se realizó un análisis factorial confirmatorio y estructural, se compararon distintos modelos (AFC, bifactor, ESEM, BESEM y HESEM) para determinar el mejor ajuste a los datos y superar así las limitaciones en la validación estructural de estudios previos (e.g., Rojas-Ospina & Valencia-Serrano, 2019; Sánchez-Rosas et al., 2019). Además, se evaluó la invarianza factorial entre estudiantes universitarios de Buenos Aires y Córdoba para fortalecer la validez transcultural del instrumento. Se utilizó el coeficiente omega en lugar de alpha de Cronbach para proporcionar una medida más precisa de fiabilidad. Asimismo, se analizaron evidencias de validez concurrente al examinar la relación de la regulación motivacional con la procrastinación y los enfoques de aprendizaje (Tait et al., 1998; Tuckman, 1991). Finalmente, se calcularon normas estadísticas para una mejor interpretación de los puntajes individuales en el ámbito educativo.

Este estudio busca avanzar en la validación del CEAM (Sánchez-Rosas et al., 2019; Wolters & Benzon, 2013), abordando deficiencias metodológicas y conceptuales previas. Su aporte en el ámbito universitario radica en mejorar la comprensión de la regulación motivacional, clave para la persistencia, el esfuerzo y el compromiso académico (Fong et al., 2024; Villar et al., 2024). Además, proporciona una herramienta más precisa para evaluar este constructo, con aplicaciones en investigación y educación. Al examinar su relación con la procrastinación y los enfoques de aprendizaje, ofrece evidencia sobre su impacto en el rendimiento académico, lo que facilita estrategias para fortalecer la autorregulación estudiantil. Finalmente, el desarrollo de normas estadísticas optimiza la interpretación de puntajes, contribuyendo a la mejora del aprendizaje y el desempeño en educación superior.

## Método

### Participantes

Los datos fueron recogidos mediante un muestreo por conveniencia.

Análisis de la estructura interna. Participaron 412 estudiantes universitarios de Buenos Aires (82.4 % mujeres) de entre 18 y 60 años ( $M = 27.46$ ;  $DE = 8.19$ ;  $Mdn = 24$ ) que cursaban sus estudios en distintas facultades (48.7 % Psicología, 10 % Medicina, 8.8 % Ingeniería, 7.5 % Economía, 5.6 % Sociales, 5.1 % Exactas y Naturales, 4.6 % Filosofía, 3.6 % Derecho, 3.2 % Diseño y Arquitectura, 2.9 % Artes) y universidades (78.3 % públicas y 21.7 % privadas).

Análisis de invarianza factorial y consistencia interna. Se empleó la muestra de 412 estudiantes universitarios de Buenos Aires del estudio anterior y la muestra de 529 estudiantes universitarios de Córdoba —(63.1 % mujeres) de entre 18 y 59 años ( $M = 23.61$ ,  $DE = 4.70$ ,  $Mdn = 23$ ) de distintas facultades (50.9 % Exactas, Físicas y Naturales, 49.1 % Psicología)—, que participó del estudio de adaptación del CEAM a la Argentina (Sánchez-Rosas et al., 2019). Se contó con el permiso de Sánchez-Rosas et al. (2019) para utilizar la base de datos de su investigación.

Análisis de evidencias de validez concurrente. Se trabajó con una submuestra de estudiantes extraída del estudio anterior, que, además de completar el CEAM, respondieron también al Tuckman Procastination Scale y al Approaches and Study Skills Inventory for Students. Participaron de esta submuestra 249 estudiantes universitarios de Buenos Aires (81.7 % mujeres) de entre 18 y 58 años ( $M = 28.14$ ,  $DE = 8.67$ ,  $Mdn = 25$ ). Los alumnos se encontraban cursando en distintas facultades (30.2 % Psicología, 13.7 % Medicina, 10.9 % Ingeniería, 10.5 % Economía, 8.5 % Sociales, 7.3 % Exactas y Naturales, 5.2 % Diseño y Arquitectura, 5.2 % Derecho, 4.4 % Filosofía, 4 % Artes).

## Instrumentos

*Cuestionario de Estrategias de Autorregulación motivacional* (CEAM; Wolters & Benzon, 2013). Se trabajó con la versión adaptada en la provincia de Córdoba, Argentina, la cual presenta adecuadas propiedades psicométricas (Sánchez-Rosas et al., 2019). Esta versión del cuestionario evalúa ocho dimensiones de estrategias de autorregulación motivacional que son: regulación metas de evitación rendimiento (e.g. “Me digo que debo seguir estudiando porque mi meta es evitar que me vaya peor que otros en esta materia”), regulación metas de evitación maestría (e.g. “Pienso que debería seguir trabajando porque mi objetivo es evitar aprender menos de lo que podría”), auto-consecuencia (e.g. “Me prometo que más tarde puedo hacer algo que quiera si termino con el trabajo asignado”), regulación metas de aproximación maestría (e.g. “Me desafío a completar el trabajo porque mi meta es entender la mayor parte del material”), regulación metas de aproximación rendimiento (e.g. “Me recuerdo a mí mismo que mi objetivo es desempeñarme mejor que los demás estudiantes”), regulación del interés situacional (e.g. “Hago el estudio más disfrutable convirtiéndolo en un juego”), estructuración ambiental (e.g. “Me aseguro de tener la menor cantidad posible de distracciones”), regulación del valor (e.g. “Intento hacer una conexión entre el material y algo que me gusta hacer o que encuentre interesante”). El instrumento consta de 37 ítems que deben ser respondidos mediante una escala Likert de cinco opciones que van de *Nunca* a *Siempre*.

*Tuckman Procastination Scale* (TPS, Tuckman, 1991). La TPS evalúa la procrastinación académica de modo unidimensional a través de 15 ítems con escala de respuesta Likert de cinco opciones. Para la presente investigación se aplicó la versión del TPS adaptada a estudiantes universitarios de Argentina (Tisocco & Fernández-Liporace, 2021), que verificó la estructura unidimensional del instrumento, la cual arrojó una óptima consistencia interna (ordinal alpha = .90). La consistencia interna fue testada con la muestra de la presente investigación ( $n = 249$ ) y reportó también un valor óptimo ( $\omega = .923$ ).

*Approaches and Study Skills Inventory for Students* (ASSIST; Tait et al., 1998). Se aplicó la versión localmente adaptada del ASSIST que mide tres enfoques de aprendizaje —profundo, superficial, estratégico— mediante 17 afirmaciones que deben ser respondidas en una escala Likert de cinco opciones. La herramienta presenta adecuadas evidencias de validez, relacionadas a su estructura interna —análisis factorial e invarianza factorial— y confiabilidad asociada a la consistencia interna de sus dimensiones con índices superiores a .80 (Freiberg-Hoffmann et al., 2023). Los valores de consistencia interna resultaron entre óptimos y adecuados al testarlos en la presente muestra ( $n = 249$ ;  $\omega_{\text{superficial}} = .753$ ,  $\omega_{\text{profundo}} = .818$ ,  $\omega_{\text{estratégico}} = .782$ ).

Adicionalmente, se aplicó un cuestionario *ad hoc* para recoger información sociodemográfica y académica.

## Procedimientos

La investigación cuenta con el aval del comité de ética de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires (CEI24012). Los datos fueron recogidos de modo *online* a través de un formulario diseñado con la aplicación Google Forms. Se invitó a lo a los alumnos a participar a través de grupos de Facebook de estudiantes de distintas disciplinas y universidades de Buenos Aires. La invitación se enviaba a los grupos cada 15 días a lo largo de todo un semestre. Los estudiantes fueron informados acerca del propósito de la investigación y el carácter voluntario y anónimo de su participación. Una vez que leyeron y aceptaron los términos del consentimiento, se les permitió continuar con el proceso de administración presentándoles los distintos instrumentos. No se ofreció ningún tipo de retribución económica ni de créditos académicos.

## Análisis de datos

El análisis de la estructura interna se realizó a partir de matrices de correlaciones policóricas y el método de estimación Weighted Least Squares Mean and Variance Adjusted (WLSMV; Freiberg-Hoffmann et al., 2013). El ajuste de los modelos se interpretó mediante los índices Comparative Fit Index (CFI), Tucker Lewis Index (TLI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). Valores superiores a .90 para CFI y TLI, e inferiores a .08 para RMSEA son indicadores de un adecuado ajuste de los datos empíricos al modelo teórico. Por otro lado, valores superiores a .95 para CFI y TLI, e inferiores a .06 para RMSEA son considerados óptimos (Jordan-Muiños, 2021). Adicionalmente, se interpretó la matriz de residuos estandarizados, donde valores cercanos a 0 indican un ajuste óptimo, guarismos superiores a

1.96 un ajuste deficiente y valores superiores a 2.58 la ausencia de ajuste (Schermelleh-Engel et al., 2003; Xiong et al., 2025).

En el análisis de la invarianza factorial se comparó la muestra de estudiantes de Buenos Aires del presente estudio con la de estudiantes de Córdoba del estudio de adaptación del instrumento a la Argentina a fin de testear la equivalencia métrica de la estructura del instrumento. Para ello, se examinaron seis modelos: configural —sin restricciones—, invarianza débil —restringiendo cargas factoriales—, invarianza fuerte —restringiendo cargas factoriales e interceptos—, invarianza estricta —restringiendo cargas factoriales, interceptos y unicidades de ítems—, varianza-covarianza latente —restringiendo cargas factoriales, interceptos, unicidades de ítems y varianza/covarianza latente—, y medias latentes —restringiendo cargas de factores, interceptos, unicidades de ítems, varianza/covarianza latente y medias de factores latentes— (Millsap, 2011). La interpretación de la invarianza se realizó a partir de los índices CFI y RMSEA, cuyas diferencias entre modelos deben ser inferiores a .01 y .015 respectivamente para asegurar la equivalencia métrica del instrumento (Rojas et al., 2018).

Para el análisis de la consistencia interna de las muestras de Buenos Aires, Córdoba y la muestra total, se estimó el coeficiente omega, dado que ha demostrado ser más robusto que el coeficiente alfa para el tratamiento de variables ordinales (Doval et al., 2023). Luego, para testear la invariabilidad de la consistencia interna, se interpretaron los coeficientes omega de cada dimensión a la luz de los intervalos de confianza reportados para cada muestra. De este modo, se buscó que los valores reportados para cada muestra se encuentren comprendidos dentro de los intervalos de confianza de los índices informados en las otras muestras. El solapamiento de los índices arrojaría evidencia a favor de la hipótesis de no diferencias entre los coeficientes omega entre las muestras (Barrios & Cosculluela, 2013; Cumming & Finch, 2005). Los datos se analizaron con el software Mplus 8.

## Resultados

### Análisis de la estructura interna

Para analizar la estructura interna del instrumento se pusieron a prueba distintos modelos con el fin de verificar cuál de ellos presentaba un mejor ajuste de los datos empíricos. Se testearon así, mediante análisis factorial confirmatorio (AFC), un Modelo 1 de 8 factores de primer orden (Figura 1), luego un Modelo 2 de 8 factores de segundo orden (Figura 2) y un Modelo 3 bifactor (Figura 3). A continuación, mediante modelos de ecuaciones estructurales exploratorio, se probó un Modelo 4 ESEM con una estructura de 8 factores de primer orden (Figura 4), luego un Modelo 5 BESEM bifactor (Figura 5) y finalmente un Modelo 6 HESEM jerárquico (Figura 6).

Figura 1  
Modelo 1 de primer orden

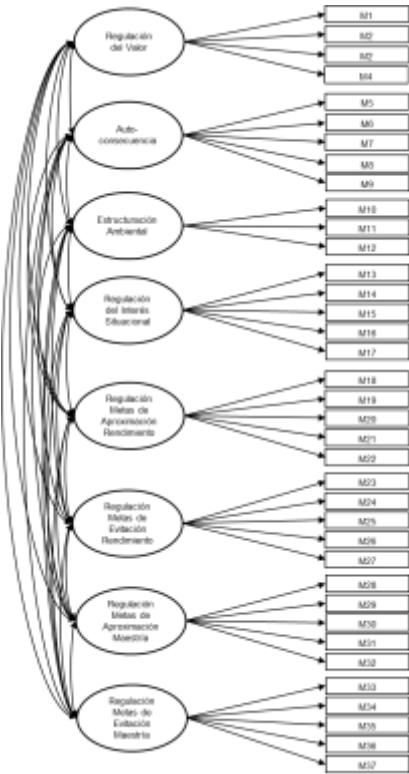


Figura 2  
Modelo 2 de segundo orden

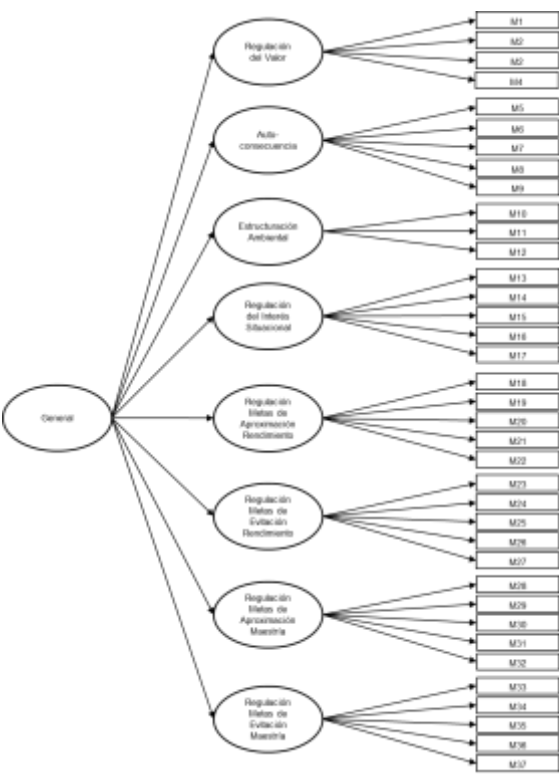


Figura 3  
Modelo 3 bifactor

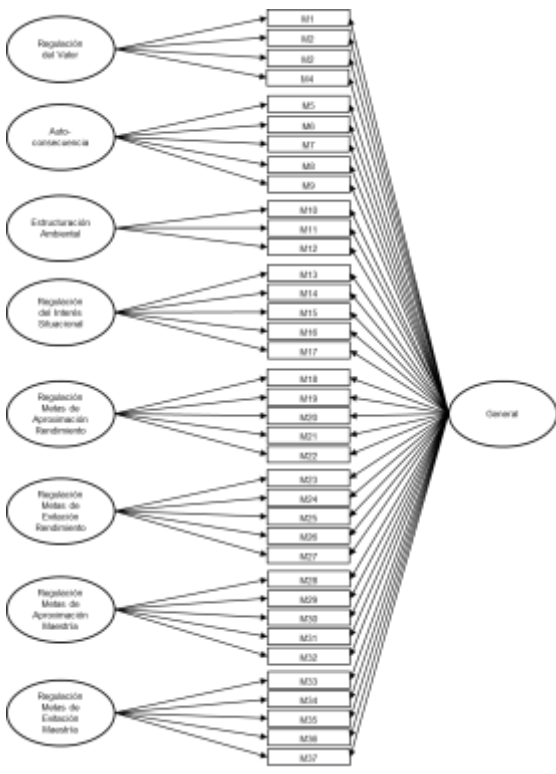


Figura 4  
Modelo 4 ESEM

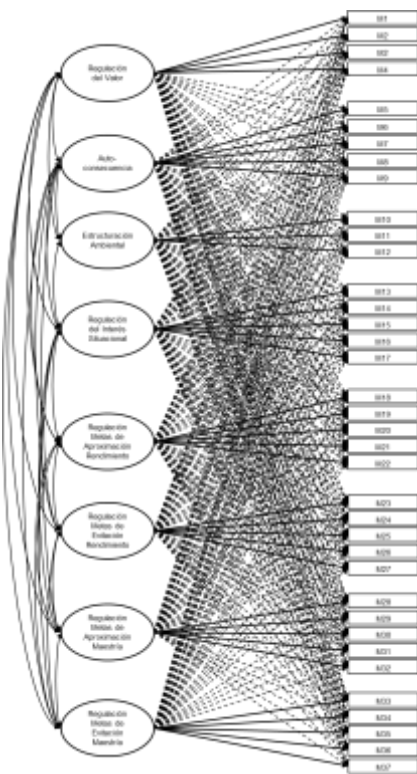




Figura 5  
Modelo 5 BESEM

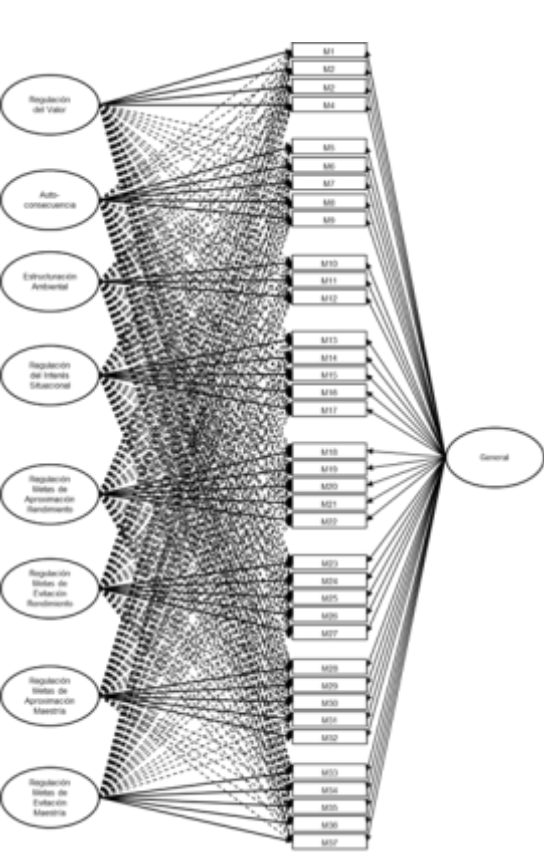
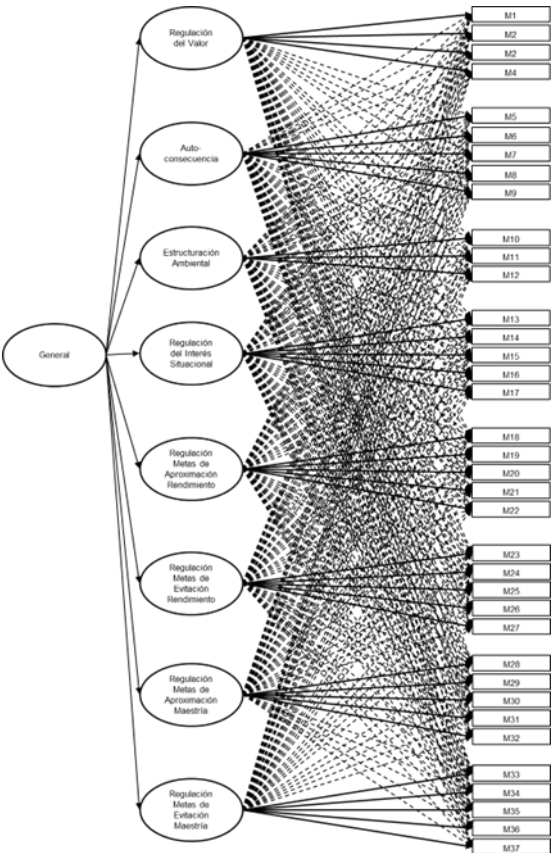


Figura 6  
Modelo 6 HESEM



De todos los modelos puestos a prueba el que registró un mejor ajuste fue el Modelo 1, correspondiente al AFC de 8 factores de primer orden (Tabla 1). Todos los parámetros estimados en el modelo de primer orden fueron estadísticamente significativos. De los 37 ítems, 34 obtuvieron coeficientes de regresión óptimos, superiores a .70 (Tabla 2). Todos los residuos estandarizados obtuvieron valores inferiores a 1.

Tabla 1  
Índices de ajuste

Modelos	CFI	TLI	RMSEA
Modelo 1 (CFA)	.987	.986	.048 [.044-.052]
Modelo 2 (CFA segundo orden)	.952	.949	.091 [.087-.094]
Modelo 3 (Bifactor)	.954	.948	.091 [.088-.095]
Modelo 4 (ESEM)	.955	.925	.051 [.046-.056]
Modelo 5 (BESEM)	.968	.941	.045 [.039-.050]
Modelo 6 (HESEM)	.939	.904	.057 [.053-.062]

**Tabla 2**

*Parámetros estimados*

Item	$\lambda$	R <sup>2</sup>	Item	$\lambda$	R <sup>2</sup>
M1	.635	.403	M20	.892	.796
M2	.789	.622	M21	.928	.861
M3	.684	.468	M22	.914	.836
M4	.743	.551	M23	.947	.897
M5	.793	.630	M24	.965	.931
M6	.924	.853	M25	.943	.890
M7	.873	.761	M26	.949	.900
M8	.814	.662	M27	.944	.892
M9	.920	.846	M28	.813	.661
M10	.891	.794	M29	.888	.788
M11	.915	.838	M30	.846	.716
M12	.680	.463	M31	.911	.830
M13	.933	.870	M32	.832	.692
M14	.949	.900	M33	.898	.807
M15	.830	.689	M34	.912	.832
M16	.846	.715	M35	.889	.791
M17	.784	.614	M36	.932	.868
M18	.874	.765	M37	.901	.811
M19	.898	.807			

### Análisis de invarianza factorial y consistencia interna

Se testeó la invarianza métrica de la estructura del instrumento entre estudiantes universitarios de Buenos Aires y Córdoba. Se probaron 6 modelos anidados con diferentes niveles de restricción progresiva. Se verificó la equivalencia métrica de la estructura del instrumento entre ambas muestras de estudiantes (Tabla 3).

**Tabla 3**

*Invarianza factorial*

Modelos	CFI	$\Delta$ CFI	TLI	$\Delta$ TLI	RMSEA [IC90%]	$\Delta$ RMSEA
M1	.985	-	.984	-	.048 [.046-.051]	-
M2	.987	-.002	.985	-.001	.046 [.043-.048]	.002
M3	.987	0	.987	-.002	.043 [.041-.046]	.003
M4	.986	.001	.987	0	.043 [.041-.046]	0
M5	.986	0	.987	0	.043 [.041-.046]	0
M6	.986	0	.986	.001	.044 [.041-.046]	-.001

*Nota.* M1: Configural; M2: Débil; M3: Fuerte; M4: Estricta; M5: Varianza-covarianza latente; M6: Medias latentes.

Luego se estimó la consistencia interna para cada dimensión mediante el coeficiente omega, para la muestra total y para las submuestras de estudiantes de Buenos Aires y Córdoba. Se obtuvieron valores entre adecuados y óptimos. A continuación, se compararon los coeficientes obtenidos para cada dimensión en las tres muestras —Total, Buenos Aires y Córdoba—, se verificó una consistencia interna similar en todos los casos con excepción de las dimensiones regulación del valor, regulación del interés situacional y regulación metas de evitación rendimiento (Tabla 4).

**Tabla 4**

*Análisis de consistencia interna*

	Buenos Aires ( <i>n</i> = 412)	Córdoba ( <i>n</i> = 529)	Total ( <i>n</i> = 941)
Regulación del valor	.768 [.729-.803]	.684 [.638-.726]	.726 [.696-.754]
Auto-consecuencia	.915 [.901-.927]	.924 [.913-.934]	.920 [.912-.928]
Estructuración ambiental	.823 [.791-.851]	.812 [.782-.838]	.818 [.797-.837]
Regulación del interés situacional	.890 [.872-.906]	.861 [.841-.879]	.876 [.863-.888]
Regulación metas de aproximación rendimiento	.928 [.916-.938]	.922 [.911-.932]	.925 [.917-.932]
Regulación metas de evitación rendimiento	.963 [.957-.968]	.944 [.936-.951]	.954 [.949-.958]
Regulación metas de aproximación maestría	.898 [.882-.913]	.902 [.888-.915]	.901 [.891-.911]
Regulación metas de evitación maestría	.933 [.922-.943]	.924 [.913-.934]	.928 [.920-.935]

### Análisis de evidencias de validez concurrente

Se correlacionaron las dimensiones del Cuestionario de Estrategias de Autorregulación Motivacional (CEAM) con las del Approaches and Study Skills Inventory for Students (ASSIST) y el Tuckman Procrastination Scale (TPS). Se verificaron varias asociaciones estadísticamente significativas coherentes con la teoría (Tabla 5). A continuación, se calcularon las normas estadísticas para estudiantes de Buenos Aires, se establecieron los puntos de corte en los percentiles 25 y 75 (Tabla 6).

**Tabla 5**

*Estudio de validez concurrente (n = 249)*

CEAM	TPS		ASSIST	
	Procrastinación	Enfoque Profundo	Enfoque Superficial	Enfoque Estratégico
Regulación del valor	-.105	.495**	-.085	.281**
Auto-consecuencia	-.079	.133**	-.011	.264**
Estructuración ambiental	.244**	.282**	-.050	.331**
Regulación del interés situacional	.190**	.277**	-.032	.300**
Regulación metas de aproximación rendimiento	.058	.100	.207**	.141**
Regulación metas de evitación rendimiento	.124	.016	.332**	.017
Regulación metas de aproximación maestría	.246**	.331**	.187**	.422**
Regulación metas de evitación maestría	-.088	.206**	.072	.256**

**Tabla 6**

*Normas estadísticas (n = 412)*

	Bajo P < 25	Medio 25 ≤ P ≤ 75	Alto P > 75
Regulación del valor	< 12	12-17	>17
Auto-consecuencia	< 10	10-19	> 19
Estructuración ambiental	< 8	8-12	> 12
Regulación del interés situacional	< 7	7-14	> 14
Regulación metas de aproximación rendimiento	< 5	5-14	> 14
Regulación metas de evitación rendimiento	< 5	5-15	> 15
Regulación metas de aproximación maestría	< 18	18-24	> 24
Regulación metas de evitación maestría	< 10	10-20	> 20

## Discusión

Este trabajo busca superar las limitaciones metodológicas, conceptuales y aplicativas de estudios previos (Góes & Boruchovitch, 2017; Guo & Tang, 2022; Park, 2021; Rojas-Ospina & Valencia-Serrano, 2019; Sánchez-Rosas et al., 2019). Para ello, se validó un instrumento con una definición operacional y estructura teórica sólidas con una metodología rigurosa, que incluyó análisis adecuados para variables categóricas y evidencias de validez interna y externa.

En este marco, se investigan las propiedades psicométricas de la versión adaptada a Argentina del CEAM (Sánchez-Rosas et al., 2019). Se examina su estructura interna y evidencias de validez concurrente en estudiantes universitarios de Buenos Aires, con el propósito de transferir tecnología al campo aplicado mediante una herramienta psicométrica que facilite la evaluación de la motivación.

Además, se priorizó la utilidad práctica del instrumento en el ámbito educativo, diseñando normas estadísticas que permitan a los profesionales no solo contar con un instrumento válido y confiable, sino también interpretar sus resultados de manera adecuada.

Se comenzó por analizar la estructura interna de la versión localmente adaptada del CEAM. Para ello, se testearon varios modelos AFC: ocho factores (Modelo 1), ocho factores de segundo orden (Modelo 2), bifactor (Modelo 3), y ESEM: ocho factores (Modelo 4), ocho factores jerárquico (Modelo 5), bifactor (Modelo 6). De los modelos analizados el que registró los mejores índices de ajuste fue el factorial confirmatorio de ocho factores de primer orden. Todos los parámetros estimados para este modelo fueron estadísticamente significativos, y 34 de los 37 ítems obtuvieron coeficientes de regresión óptimos superiores a .70, lo que equivale a un coeficiente de determinación superior a .50. Esto quiere decir que los ítems destinan más del 50 % de su variabilidad a la explicación de la variable latente con las cuales se encuentran relacionadas (Chicco et al., 2021). Los ítems que no alcanzaron el valor de .70 fueron el 1 (“Imagino situaciones en las que sería útil para mí conocer el material o las habilidades”) y el 3 (“Me esfuerzo por relacionar con mis intereses personales lo que estoy aprendiendo”), ambos del factor regulación del valor, así como el 12 (“Cambio mi entorno para que sea más sencillo concentrarme en el trabajo”), perteneciente a la dimensión estructuración ambiental. Si bien estos reactivos son menos representativos de sus respectivas dimensiones en comparación con los demás, se considera importante conservarlos, ya que sus valores, al superar .40, pueden considerarse aceptables. Este resultado tiene una aplicación práctica, ya que permite a los usuarios de la herramienta identificar los ítems más relevantes y, en un informe, destacar fortalezas y debilidades de los estudiantes a partir del contenido de estos ítems y sus respuestas. Este resultado agrega evidencia empírica en favor del modelo propuesto en la versión adaptada en la provincia de Córdoba, Argentina.

Luego, con el fin de agregar mayor evidencia acerca de la estructura interna del instrumento, se optó por realizar un análisis de invarianza factorial entre la muestra de estudiantes de Buenos Aires y la de Córdoba. Mediante este estudio se testeó la equivalencia métrica de la versión local del CEAM. Se verificó la invarianza de la estructura del instrumento entre ambas provincias, lo que significa que las



consignas y los ítems son interpretados y respondidos de igual modo por estudiantes de Córdoba y de Buenos Aires (Putnick & Bornstein, 2016).

Continuando con el análisis de la estructura interna del instrumento, se procedió a analizar la consistencia interna de las dimensiones. Para ello se estimó el coeficiente omega obteniendo índices para todas las dimensiones con valores entre adecuados y óptimos. En la dimensión regulación de metas de evitación rendimiento, el coeficiente fue superior a .95 tanto en la muestra de Argentina como en la total. Esto podría indicar una redundancia en el contenido de los ítems, lo que suele traducirse en una subrepresentación del constructo. Por ello, se recomienda continuar con el diseño de ítems con contenido más heterogéneo que permita una mayor cobertura del concepto, aspecto que se considerará en futuras revisiones (Panayides, 2013).

Luego del análisis de la consistencia, se procedió a comparar los índices obtenidos en el presente estudio con los reportados en el estudio realizado en Córdoba y la muestra total a fin de determinar si la homogeneidad de los ítems variaba entre los tres grupos. Se hallaron diferencias en las dimensiones de regulación metas de evitación rendimiento, regulación del valor y regulación del interés situacional. Los ítems de estas tres dimensiones mostraron mayor consistencia en la muestra de estudiantes de Buenos Aires. Esta diferencia podría atribuirse a las diferencias de carreras que componen las muestras de Buenos Aires y Córdoba utilizadas para el estudio, ya que los alumnos pueden variar en sus modos de utilizar estrategias motivacionales (American Educational Research Association et al., 2014). En este sentido, sería importante replicar el estudio con muestras más homogéneas a fin de determinar si realmente este factor pudo, o no, haber afectado la confiabilidad de las puntuaciones.

En cuanto al análisis de validez concurrente, se obtuvieron resultados teóricamente coherentes que agregan más evidencias en favor de la calidad del instrumento. En relación con la variable procrastinación se observó, al igual que en el estudio desarrollado por Wolters y Benzon (2013), que no todas las estrategias de regulación de la motivación se correlacionaban significativamente con este constructo. Solo se observaron asociaciones negativas entre la procrastinación y las dimensiones de estructuración ambiental, regulación del interés situacional y regulación metas de aproximación maestría, las cuales de acuerdo con los hallazgos de Wolters y Rosenthal (2000), son las más empleadas por los estudiantes para mantener su esfuerzo y persistir en las tareas académicas.

Con respecto a los enfoques de aprendizaje, se observaron asociaciones positivas entre el enfoque profundo y todas las dimensiones del CEAM, excepto con las de regulación metas de aproximación y evitación rendimiento. Esto resulta previsible si se tiene en cuenta que tales estrategias motivacionales, si bien se relacionan con la intención de alcanzar un buen rendimiento, no contemplan el interés por comprender los contenidos académicos (Entwistle et al., 2013; Sánchez-Rosas et al., 2019).

El enfoque superficial, se asoció positivamente con las dimensiones de regulación metas de aproximación y evitación rendimiento y negativamente con la de regulación metas de aproximación maestría. Este resultado es coherente dado que ambas dimensiones de regulación de metas de rendimiento, ya sean por aproximación o evitación se focalizan en la obtención de un buen rendimiento académico por distintas razones, como espíritu competitivo, recibir reconocimiento de otros o bien evitar el fracaso o la humillación. Por el contrario, la regulación metas de aproximación maestría se asocia con el deseo de comprender el contenido que se está estudiando, por lo que es esperable su asociación negativa con el enfoque superficial (Sánchez-Rosas et al., 2019; Wolters & Rosenthal, 2000).

El enfoque estratégico, por su parte, se correlacionó significativamente con todas las dimensiones del CEAM, excepto con la de regulación metas de evitación rendimiento. Esta falta de asociación resulta razonable si se considera que el enfoque estratégico se focaliza en los recursos que el estudiante pone en juego para obtener buenos resultados académicos, como la organización y la gestión del tiempo. En cambio, la dimensión regulación metas de evitación rendimiento refiere a todo lo que los alumnos hacen para evitar el fracaso académico (Entwistle et al., 2013; Sánchez-Rosas et al., 2019).

Por último, se calcularon normas estadísticas para posibilitar la interpretación de los puntajes de las dimensiones en el campo de aplicación. De este modo, aquellos profesionales de la educación que deseen aplicar esta herramienta pueden administrar el CEAM e interpretar sus puntajes para luego tomar decisiones orientadas a mejorar los procesos de aprendizaje de los estudiantes.

Este trabajo presenta algunas limitaciones. Una de ellas corresponde a la muestra de estudiantes empleada, que se compone casi en un 50 % de estudiantes de la carrera de Psicología, lo que imposibilitó analizar la invarianza factorial del instrumento entre estudiantes de distintas disciplinas académicas. Se espera continuar recogiendo datos en otras carreras a fin de obtener una muestra más representativa y

heterogénea que permita estudiar la equivalencia métrica del instrumento entre estudiantes de diferentes orientaciones. Otra limitación es que, al no disponer de una medida del rendimiento académico, no fue posible realizar un estudio de validez predictiva del instrumento en relación a dicho constructo. Se espera recoger información diversa, como, por ejemplo, antigüedad en años que lleva el estudiante cursando la carrera, total de asignaturas aprobadas y total desaprobadas, entre otras, para analizar el poder explicativo de las dimensiones del instrumento en relación con el desempeño académico de los estudiantes universitarios. Una última limitación que merece mencionarse se asocia al carácter transversal del estudio realizado, que imposibilitó analizar la estabilidad temporal de las puntuaciones y la invarianza longitudinal de la estructura del CEAM. Realizar esta clase de estudios se vuelve relevante si se desea testear los efectos de una intervención dentro del campo de aplicación con estudiantes, de modo que se espera poder incorporar esta clase de evidencias en el futuro.

Para concluir, esta investigación tuvo el propósito de transferir tecnología al ámbito universitario para que pueda ser empleada por los profesionales de la educación. Para ello, se analizaron y verificaron las propiedades psicométricas de la versión del CEAM adaptada en la provincia de Córdoba, Argentina. Se espera así que la información que pueda proveer la herramienta facilite la planificación de actividades destinadas tanto a docentes —que impliquen la puesta en marcha de estrategias de enseñanza— como a estudiantes —a través de talleres que enseñen a los alumnos a autorregular sus estrategias motivacionales— con el fin último de contribuir con la promoción no solo de mejores rendimientos, sino de aprendizajes más eficaces.

### Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. AERA.
- Arenas-Wong, M. M., Rivero-Panaqué, C. R., & Navarro-Fernández, R. J. (2022). Procrastinación académica y tipos de motivación en estudiantes de una universidad de Lima Metropolitana. *Revista Peruana de Investigación Educativa*, 16, 35-61. <https://doi.org/10.34236/rpie.v14i16.286>
- Barrios, M., & Cosculluela, A. (2013). Fiabilidad. En J. Meneses (Ed.), *Psicometría* (pp. 84-102). UOC.
- Chicco, D., Warrens, M. J., & Jurman, G. (2021). The coefficient of determination R-squared is more informative than SMAPE, MAE, MAPE, MSE and RMSE in regression analysis evaluation. *PeerJ Computer Science*, 7, e623. <https://doi.org/10.7717/peerj-cs.623>
- Cumming, G., & Finch, S. (2005). Inference by eye: Confidence intervals and how to read pictures of data. *American Psychologist*, 60(2), 170-180. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.60.2.170>
- Dayupay, J. P., Velos, S. P., Go, M. B., Cababat, F. G., & Golbin, R. A. (2022). College students' motivational strategies, study skills, and mathematics performance: a structural model. *Journal of Positive School Psychology*, 6(5), 2246-6264.
- Doval, E., Viladrich, C., & Angulo-Brunet, A. (2023). Coeficiente Alfa: la resistencia de un clásico. *Psicothema*, 35(1), 5-20. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.321>
- Elizondo, K., Valenzuela, R., Pestana, J. V., & Codina, N. (2023). Self-regulation and procrastination in college students: A tale of motivation, strategy, and perseverance. *Psychology in the Schools*, 61(3), 887-902. <https://doi.org/10.1002/pits.23088>
- Elliot, A. J., & Murayama, K. (2008). On the measurement of achievement goals: Critique, illustration, and application. *Journal of Educational Psychology*, 100(3), 613-628. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.100.3.613>
- Entwistle, N., McCune, V., & Tait, H. (2013). *Approaches and Study Skills Inventory for Students* (ASSIST). [https://www.researchgate.net/publication/50390092\\_Approaches\\_to\\_learning\\_and\\_studying\\_inventory\\_ASSIST\\_3rd\\_edition](https://www.researchgate.net/publication/50390092_Approaches_to_learning_and_studying_inventory_ASSIST_3rd_edition)
- Fong, C. J., Altan, S., Gonzales, C., Kirmizi, M., Adelugba, S. F., & Kim, Y. (2024). Stay motivated and carry on: A meta-analytic investigation of motivational regulation strategies and academic achievement, motivation, and self-regulation correlates. *Journal of Educational Psychology*, 116(6), 997-1018. <https://doi.org/10.1037/edu0000886>
- Freiberg-Hoffmann, A., Romero-Medina, A., López-Fernández, B., & Fernández-Liporace, M. (2023). Learning approaches: Cross-cultural differences (Spain-Argentina) and academic achievement in college students. *The Spanish Journal of Psychology*, 26. <https://doi.org/10.1017/sjp.2023.15>

- Freiberg-Hoffmann, A., Stover, J., de la Iglesia, G., & Fernández-Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. <https://doi.org/10.22235/cp.v7i1.1057>
- Góes, N. M., & Boruchovitch, E. (2017). Escala de avaliação das estratégias de regulação da motivação de alunos universitários: um estudo piloto. *Revista de Estudos e Investigación en Psicología y Educación*, 169-173. <https://doi.org/10.17979/reipe.2017.0.01.2488>
- Guo, G., & Tang, Z. (2022). Quantitative research on online English learning motivational regulation strategies of undergraduate English majors. *Advances in Education, Humanities and Social Science Research*, 2(1), 327. <https://doi.org/10.56028/aehtsr.2.1.327>
- Hendrie-Kupczynszyn, K. N., & Bastacini, M. D. C. (2019). Autorregulación en estudiantes universitarios: Estrategias de aprendizaje, motivación y emociones. *Revista Educación*, 29. <https://doi.org/10.15517/revedu.v44i1.37713>
- Jordan-Muiños, F. (2021). Cut-off value of the fit indices in confirmatory factor analysis. *Psocial*, 7(1), 66-71.
- Kim, Y., Brady, A. C., & Wolters, C. A. (2018). Development and validation of the Brief Regulation of Motivation Scale. *Learning and Individual Differences*, 67, 259-265. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.12.010>
- Kryshko, O., Fleischer, J., Waldeyer, J., Wirth, J., & Leutner, D. (2020). Do motivational regulation strategies contribute to university students' academic success? *Learning and Individual Differences*, 82, 101912. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2020.101912>
- Millsap, R. (2011). *Statistical approaches to measurement invariance*. Routledge.
- Panayides, P. (2013). Coefficient Alpha: Interpret with caution. *Europe's Journal of Psychology*, 9(4), 687-696. <https://doi.org/10.5964/ejop.v9i4.653>
- Park, H.-S. (2021). Validation of Motivational Regulation Strategies for Korean elementary, middle, and high school Students. *The Asia-Pacific Education Researcher*, 31(3), 269-283. <https://doi.org/10.1007/s40299-021-00558-w>
- Paulino, P., Sá, I., & Lopes da Silva, A. (2015). Crenças e estratégias da motivação na aprendizagem: Desenvolvimento de uma escala. *Psychologica*, 58(1), 65-87. [https://doi.org/10.14195/1647-8606\\_58-1\\_4](https://doi.org/10.14195/1647-8606_58-1_4)
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Rojas, L., Rojas, G., & Brizuela, A. (2018). The use of measurement invariance with dichotomous variables as evidence of validity. *Evaluar*, 18(2), 45-58. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n2.20807>
- Rojas-Ospina, T., & Valencia-Serrano, M. (2019). Adaptación y validación de un cuestionario sobre estrategias de autorregulación de la motivación en estudiantes universitarios. *Psykhē*, 28(1), 1-15. <https://doi.org/10.7764/psykhe.28.1.1128>
- Rojas-Ospina, T., & Valencia-Serrano, M. (2021). Estrategias de autorregulación de la motivación de estudiantes universitarios y su relación con el ambiente de clase en asignaturas de matemáticas. *Acta Colombiana de Psicología*, 24(1), 47-62. <https://doi.org/10.14718/ACP.2021.24.1.5>
- Salgado, J. A., Lería, F. J., Pilar Franco, M. E., Gajardo, X. R., & Olivares, M. V. (2017). Efecto de la motivación sobre la profundidad en los procesos de estudio en universitarios de formación en pedagogía. REICE. *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 15(4). <https://doi.org/10.15366/reice2017.15.4.005>
- Sánchez-Rosas, J. (2015). Validation of the Achievement Goal Questionnaire-Revised in Argentinean university students (A-AGQ-R). *International Journal of Psychological Research*, 8(1), 10-23. <https://doi.org/10.21500/20112084.641>
- Sánchez-Rosas, J., Aguirre, R., Bovina-Martijena, N., & Galarza, V. (2019). Motivational regulation strategies: A questionnaire for its measurement in Argentinian university students. *Evaluar*, 19(1), 35-42. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v19.n1.23878>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, 8(2), 23-74. <https://doi.org/10.23668/psycharchives.12784>

- Schwinger, M., Steinmayr, R., & Spinath, B. (2009). How do motivational regulation strategies affect achievement: Mediated by effort management and moderated by intelligence. *Learning and Individual Differences*, 19(4), 621-627. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2009.08.006>
- Schwinger, M., von der Laden, T., & Spinath, B. (2007). Motivational regulation strategies and their measurement. *Zeitschrift für Entwicklung psychologie und Pädagogische Psychologie*, 39(2), 57-69. <https://doi.org/10.1026/0049-8637.39.2.57>
- Suárez, J. M., Fernández, A. P., & Zamora, Á. (2018). Academic goals in relation to motivational self-regulation value strategies. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 20(2), 15-24. <https://doi.org/10.24320/redie.2018.20.2.1689>
- Tait, H., Entwistle, N. J., & McCune, V. (1998). ASSIST. A reconceptualization of the Approaches to Studying Inventory. En C. Rust (Ed.), *Improving students as learners* (pp. 262-271). Oxford Bookes University.
- Teng, L. S., & Zhang, L. J. (2016). Fostering strategic learning: The development and validation of the Writing Strategies for Motivational Regulation Questionnaire (WSMRQ). *The Asia-Pacific Education Researcher*, 25(1), 123-134. <https://doi.org/10.1007/s40299-015-0243-4>
- Tisocco, F., & Fernández Liporace, M. (2021). The Tuckman Procrastination Scale: Psychometric features among Buenos Aires Undergraduates. *Psychological Thought*, 14(2), 444-466. <https://doi.org/10.37708/psyct.v14i2.603>
- Tuckman, B. W. (1991). The development and concurrent validity of the procrastination scale. *Educational and Psychological Measurement*, 51(2), 473-480. <https://doi.org/10.1177/0013164491512022>
- Villar, E., Mayo, M. E., Martínez-López, Z., & Tinajero, C. (2024). What are the principal and most effective strategies for motivational self-regulation? A systematic review and meta-analyses. *Learning and Individual Differences*, 113, 102480. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2024.102480>
- Wolters, C. A. (1998). Self-regulated learning and college students' regulation of motivation. *Journal of Educational Psychology*, 90(2), 224-235. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.90.2.224>
- Wolters, C. A. (1999). The relation between high school students' motivational regulation and their use of learning strategies, effort, and classroom performance. *Learning and Individual Differences*, 11(3), 281-299. [https://doi.org/10.1016/S1041-6080\(99\)80004-1](https://doi.org/10.1016/S1041-6080(99)80004-1)
- Wolters, C. A., & Benzon, M. B. (2013). Assessing and predicting college students' use of strategies for the self-regulation of motivation. *The Journal of Experimental Education*, 81(2), 199-221. <https://doi.org/10.1080/00220973.2012.699901>
- Wolters, C. A., & Rosenthal, H. (2000). The relation between students' motivational beliefs and their use of motivational regulation strategies. *International Journal of Educational Research*, 33(7), 801-820. [https://doi.org/10.1016/s0883-0355\(00\)00051-3](https://doi.org/10.1016/s0883-0355(00)00051-3)
- Wolters, C. A., Benzon, M. B., & Arroyo-Giner, C. (2011). Assessing strategies for the self-regulation of motivation. En D. H. Schunk & B. J. Zimmerman (Eds.), *Handbook of self-regulation of learning and performance* (pp. 298-312). Routledge.
- Xiong, Z., Xia, H., Ni, J., & Hu, H. (2025). Basic assumptions, core connotations, and path methods of model modification—using confirmatory factor analysis as an example. *Frontiers in Education*, 10. <https://doi.org/10.3389/educ.2025.1506415>
- Zoya, S., & Saima, G. (2024). Motivation and academic performance of university students during the COVID-19 pandemic. *Forman Journal of Social Sciences*, 4(1).

**Contribución de los autores (Taxonomía CRediT):** 1. Conceptualización; 2. Curación de datos; 3. Análisis formal; 4. Adquisición de fondos; 5. Investigación; 6. Metodología; 7. Administración de proyecto; 8. Recursos; 9. Software; 10. Supervisión; 11. Validación; 12. Visualización; 13. Redacción: borrador original; 14. Redacción: revisión y edición.

A. F.-H. ha contribuido en 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14; F. A. M. en 1, 2, 5, 6, 13; F. T. en 2, 3, 5, 6, 13; J. S.-R. en 1, 2, 5, 6, 14.

**Editora científica responsable:** Dra. Cecilia Cracco.