



Equivalencia de medida transnacional del *Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje* en universitarios de Ecuador, Perú y Venezuela

Jacqueline Regatto-Bonifaz¹, Víctor Viteri-Miranda¹ y Rodrigo Moreta-Herrera^{*23}

¹ Universidad Estatal de Milagro, Milagro (Ecuador)

² Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Quito (Ecuador)

³ Universitat de Girona, Girona (España)

PALABRAS CLAVE

Autorregulación
Aprendizaje
Equivalencia de medida
Transcultural
Validez

RESUMEN

La autorregulación del aprendizaje comprende un proceso de orden multifactorial en el que los estudiantes alcanzan metas educativas específicas. Este trabajo tiene por objetivo determinar la equivalencia de medida transnacional del *Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje* en universitarios de América del Sur. Es un estudio descriptivo, cuantitativo, psicométrico y transversal, que contó con 762 estudiantes de universidades públicas de Ecuador ($n = 370$), Perú ($n = 202$) y Venezuela ($n = 190$), seleccionados por medio de un muestreo de tipo no probabilístico intencional. El análisis factorial del inventario confirmó una estructura factorial jerárquica con tres factores de primer orden y uno general de segundo orden. Cabe indicar que el inventario es invariante basado en el país de origen de los participantes, además, converge con una medida de autoeficacia académica y adecuada consistencia interna entre sus ítems. Adicionalmente, se posiciona como un instrumento válido y confiable para la evaluación y medición de los procesos de autorregulación académica para muestras en estudiantes universitarios de los países participantes.

Cross-national measurement equivalence of the *Self-Regulation Learning Processes Inventory* in university students from Ecuador, Peru, and Venezuela

KEYWORDS

Self-regulation
Learning
Equivalence of
measurement
Cross-cultural
Validity

ABSTRACT

Self-regulation of learning comprises a multifactorial process in which students achieve specific educational goals. This work aims to determine the cross-national measurement equivalence of the *Self-Regulation of Learning Processes Inventory* in university students in South America. It is a descriptive, quantitative, psychometric, and cross-sectional study, with 762 students from public universities in Ecuador ($n = 370$), Peru ($n = 202$), and Venezuela ($n = 190$), selected through an intentional non-probabilistic sampling. The factor analysis of the inventory confirmed a hierarchical factor structure with three first-order factors and one general second-order factor. It should be noted that the inventory is invariant based on the country of origin of the participants, in addition, it converges with a measure of academic self-efficacy and adequate internal consistency between its items. Additionally, it is positioned as a valid and reliable instrument for the evaluation and measurement of academic self-regulation processes for samples of university students from the participating countries.

* *Autor de correspondencia:* Rodrigo Moreta-Herrera. Escuela de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Ecuador Sede Ambato. Av. Manuela Sáenz s/n y Remigio Crespo, sector El Tropezón, Ambato-Ecuador. rmoreta@pucesa.edu.ec

Cómo citar: Regatto-Bonifaz, J., Viteri-Miranda, V., y Moreta-Herrera, R. (2025). Equivalencia de medida transnacional del *Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje* en universitarios de Ecuador, Perú y Venezuela. *Psychology, Society & Education*, 17(2), 66-75. <https://doi.org/10.21071/psy.v17i2.17442>

Recibido: 9 de septiembre de 2024. *Primera revisión:* 4 de diciembre de 2024. *Aceptado:* 1 de marzo de 2025.

Psychology, Society & Education se publica bajo Licencia Creative Commons (CC BY-NC-SA 4.0).

ISSN 1989-709X | © 2025. Psy, Soc & Educ.



En el contexto académico universitario, desde el enfoque de la educación y la psicología, la autorregulación del aprendizaje (AA) es un mecanismo cognitivo con el cual el alumnado se involucra de manera consciente en sus propios procesos educativos. Desde esta perspectiva, la AA es un proceso multifactorial de estrategias cognitivas, afectivas y motivacionales para alcanzar metas de estudio (Panadero y Alonso, 2014; Regatto-Bonifaz et al., 2023; Viteri-Miranda et al., 2024; Zimmerman, 2013), permitiéndoles asumir el compromiso de su formación (Koivuniemi et al., 2017).

Sin embargo, a pesar de su importancia, la AA presenta desafíos en el ámbito universitario actual que incluyen también la realidad educativa de la región. Por un lado, la transición a la universidad los expone a un mayor grado de independencia, lo que resulta en dificultades para aquellos que carecen de habilidades de autorregulación (Mascia et al., 2023; Regatto-Bonifaz et al., 2023). Por otro lado, la proliferación de tecnologías digitales y el aprendizaje en línea han transformado las dinámicas educativas, planteando problemas para la autorregulación y la autoeficacia académica (Regatto-Bonifaz y Viteri-Miranda, 2023; Tamannaefar y Arbabi Ghohroudi, 2023). Por lo que el sistema educativo debe adaptarse a entornos de aprendizaje más autónomos y flexibles, pero también que permitan mejorar el interés, la satisfacción y el bienestar de los estudiantes (Santillán-García et al., 2025).

Desde el modelo sociocognitivo (Barboza y Miranda, 2017), el aprendizaje autorregulado se cimenta en que: a) los estudiantes son activos en la construcción de sus propios objetivos y significados, basándose en su sistema cognitivo interno y bajo la influencia de su entorno, b) los individuos controlan y hacen un seguimiento de los aspectos cognitivos, motivacionales y conductuales de su aprendizaje, c) los estudiantes actúan influenciados tanto por factores individuales (biológicos, emocionales y cognitivos) como por factores externos propios del contexto; y, d) los estudiantes evalúan sus propios objetivos de aprendizaje, monitorizan sus conductas y procesos cognitivos y utilizan los resultados de esta evaluación para regular su propio aprendizaje (Zimmerman, 2002). Esto es fundamental para comprender que estos procesos de aprendizaje no solo involucran estrategias de enseñanza basadas en la disposición de conocimientos, sino también en la que tenga el alumnado para adquirirlos (Berrío-Quispe et al., 2023).

Adicionalmente, la AA es el proceso para el desarrollo de competencias cognitivas, actitudinales y procedimentales para lograr propósitos académicos (Fernández et al., 2024). Desde este enfoque, se sigue una secuencia lógica y cíclica, que incluye la planificación (planteamiento de objetivos), la ejecución (procesos de autocontrol y autoobservación) y la evaluación (autorreflexión). Dentro de este marco, una problemática relevante es que la investigación sobre la AA en la población universitaria dentro de la América Latina en general es escasa. Destacan ciertos trabajos centrados en la relación con la autoeficacia académica (Araya et al., 2022; Regatto-Bonifaz et al., 2023), la retroalimentación y la evaluación formativa (Fraile et al., 2020; Hernández Rivero et al., 2021) y el desempeño académico (Valiente-Barroso et al., 2020) por ejemplo. Sin embargo, uno de los principales

conflictos es el que se refiere a la disponibilidad de pruebas de medición que se encuentren adecuadamente calibradas y ajustadas a las poblaciones de interés e identificando probables fuentes de variación que afectan la interpretación de los resultados de estas medidas, en especial desde aspectos como la cultural, el lugar de origen o residencia y otros.

Evaluación del Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje y limitaciones psicométricas

Dentro del contexto regional, la disponibilidad de medidas que evalúen la AA es pequeña tanto por el catálogo de pruebas como por la adaptación y validez de estas, lo que refleja una amplia limitación a la hora de la evaluación de este fenómeno. A pesar de eso, una de las medidas utilizadas en este contexto es el *Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje* (IPAA). Esta inicialmente se desarrolló en Barcelona, España, entre estudiantado universitario (Rosario et al., 2014) a través de un cuestionario de 12 ítems en tres factores: a) planificación, en la que se establecen metas estratégicas; b) ejecución, en el que implementan estas estrategias y se monitoriza el progreso; y c) evaluación, en la que se revisa el desempeño y se ajusta el método para mejorar el aprendizaje. Ciertos estudios en la región rescatan su uso para evaluaciones de la AA y la interacción con otros atributos académicos como la autoeficacia general (Covarrubias-Apablaza et al., 2019), las actitudes hacia la estadística (Regatto-Bonifaz & Viteri-Miranda, 2024) y la autorregulación del aprendizaje (Luna Vargas y Álvarez Becerra, 2020). Señalando ser una herramienta de uso frecuente y que dan cuenta de su interés para analizar a otros procesos atributos en el campo de la educación.

Sin embargo, el IPAA se encuentra con limitaciones en la exploración de sus propiedades psicométricas y obstaculiza el avance de la investigación empírica futura. Uno de los principales inconvenientes recae en identificar el mejor modelo de ajuste para evaluar a la población universitaria. Así, por ejemplo, en el reporte original de la medida (Rosario et al., 2014) se presentó a través de una estructura factorial de tres dimensiones correlacionadas u oblicuas, sin embargo, esta propuesta es bastante conjetural dado que no pasó por un análisis de validez interna que la confirmara. Luego, se propuso un modelo de ajuste bi-factor con un factor general (FG) y tres factores específicos (FE) en población universitaria chilena (Bruna et al., 2017), el cual incluyó el análisis factorial confirmatorio (AFC) con conclusión de ajuste aceptable, así como de consistencia interna. Recientemente, se propuso una estructura jerárquica con los tres factores originales de primer orden y con un factor de segundo orden y carácter global. Este modelo presentó mejor evidencia de ajuste, dado que se corroboraron resultados similares en universitarios de México (González Franco, et al., 2023) con valores adecuados de consistencia interna, así como de Ecuador (Viteri-Miranda et al., 2024) que incluye, además, un reporte adecuado de consistencia interna y una convergencia leve y moderada con medidas de autoeficacia académica, siendo este uno de los estudios más completos en el análisis psicométrico del IPAA.

A partir de esta evidencia, se observa que la diversidad de modelos factoriales propone que la diversidad entre países (sea origen, residencia, otros) de la población universitaria puede ser una fuente de variabilidad que afecte a la medida. Se conoce en general que la cultura asociada a los procesos de instrucción entre naciones inciden en la variabilidad de la AA (Manchado Porras y Hervías Ortega, 2021), pero no específicamente a nivel de medidas. En base a ello, el análisis del impacto de la residencia es necesario analizarlo, dado que este criterio es ampliamente recogido en estudios de validez transcultural como un elemento a superar en los estudios psicométricos (Jonason et al., 2020; Moreta-Herrera et al., 2024; Żemojtel-Piotrowska et al., 2018). En este sentido, para considerar un modelo de ajuste más general del IPAA, es necesario efectuar estudios de orden multipaíses en los que se analice la equivalencia de la medida (EM).

La realización de la EM, como propiedad psicométrica, ayudaría a determinar si el factor de la nacionalidad (residencia o nacimiento) afecta o no a la conformación de un modelo de ajuste único de la medida en individuos clasificados por grupos. Esto es especialmente relevante en países de América del Sur, considerando que Ecuador, Perú y Venezuela son un conjunto de países con relaciones comerciales amplias, sociales, idioma en común (español principalmente) y cercanía cultural. Anteriormente incluso Venezuela formó parte de la Comunidad Andina de Naciones (CAN) y aunque en el momento ya no forma parte del mismo, los vínculos en diversas áreas no se encuentran eliminados del todo. Además, son territorialmente cercanos y están enclavados en la zona noroccidental del continente, por lo que hay manifiesta cercanía. Finalmente, cuentan con una amplia cantidad de estudiantes universitarios y un porcentaje elevado de dificultades asociadas a la escolaridad (Dávila Morán et al., 2022; Guerrero y Espejo, 2024; Verdezoto et al., 2018). De no recurrir a la EM, comparar grupos de estudiantes de diferentes países se volvería complejo, ya que no se compartiría una medida común entre grupos y no se garantizaría exactitud en la interpretación de los resultados, debido a que no se garantizaría que las probables diferencias procedan de las particularidades entre grupos o de diferencias en el modelo de ajuste (Asparouhov y Muthén, 2014; Moreno-Montero et al., 2023), provocando así sesgo de estructura de la medida (Van de Vijver y Tanzer, 2004). Así, en base a lo señalado, probar la EM permitiría consensuar sobre un modelo de ajuste específico del IPAA a nivel multipaíses de la AA en la región y determinar, por lo tanto, si el país de residencia es un factor o no de variabilidad en la construcción de la medida. Esto repercutiría en la región dado que permitiría el desarrollo de la investigación comparativa entre grupos nacionales en el contexto de la AA, pues se contaría con una medida común en este segmento de estudiantes.

El presente estudio

El IPAA es uno de los instrumentos más empleados de evaluación de la AA en investigaciones a nivel internacional, sin embargo, su modelo de ajuste aún es fuente de debate científico dado que no existe un consenso claro sobre la mejor forma de representarlo. Se han propuesto diversos modelos llevados a cabo en distintos países que necesitan verificación. Para ello se pre-

senta necesario probar la validez interna por medio de estudios comparativos a nivel de país, empleando la EM para estimar si la residencia en uno u otro país influye en los procesos de configuración estructural. En este sentido, se esperaría considerar que efectivamente la residencia en uno u otro país no altera la estructura y que las probables diferencias son de carácter externo, asociadas con las características propias de los grupos.

Es por ello que en base a esto se consideran los siguientes objetivos: a) confirmar la estructura interna del IPAA en una muestra de universitarios de Ecuador, Perú y Venezuela; b) determinar el nivel de EM del IPAA diferenciado en el grupo nacional de los participantes del estudio; c) evaluar el nivel de validez del IPAA basado en la relación con otros constructos (autoeficacia académica); y d) conocer la fiabilidad del IPAA según el grupo nacional de los participantes. A partir de esto se hipotetiza que el IPAA se ajusta a un modelo jerárquico en muestras de universitarios de Ecuador, Perú y Venezuela (H1); asimismo, que su estructura de medición es invariante según los grupos nacionales de estudio (H2); que presenta validez de convergencia con constructos de autoeficacia académica (H3); y es fiable de forma general y entre grupos (H4).

Método

Diseño

El estudio es de carácter descriptivo, psicométrico y de corte transversal (Ato et al., 2013), en el que se analiza la EM basado en el país con respecto al IPAA en universitarios de Ecuador, Perú y Venezuela.

Participantes

La investigación se conformó con 762 estudiantes de universidades públicas procedentes de Ecuador ($n = 370$; 76% mujeres) con $M = 25.9$ años ($DE = 7.1$), matriculados en la Universidad Estatal de Milagro y la Universidad de Guayaquil; Perú ($n = 202$; 45% mujeres) con $M = 21.7$ años ($DE = 5.7$), matriculados en la Universidad Nacional del Centro del Perú; y Venezuela ($n = 190$; 63% mujeres) con $M = 32.7$ años ($DE = 14.7$), matriculados en la Universidad Central de Venezuela. En el grupo de Ecuador, el 66% pertenece al sector urbano y el 34 % al rural. En el de Perú, el 72 % habita en el sector urbano y el 28 % restante en el rural. Y en el grupo de Venezuela, el 94 % se encuentra domiciliado en el sector urbano y el 6 % restante en el rural.

Para la selección del grupo objetivo para el estudio, se aplicó un muestreo no probabilístico de tipo intencional con criterios de inclusión. En este aspecto, se consideró: a) tener mayoría de edad; b) estar matriculado en el año en que se realizó el estudio (2023); c) asistir regularmente a las clases; y d) participar de manera voluntaria en el estudio.

Instrumentos

Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje (IPAA; Rosario et al., 2014) adecuado a universitarios chile-

nos (Bruna et al., 2017). Diseñado para evaluar los procesos de AA. Cuenta con 12 ítems agrupados en tres dimensiones: a) planificación (ítems 1 al 3); b) ejecución (ítems 4 al 7) y evaluación (ítems 8 al 12). Cada ítem se responde a través de una escala de Likert de cinco opciones, siendo 1 = *Totalmente en desacuerdo* y 5 = *Totalmente de acuerdo*. El alpha de Cronbach para la escala total es de .87, tomado del trabajo de Bruna et al. (2017) como equivalente a adecuado. En el contexto ecuatoriano, las propiedades de medición se presentan por medio de una estructura factorial jerárquica con tres factores de primer orden más un factor general de segundo orden, reportado en estudiantes universitarios con valores de $\chi^2 = 116.4$; $p < .001$; $gl = 53$; $\chi^2/gl = 2.2$; CFI = .999; TLI = .999; SRMR = .022; RMSEA = .046 [.035 - .057] y con una consistencia interna de $\alpha = .94$, que es equivalente a alto (Viteri-Miranda et al., 2024).

Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA), desarrollada por Palenzuela en 1983 y adaptada por Domínguez-Lara (2014) y García-Fernández y otros (2010) al castellano y adaptada al contexto ecuatoriano por Moreta-Herrera et al. (2021). Esta medida evalúa los niveles de autoeficacia académica mediante un cuestionario de nueve ítems. Estos son contestados empleando una escala de tipo Likert de cuatro opciones (1 = *Nunca* hasta 4 = *Siempre*). La escala carece de valores normativos por país para la interpretación de los puntajes. Sin embargo, se considera que un puntaje más alto refleja un mayor nivel de AA percibida (Palenzuela, 1983).

En cuanto a las propiedades de medición, se muestra una elevada consistencia interna de sus puntuaciones con $\alpha = .89$ y también una estabilidad temporal de $r = .87$. Sobre el presente estudio, la validez factorial reportada fue adecuada con valores de $\chi^2 = 107.6$; $p < .001$; $gl = 27$; $\chi^2/gl = 3.99$; CFI = .999; TLI = .999; SRMR = .039; RMSEA = .073 [.058 - .087] a través de un modelo unifactorial y la consistencia interna fue de $\alpha = .91$, lo que también es considerado alto (Moreta-Herrera et al., 2021).

Procedimiento

Esta investigación ha sido realizada con 762 estudiantes de tres universidades en América del Sur (Ecuador, Perú y Venezuela), las carreras participantes correspondieron a Psicología, Educación y Trabajo Social. El instrumento fue enviado en promedio a 400 estudiantes por país participante en el estudio, de los que se contestaron de forma global y tras desestimar 34 un total de 762 casos. Se obtuvo la autorización de los coordinadores de las carreras de los centros educativos, quienes permitieron que los investigadores fueran a las aulas invitando a los estudiantes a participar en el estudio. Se invitó a los colaboradores potenciales a conocer el proyecto, los objetivos y las acciones que debían realizar en el estudio. Todo el trabajo se realizó en línea mediante formularios en la aplicación de Google entre los meses de mayo y diciembre del 2023. Los estudiantes previamente completaron el consentimiento informado en el que aceptaron participar de la encuesta. Tras esta fase, se depuraron las respuestas (retirando 34 casos), quedando solo

aquellos que cumplían con los criterios de inclusión establecidos previamente y completaron toda la evaluación. Cabe destacar que se siguieron los protocolos de investigación conforme a la reglamentación y los códigos de ética para la investigación de las universidades participantes, así como la Declaración de Helsinki para la investigación con seres humanos. Posteriormente, los resultados se analizaron estadísticamente de acuerdo con los objetivos de la investigación, se contrastaron las hipótesis propuestas y la redacción de los informes de investigación. La base de datos con la que se realizó el trabajo se encuentra disponible para su uso en el repositorio Open Science Framework a través del enlace: <https://osf.io/rx3ba>

Análisis de datos

La gestión estadística se realizó de la siguiente manera. Primero corresponde al análisis preliminar de los ítems de la IPAA. Para develar el comportamiento individual de los ítems y empleando la media aritmética (M); la desviación estándar (DE), la asimetría ($g1$) y la curtosis ($g2$). En el análisis de $g1$ y $g2$ se estima el supuesto de normalidad univariante, el que se confirma cuando los valores no superan la tolerancia de ~ 1.5 (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010). A más de ello, el análisis del supuesto de normalidad multivariante, a través de la prueba de Mardia (1970), supuesto que se cumple cuando los resultados de la prueba en $g1$ y $g2$ no son significativos ($p > .05$). Del cumplimiento o no de estos supuestos los análisis factoriales futuros se emplearán a través del uso de estimadores robustos.

El segundo criterio comprende el AFC del IPAA. En este segmento, el AFC se emplea a partir de una matriz de correlaciones policóricas con la estimación de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada (ULSMV). El uso de esta estimación se debe a la condición categórica u ordinal de los ítems y por la falta de normalidad multivariante (Li, 2016). El ajuste incluye el análisis de los índices chi cuadrado (χ^2), chi cuadrado normado (χ^2/gl), residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR); el índice de Tucker-Lewis (TLI), el índice de ajuste comparado (CFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Además, se revisan las saturaciones (λ) o cargas factoriales de los ítems para estimar la consistencia de estos en el modelo de ajuste. En cuanto a la valoración del ajuste que tiene el modelo, se acepta cuando el χ^2 resulta no ser significativo ($p > .05$) o en su defecto, el χ^2/gl es menor a 4. Además, cuando el CFI y el TLI son $> .95$, el SRMR y el RMSEA son $< .08$, y de forma más específica si las λ son mayores que .4 (Byrne, 2008; Brown, 2015; Moreno-Montero et al., 2023; Wolf et al., 2013; Yang-Wallentin et al., 2010).

A continuación, se procede a la verificación de la EM según el país de residencia mediante un análisis factorial multigrupo (MG-AFC) empleando la estimación ULSMV. En principio se examinan los AFC de forma independiente por países (línea base) y se comparan las diferencias en los $\Delta\chi^2$, esperando que no haya significancia ($p > .05$) para establecer similitud entre grupos a través de la prueba ANOVA. Luego, se procede a colocar restricciones al modelo de ajuste a las cargas (débil), los interceptos (fuerte) y los residuales (estricta) y se midió la variabili-

dad (Δ) de los índices de ajuste (χ^2 , CFI y RMSEA) entre cada momento para establecer el nivel de EM (Asparouhov y Muthén, 2014; Brown, 2015; Jonason et al., 2020; Moreta-Herrera et al., 2022). El margen de tolerancia aceptable para asumir EM según la restricción es que el cambio no sea significativo en el χ^2 y que las variaciones de los índices de ajuste no sean elevadas ($\Delta CFI > .01$; $\Delta RMSEA \leq .01$) (Chen, 2007).

El tercer criterio corresponde al análisis de la validez basada en la relación con otras variables. Para ello se prueba con la autoeficacia académica (EAPESA), dada la relación sostenida reportada (Regatto-Bonifaz et al., 2023). Para esto se realiza un análisis de correlaciones clasificada por grupos y con la prueba de correlación de Pearson (r), en la que se esperan valores superiores a ($r > .2$) para considerar una convergencia relevante (Ferguson, 2016).

Finalmente, el cuarto bloque es el cómputo de la fiabilidad basada en la consistencia interna de las puntuaciones con el coeficiente Omega (ω ; McDonald, 1999) y sus intervalos de confianza al 95%. Este análisis se realiza tanto con la muestra global, así como también por los factores que componen la medida y clasificada por países de los participantes. Se espera que los valores superen el $\omega > .7$ para considerar que la fiabilidad es adecuada.

La gestión de los análisis se llevó a cabo gracias al lenguaje de programación R en la versión 4.1.1 (R Core Team, 2022) a través de los paquetes foreign, MVN, lavaan, MBESS y semTools.

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

La Tabla 1 presenta el desempeño de los ítems del IPAA clasificados por países. En general, se observa en los grupos que las medias reportadas de cada uno de los ítems son homogéneos entre sí, fluctuando entre $M(\text{ítem 6}) = 3.66$, $DE = 1.27$ y $M(\text{ítem 12}) = 3.78$, $DE = 1.29$.

2) = 3.98; $DE = 1.33$ para los participantes de Ecuador; $M(\text{ítem 7}) = 3.38$, $DE = 1.04$ y $M(\text{ítem 4}) = 3.77$; $DE = 1.11$ para Perú; y $M(\text{ítem 7}) = 3.31$, $DE = 1.26$ y $M(\text{ítem 2}) = 3.88$; $DE = 1.33$ para los participantes de Venezuela. Con respecto a la distribución y el supuesto de normalidad univariante de los ítems, se observa que en todos los casos de todos los grupos, ninguno de los resultados de $g1$ y $g2$ sobrepasan los rangos ~ 1.5 . Y así, se puede inferir que la distribución a nivel univariante es normal; sin embargo, al contrastar la normalidad multivariante, se observa que todos los productos resultantes de la prueba de Mardia presentan significancia estadística ($p < .05$) por lo que la distribución a nivel multivariante no es normal.

La evidencia reportada en esta situación señala la necesidad del uso de estimaciones robustas para el cálculo de análisis a nivel latente como el AFC dada la naturaleza ordinal de los ítems y la falta de normalidad multivariada.

Análisis factorial confirmatorio

La Figura 1 muestra la estructura factorial del IPAA a través de un modelo factorial jerárquico con tres factores de primer orden que son la planificación, la ejecución y la evaluación, y un factor general de segundo orden que cubre a los factores y a los ítems de la medida. Además, los índices de ajuste muestran niveles adecuados de pertinencia ($\chi^2/df < 4$; CFI y TLI $> .95$; SRMR y RMSEA $< .08$).

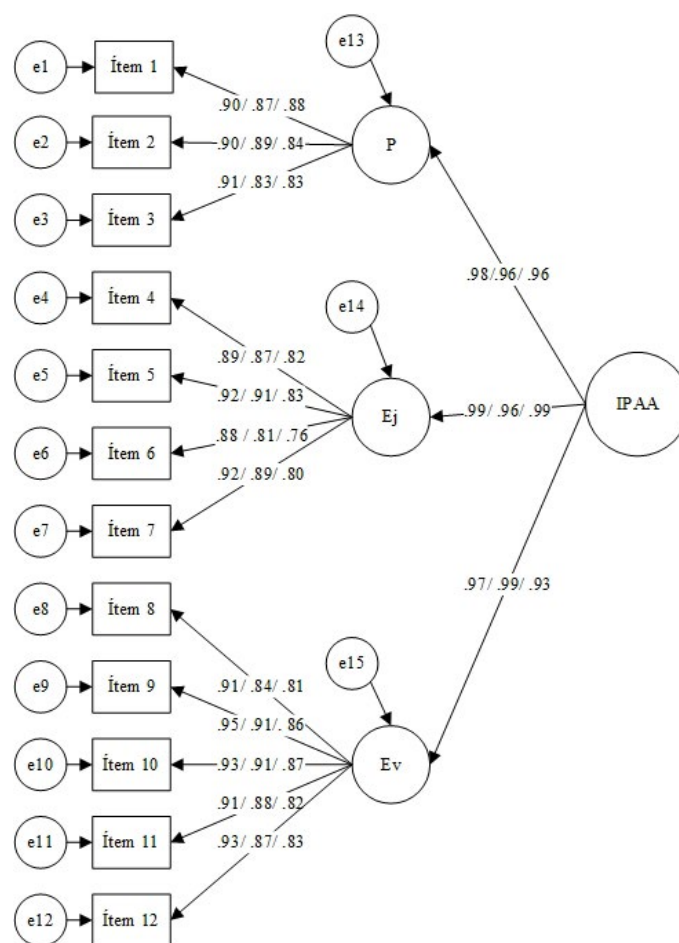
Además, se observan las cargas factoriales o saturaciones de los ítems y de los factores de primer orden segmentadas en grupos (Ecuador, Perú y Venezuela). Estos valores reportados de las saturaciones en todos los casos se presentan de forma adecuada, señalando que contribuyen a la explicación de la varianza; mientras que los valores de ajuste del modelo factorial del IPAA en general arroja puntuaciones adecuadas para las muestras bajo estudio.

Tabla 1

Análisis descriptivo de los ítems del IPAA clasificados por países

| Ítems | Ecuador | | | | Perú | | | | Venezuela | | | |
|---------|------------|------|-------|-------|------------|------|-------|-------|------------|------|-------|-------|
| | M | DE | g^1 | g^2 | M | DE | g^1 | g^2 | M | DE | g^1 | g^2 |
| Ítem 1 | 3.83 | 1.31 | -1.18 | 0.25 | 3.58 | 1.11 | -0.99 | 0.18 | 3.74 | 1.4 | -0.89 | -0.56 |
| Ítem 2 | 3.98 | 1.33 | -1.35 | 0.6 | 3.74 | 1.19 | -0.99 | 0.19 | 3.88 | 1.33 | -1.15 | 0.12 |
| Ítem 3 | 3.9 | 1.31 | -1.2 | 0.28 | 3.57 | 1.13 | -0.74 | -0.17 | 3.59 | 1.29 | -0.73 | -0.57 |
| Ítem 4 | 3.92 | 1.27 | -1.31 | 0.68 | 3.77 | 1.11 | -1.15 | 0.75 | 3.76 | 1.32 | -1.03 | -0.1 |
| Ítem 5 | 3.79 | 1.25 | -1.15 | 0.37 | 3.65 | 1.09 | -1.07 | 0.6 | 3.68 | 1.2 | -0.74 | -0.31 |
| Ítem 6 | 3.66 | 1.27 | -0.91 | -0.19 | 3.59 | 1.04 | -0.86 | 0.28 | 3.62 | 1.21 | -0.89 | -0.13 |
| Ítem 7 | 3.78 | 1.22 | -1.13 | 0.39 | 3.38 | 1.04 | -0.62 | -0.15 | 3.31 | 1.26 | -0.32 | -1.01 |
| Ítem 8 | 3.91 | 1.31 | -1.21 | 0.29 | 3.58 | 1.11 | -0.7 | -0.19 | 3.59 | 1.33 | -0.71 | -0.71 |
| Ítem 9 | 3.94 | 1.29 | -1.34 | 0.66 | 3.75 | 1.11 | -1.11 | 0.68 | 3.69 | 1.24 | -0.84 | -0.32 |
| Ítem 10 | 3.88 | 1.31 | -1.25 | 0.41 | 3.58 | 1.1 | -0.93 | 0.22 | 3.69 | 1.29 | -0.91 | -0.28 |
| Ítem 11 | 3.77 | 1.25 | -1.03 | 0.09 | 3.54 | 1.06 | -0.75 | 0.01 | 3.42 | 1.27 | -0.47 | -0.85 |
| Ítem 12 | 3.78 | 1.29 | -1.08 | 0.11 | 3.5 | 1.12 | -0.75 | -0.21 | 3.43 | 1.29 | -0.52 | -0.87 |
| Mardia | 3541.44*** | | | | 1289.14*** | | | | 1139.81*** | | | |

Nota. M = media aritmética; DE = desviación estándar; g^1 = asimetría; g^2 = curtosis.

Figura 1*Análisis factorial confirmatorio de la IPAA*

$\chi^2 = 433.94$; $p < .001$; $df = 159$; $\chi^2/df = 2.73$; $CFI = .991$; $TLI = .988$; $SRMR = .029$; $RMSEA = .08$ IC95% [.073 - .092]

Nota. χ^2 : Chi Cuadrado, χ^2/df : Chi cuadrado normado; SRMR: Residuo estandarizado cuadrático medio; CFI: Índice de ajuste comparado; TLI: Índice de Tucker-Lewis; RMSEA: Error cuadrático medio de aproximación; r: Coeficiente de correlación de Pearson; P: planificación; Ej.: ejecución; Ev.: evaluación; IPAA: *Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje*. Los valores reportados de las cargas factoriales representan de izquierda a derecha las muestras de Ecuador, Perú y Venezuela.

Tabla 2*Análisis de equivalencia de medida del IPAA*

| Restricciones | χ^2 | CFI | RMSEA | $\Delta\chi^2$ | ΔCFI | $\Delta RMSEA$ |
|----------------------|--------------|------|-------|----------------|--------------|----------------|
| Línea base Ecuador | (53) 131.99 | .997 | .996 | - | - | - |
| Línea base Perú | (53) 197.01 | .981 | .976 | - | - | - |
| Línea base Venezuela | (53) 125.94 | .984 | .981 | - | - | - |
| Sin restricciones | (159) 56.64 | .991 | .083 | - | - | - |
| Débil | (177) 74.71 | .992 | .074 | 23.99 | .001 | .008 |
| Fuerte | (241) 297.58 | .989 | .073 | 122.11*** | .003 | .001 |
| Estricta | (249) 949.03 | .985 | .083 | 17.65* | .004 | .01 |

Nota. χ^2 : chi cuadrado; CFI: Índice de ajuste comparativo; RMSEA: Error cuadrático medio de aproximación; Δ : cambio.

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

Tabla 3*Análisis de validez del IPAA basado en la relación con la autoeficacia académica*

| Factores | Ecuador | Perú | Venezuela |
|------------|---------|------|-----------|
| Planeación | .36* | .43* | .28* |
| Ejecución | .4* | .46* | .36* |
| Evaluación | .39* | .45* | .38* |
| IPAA | .39* | .47* | .37* |

* $p < .01$.**Tabla 4***Análisis de consistencia interna del IPAA clasificado por países*

| Factores | Ecuador (ω ; IC95%) | Perú (ω ; IC95%) | Venezuela (ω ; IC95%) |
|------------|-----------------------------|--------------------------|-------------------------------|
| Planeación | .94 [.91 - .95] | .89 [.85 - .92] | .88 [.84 - .92] |
| Ejecución | .94 [.93 - .96] | .92 [.89 - .94] | .87 [.82 - .91] |
| Evaluación | .94 [.93 - .96] | .94 [.91 - .95] | .92 [.89 - .94] |
| IPAA | .98 [.97 - .99] | .97 [.96 - .98] | .96 [.94 - .97] |

Nota. ω : coeficiente de McDonald; IC95%: intervalos de confianza al 95%.*Análisis de equivalencia de medición*

La Tabla 2 muestra el análisis de la EM del IPAA considerando el país de residencia de los participantes. De manera general, en las líneas base de los grupos se observa que los ajustes al modelo jerárquico de cada uno de ellos son adecuados. Sobre los cambios (Δ) en los índices de ajuste absoluto (χ^2), no hay diferencias significativas ($p > .05$) en los modelos de ajuste, razón por la que se considera que los grupos son similares.

En lo que respecta a la invarianza, se observa que conforme el anidamiento se complejiza al modelo de ajuste (cargas, interceptos y residuales), los valores de χ^2 , CFI y RMSEA presentan cambios (Δ) que no sobrepasan los parámetros de tolerancia (excepto en el χ^2), razón por la que se concluye que el IPAA es invariante a nivel estricto (CFI y RMSEA $< .01$ de variabilidad en todos los niveles de anidamiento).

Análisis de validez de convergencia o basada en la relación con otras variables

En la Tabla 3 se observa el análisis de validez del IPAA basado en la correspondencia con constructos cercanos, que en este caso corresponde a la autoeficacia académica a través del EAPESA. Para ello se muestran las correlaciones que guardan los componentes del IPAA con el EAPESA y clasificados los participantes según los países de origen. En todos los casos, las correlaciones entre las variables de interés son positivas entre el IPAA y el EAPESA. En el caso del grupo de Perú, las correlaciones entre los factores y la escala global muestran una intensidad moderada ($r > .4$), mientras que los grupos de Ecuador y de Perú son leves ($r > .2$). En este sentido se considera que el IPAA y el EAPESA convergen entre sí a nivel de estudiantes universitarios de Ecuador, Perú y Venezuela.

Análisis de consistencia interna

La Tabla 4 presenta la consistencia interna de los ítems del IPAA en estudiantes de Ecuador, Perú y Venezuela clasificada por países. Se observa que, en los tres países, tanto en los factores constitutivos como la escala global del IPAA, cuentan en todos los casos con fiabilidad superior a $\omega > .\wedge$, considerada como consistencia interna de los ítems adecuada y emitiendo evidencia de su uso y pertenencia de forma independiente en estos tres países.

Discusión

El presente estudio tiene como objetivo corroborar la estructura interna factorial, la validez del IPAA en estudiantes universitarios de Ecuador, Perú y Venezuela por medio de EM, así como la consistencia interna de sus ítems.

En primer lugar, se confirma la configuración del modelo factorial de tipo jerárquico de tres factores de primer orden y con un factor general de segundo orden del IPAA en los estudiantes universitarios de los tres países. La medida efectivamente presenta las características originales e incluye, además, una escala global que fue propuesta previamente. Estos hallazgos difieren de los reportes previos en estudiantado español y chileno (Bruna et al., 2017; Rosario et al., 2014), dado que señalan ajuste a modelos de factores correlacionados y respaldan la propuesta más reciente sobre el modelo jerárquico mencionado en universitarios de México y Ecuador (González Franco et al., 2023; Viteri-Miranda et al., 2024) como un modelo más común entre la población universitaria y que incluso agrega una escala global.

En cuanto a la EM, el AFC-MG reveló invarianza factorial a nivel estricto, indicando que la configuración factorial del IPAA es equivalente o invariante entre los estudiantes de los tres países. Esto implica que las diferencias nacionales no afectan a la inter-

pretación de los ítems y no es una fuente aparente de variabilidad. Por lo tanto, el IPAA puede ser utilizado en estudios comparativos internacionales, y señalando que en los resultados las variaciones reales en la AA son por las características de los grupos y no por diferencias en la interpretación de los ítems (Asparouhov y Muthén, 2014; Jonason et al., 2020; Moreno-Montero et al., 2023; Moreta-Herrera et al., 2024; Žemojtel-Piotrowska et al., 2018). Estos hallazgos, si bien son un avance en el estudio psicométrico de la medida y son pioneros en la implementación de la EM como propiedad psicométrica, deben ser tomados con cautela, debido a que no hay estudios previos con los que se contrasten estos resultados. Aún así, dan fuerza al modelo jerárquico como el modelo de mejor ajuste de la IPAA en universitarios de la región.

Sobre la validez de relación basada en la convergencia con la autoeficacia académica (evaluada mediante la EAPESA), se encontró una correlación positiva moderada en Perú y leve en Ecuador y Venezuela. Esto sugiere, en primer lugar, que los constructos convergen entre sí señalando la validez de la medida de forma externa, lo cual contrasta con reportes similares (Flores Araya et al., 2022; Regatto-Bonifaz et al., 2023), es decir, que estos constructos tienden a interactuar en conjunto independiente de factores culturales ligados a las nacionalidades; y, en segundo lugar, que aunque la AA y la autoeficacia académica están relacionadas, la intensidad de esta relación puede variar según el contexto nacional (por ejemplo, Perú frente a Venezuela y Ecuador), aportando cierta evidencia al señalar que el factor cultural afecta externamente a la AA (Manchado Porras y Hervías Ortega, 2021) pero únicamente a nivel de la proporción de la relación entre variables, señalando quizás una función de variable moduladora, pero requeriría mayores estudios de verificación. Estos resultados destacan la importancia de considerar factores contextuales al interpretar las relaciones entre diferentes constructos psicológicos.

Finalmente, la consistencia interna del IPAA fue adecuada en todos los casos a nivel de factores y de países, lo que respalda su adecuada fiabilidad como instrumento de medición. Los resultados reportados concuerdan con trabajos anteriores de carácter instrumental que reportaron similares resultados (Bruna et al., 2017; González Franco et al., 2023; Viteri-Miranda et al., 2024) en los que se reportó efectivamente que la medida en sus puntuaciones tiende a ser confiable y segura. Lo cual refuerza la utilidad del IPAA para identificar y evaluar los procesos de AA.

Respecto a las implicaciones del estudio, los resultados reportados aportan evidencia sobre el desarrollo instrumental del IPAA y, además, permiten evidenciar cuál es el mejor modelo de ajuste de la medida para procesos de evaluación en población universitaria de la región, consensuando un modelo único que permita estudios comparativos multipaís. Esto permite, sobre todo, consolidar a nivel teórico la identificación del constructo de AA y la medida más óptima para su evaluación. Además, contribuye también con procesos de análisis considerando elementos culturales al trabajar con muestras de diferentes países, lo que señala un elemento relevante que puede influir en la variabilidad de resultados en cuanto al nivel de grupos, reduciendo la posibilidad de hallazgo de sesgo estructural de la medida. Finalmente, a nivel práctico, con estos resultados, el instrumento sería una herramienta válida y confiable para el proceso de evaluación de

la AA en estudiantes universitarios, que, como se mencionó anteriormente, no es considerada de forma amplia en los procesos educativos de autogestión del conocimiento en la educación superior, permitiendo extender este criterio a la incorporación en los procesos académicos y al desarrollo de intervención psicoeducativa en el aprendizaje autónomo de los discentes.

Limitaciones

Entre las restricciones del estudio se debe considerar que se trabajó exclusivamente con estudiantes universitarios de tres países de América del Sur, por lo que las conclusiones sobre la estructura factorial del IPAA no pueden ser generalizables tanto a otros segmentos poblacionales educativos como a adolescentes y a participantes de países no incluidos en el estudio. Por lo que, a futuro, se sugieren estudios instrumentales del IPAA considerando esta reflexión.

Conclusiones

Este estudio proporciona evidencia de la validez y fiabilidad del IPAA en contextos universitarios de Ecuador, Perú y Venezuela. Asimismo, la demostración de la EM transnacional asegura que el IPAA es un instrumento adecuado para investigaciones comparativas internacionales con muestras de universitarios, permitiendo comparaciones más precisas y confiables entre diferentes grupos culturales. Esto permite señalar incluso que, al parecer, la cultura no es un factor de variabilidad dentro de la configuración factorial de la medida, evidenciando estabilidad en su estructura interna. Además, la interacción positiva entre los constructos de AA y de autoeficacia académica resalta la relevancia en el ámbito educativo y su potencial para mejorar las estrategias tanto de enseñanza como de aprendizaje. Futuras investigaciones pueden beneficiarse de estos hallazgos para explorar más a fondo la autorregulación del aprendizaje y sus determinantes en diferentes contextos educativos.

Declaración de responsabilidad

Conceptualización: R.M.H., J.R.B., V.V.M.

Curación de datos: J.R.B., V.V.M.

Análisis formal: R.M.H.

Investigación: J.R.B., V.V.M.

Metodología: R.M.H., J.R.B., V.V.M.

Administración del proyecto: J.R.B.

Software: V.V.M.

Supervisión: V.V.M.

Validación: R.M.H., J.R.B.

Visualización: J.R.B., V.V.M.

Redacción – Borrador original: R.M.H., J.R.B., V.V.M.

Redacción – Revisión y edición: R.M.H., J.R.B., V.V.M.

Fuentes de financiación

Esta investigación no recibió ninguna financiación específica de agencias públicas, comerciales o de otro sector.

Conflicto de intereses

Los autores declaran que no hay conflictos de intereses.

Declaración de disponibilidad de datos

Los datos que respaldan los hallazgos de este estudio están disponibles a solicitud del autor correspondiente.

Referencias

- Álvarez García, J. J., Quinayas, M. B., Salazar Cárdenas, Y., y Fernández Guayana, T. G. (2024). Impacto de los fenómenos sociales en la autorregulación del aprendizaje en instituciones educativas de Colombia. *Mikarimin. Revista Científica Multidisciplinaria*, 10(1), 64-80. <https://doi.org/10.61154/mrcm.v10i1.3293>
- Asparouhov, T., y Muthén, B. (2014). Multiple-group factor analysis alignment. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(4), 495-508. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.919210>
- Ato, M., López, J., y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barboza, E., y Miranda, L. (2017). Aprendizaje autorregulado en la teoría sociocognitiva: Marco conceptual y posibles líneas de investigación. *Ensayos Pedagógicos*, 12(2), 47-71. <https://doi.org/10.15359/rep.12-2.3>
- Berrio-Quispe, M., Chávez-Bellido, D., Gutiérrez-Avellaneda, M., y Gonzales-Sánchez, A. (2023). Práctica pedagógica afectiva en el proceso de aprendizaje de estudiantes universitarios. *Encuentros. Revista de Ciencias Humanas, Teoría Social y Pensamiento Crítico*, 17, 217-227. <https://doi.org/10.5281/zenodo.7527645>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for applied research* (Vol. 2nd). Guilford Publications.
- Bruna, D., Pérez, M., Bustos, C., y Núñez, J. (2017). Propiedades psicométricas del inventario de procesos de autorregulación del aprendizaje en estudiantes universitarios chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 2(44), 77-91. <https://doi.org/10.21865/RIDEP71.1.09>
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Camere, J., y Javier, J. (2021). *Propiedades psicométricas del Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje (IPAA) en universitarios de Lima Metropolitana*. [Tesis de Tercer Nivel]. Universidad César Vallejo.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Covarrubias-Apablaza, C. G., Acosta-Antognoni, H., y Mendoza-Lira, M. (2019). Relación de autorregulación del aprendizaje y autoeficacia general con las metas académicas de estudiantes universitarios. *Formación Universitaria*, 12(6), 103-114. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062019000600103>
- Dávila Morán, R. C., Agüero Corzo, E. D. C., Portillo Ríos, H., y Quimbita Chiluisa, O. R. (2022). Deserción universitaria de los estudiantes de una universidad peruana. *Revista Universidad y Sociedad*, 14(2), 421-427.
- Domínguez-Lara, S. (2014). Autoeficacia para situaciones académicas en estudiantes universitarios peruanos: Un enfoque de ecuaciones estructurales. *Revista de Psicología-Universidad Católica San Pablo*, 4(4), 45-53.
- Ferguson, C. (2016). An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. En A. Kazdin (Ed.), *Methodological issues and strategies in clinical research* (pp. 301-310). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14805-020>
- Ferrando, P. J., y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Flores Araya, E., Romo López, E., y Godoy Guevara, R. (2022). Autorregulación del aprendizaje y autoeficacia académica: Correlación con el rendimiento académico en estudiantes de ingeniería. *Revista Electrónica de Investigación en Docencia Universitaria*, 4(1), 67-98. <https://doi.org/10.54802/r.v4.n1.2022.99>
- Fraile, J., Gil-Izquierdo, M., Zamorano-Sande, D., y Sánchez-Iglesias, I. (2020). Autorregulación del aprendizaje y procesos de evaluación formativa en los trabajos en grupo. *RELIEVE - Revista Electrónica de Investigación y Evaluación Educativa*, 26(1). <http://doi.org/10.7203/relieve.26.1.17402>
- García-Fernández, J., Díaz-Herrero, Á., Pérez-Fernández, E., y Martínez-Monteaudo, M. (2010). Propiedades psicométricas de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en una muestra de estudiantes españoles de Educación Secundaria Obligatoria. *European Journal of Education and Psychology*, 3(1), 61-73. <https://doi.org/10.1989/ejep.v3i1.46>
- González Franco, V., González Lomelí, D., Fuentes Vega, M., y Maytorena Noriega, M. (2023). Estructura factorial de autorregulación del aprendizaje en estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología de la Universidad Autónoma del Estado de México*, 12(32), 86-112.
- Guerrero, S. C., y Espejo, R. L. (2024). Deserción universitaria: Estudio comparativo entre Colombia y España desde la perspectiva de género. *Formación Universitaria*, 17(2), 101-112. <http://dx.doi.org/10.4067/s0718-50062024000200101>
- Hernández Rivero, V., Santana Bonilla, P., y Sosa Alonso, J. (2021). Feedback y autorregulación del aprendizaje en educación superior. *Revista de Investigación Educativa*, 39(1), 227-248. <https://doi.org/10.6018/rie.423341>
- Jonason, P., Zemojtel-Piotrowska, M., Piotrowski, J., Sedikides, C., Campbell, W. K., Gebauer, J. E., Maltby, J., Adamovic, M., Adams, B. G., Lestari Kadiyono, A., Atitsogbe, K. A., Bundhoo, H. Y., Bălăţescu, S., Bilić, S., Gruneau Brulin, J., Chobthamkit, P., Del Carmen Domínguez, A., Dragova-Koleva, S., El-Astal, S., ... Yahiaiev, I. (2020). Country-level correlates of the Dark Triad traits in 49 Countries. *Journal of Personality*, 88(6), 1252-1267. <https://doi.org/10.1111/jopy.12569>
- Koivuniemi, M., Panadero, E., Malmberg, J., & Järvelä, S. (2017). Higher education students' learning challenges and regulatory skills in different learning situations. *Journal for the Study of Education and Development: Infancia y Aprendizaje*, 40(1), 19-55. <https://doi.org/10.1080/02103702.2016.1272874>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- López-Angulo, E. (2020). Revisión sistemática sobre instrumentos de autorregulación del aprendizaje en estudiantes de educación secundaria. *Información Tecnológica*, 31(4), 85-98. <https://doi.org/10.4067/S0718-076420>

- Luna Vargas, S. A., y Alvarez Becerra, R. M. (2020). Relación entre autoeficacia académica y autorregulación del aprendizaje en estudiantes de la carrera de tecnología médica. *REVISTA VERITAS ET SCIENTIA - UPT*, 9(2), 170-181. <https://doi.org/10.47796/ves.v9i2.392>
- Manchado Porras, M., y Hervías Ortega, F. (2021). Procrastinación, ansiedad ante los exámenes y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Interdisciplinaria. Revista de Psicología y Ciencias Afines*, 38(2), 242-258. <https://doi.org/10.16888/interd.2021.38.2.16>
- Mardia, K. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Mascia, M., Agus, M., Cabras, C., Bellini, D., Renati, R., y Penna, M. (2023). Present and future undergraduate students' well-being: Role of time perspective, self-efficacy, self-regulation and intention to drop-out. *Education Sciences*, 13(2), Artículo 202. <https://doi.org/10.3390/educsci13020202>
- McDonald, R. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Moreno-Montero, E., Moreta-Herrera, R., Jiménez-Borja, M., Jiménez-Mosquera, C., y Vaca-Quintana, D. (2023). The measure equivalence across gender of the Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ) for Ecuadorian college students. *Mediterranean Journal of Clinical Psychology*, 11(2). <https://doi.org/10.13129/2282-1619/mjcp-3712>
- Moreta-Herrera, R., Dominguez-Lara, S., Rodas, J., Sánchez-Guevara, S., Montes-De-Oca, C., Rojeab-Bravo, B., y Salinas, A. (2022). Examining psychometric properties and measurement invariance of the Emotion Regulation Questionnaire in an Ecuadorian Sample. *Psychological Thought*, 15(2), 57-74. <https://doi.org/10.37708/psyc.v15i2.634>
- Moreta-Herrera, R., Montes de Oca, C., Navarro Cuellar, L., y Villegas Villacrés, N. (2021). Validez factorial con estimación robusta de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (Eapesa) en universitarios ecuatorianos. *Ciencias Psicológicas*, 15(1), Artículo e2153. <https://doi.org/10.22235/cp.v15i1.2153>
- Moreta-Herrera, R., Perdomo-Pérez, M., Reyes-Valenzuela, C., Gavilanes-Gómez, D., Rodas, J., y Rodríguez-Lorenzana, A. (2024). Analysis from the classical test theory and item response theory of the Satisfaction with Life Scale (SWLS) in an Ecuadorian and Colombian sample. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, 34(5), 739-751. <https://doi.org/10.1080/10911359.2023.2187915>
- Palenzuela, D. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9(21), 185-219.
- Panadero, E., y Alonso, J. (2014). ¿Cómo autorregulan nuestros alumnos? Revisión del modelo cíclico de Zimmerman sobre autorregulación del aprendizaje. *Anales de Psicología*, 30(2), 450-462. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.2.167221>
- R Core Team. (2022). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical.
- Regatto-Bonifaz, J., y Viteri-Miranda, V. (2023). Attitude towards technology and its relationship with Academic self-efficacy in Ecuadorian university students. *Journal of Namibian Studies: History Politics Culture*, 33, 3216-3233.
- Regatto-Bonifaz, J., Viteri-Miranda, V., y Moreta-Herrera, C. (2023). Autorregulación del aprendizaje como predictor de la autoeficacia académica en universitarios del Ecuador. *Ciencias Psicológicas*, 17(2), Artículo e3254.
- Regatto Bonifaz, J., y Viteri Miranda, V. (2024). Actitudes hacia la estadística y su relación con la autorregulación del aprendizaje en universitarios del Ecuador. *Revista Alpha & Omega*, 1(02), Artículo 17. <https://doi.org/10.24133/alphaomega.vol01.02.2024.art01>
- Rosario, P., Pereira, A., Högemann, J., Nunes, A., Figueiredo, M., Nuñez, J., y Gaeta, M. (2014). Self-regulation of learning: A systematic review in journals from the SciELO database. *Universitas Psychologica*, 13(2), 781-797. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY12-2.aars>
- Santillán-García, N., Rueda-Espinoza, K., Orozco-Moreno, Z., Moreta-Herrera, R., y Rodas, J. A. (2025). The mediating role of satisfaction with life in the relationship between hope and academic satisfaction among Ecuadorian university students. *Revista de Psicodidáctica (English ed.)*, 30(1), Artículo 500154. <https://doi.org/10.1016/j.psicoe.2024.500154>
- Tamannaefar, M., y Arbabi Ghohroudi, F. (2023). Relationship between selfregulation and self-efficacy with students' academic buoyancy: Mediating of academic resiliency. *Journal of Educational Psychology Studies*, 19(48), 39-61. <https://doi.org/10.22111/JEPS.2022.7168>
- Valiente-Barroso, C., Suárez-Riveiro, J., y Martínez-Vicente, M. (2020). Autorregulación del aprendizaje, estrés escolar y rendimiento académico. *European Journal of Education and Psychology*, 13(2), 161-176. <https://doi.org/10.30552/ejep.v13i2.358>
- Van de Vijver, F., y Tanzer, N. (2004). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. *European Review of Applied Psychology*, 54(2), 119-135. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2003.12.004>
- Verdesoto, G. J. Z., Mora, K. G. R., y Torres, L. H. G. (2018). Análisis de la deserción estudiantil en las universidades del Ecuador y América Latina. *Revista Pertinencia Académica*, 8, 1-28.
- Viteri-Miranda, V., Regatto-Bonifaz, J., y Moreta-Herrera, R. (2024). Propiedades psicométricas del Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje (IPAA) en universitarios del Ecuador. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP*, 71(1), 119-130. <https://doi.org/10.21865/RIDEP71.1.09>
- Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., y Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models: An evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement*, 73(6), 913-934. <https://doi.org/10.1177/0013164413495237>
- Yang-Wallentin, F., Jöreskog, K. G., y Luo, H. (2010). Confirmatory factor analysis of ordinal variables with misspecified models. *Structural Equation Modeling*, 17(3), 392-423. <https://doi.org/10.1080/10705511.2010.489003>
- Żemojtel-Piotrowska, M., Piotrowski, J. P., Osin, E. N., Ciecuch, J., Adams, B. G., Ardi, R., Bălăţescu, S., Bogomaz, S., Bhomi, A. L., Clinton, A., De Clunie, G. T., Czarna, A. C., Esteves, C., Gouveia, V., Halik, M. H. J., Hosseini, A., Khachatryan, N., Kamble, S. V., Kawula, A., ... Maltby, J. (2018). The mental health continuum-short form: The structure and application for cross-cultural studies – A 38 nation study. *Journal of Clinical Psychology*, 74(6), 1034-1052. <https://doi.org/10.1002/jclp.22570>
- Zimmerman, B. (2002). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory into Practice*, 41(2), 64-70. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2
- Zimmerman, B. (2013). From cognitive modeling to self-regulation: A social cognitive career path. *Educational Psychologist*, 48(3), 135-147. <https://doi.org/10.1080/00461520.2013.794676>