


Evidencias psicométricas del Inventario de Autoeficacia para las Inteligencias Múltiples-Revisado (IAMI-R) en adolescentes peruanos


Psychometric Evidence of the Self-Efficacy Inventory for Multiple Intelligences-Revised (IAMI-R) in Peruvian Adolescents

Evidência psicométrica do Inventário de Autoeficácia para Inteligências Múltiplas-Revisado (IAMI-R) em adolescentes peruanos


 Bramwell Fabrizzio

Barrantes León¹


 Cindy Nicole Elera Mejía¹

 Ángel André Carmen Bazán¹

 Maricielo Chystal Palma
Valladolid¹

 Alejandra Vanessa Ipanaqué
Villegas¹

 Luis Ángel Cieza Sigueñas¹

 José Rolando Gamarra
Moncayo¹

¹ Universidad Católica Santo
Toribio de Mogrovejo

Recibido: 29/01/2024

Aceptado: 23/07/2024

Autor de correspondencia:

José Rolando Gamarra Moncayo,
gamarramoncayoj@gmail.com

Cómo citar:

Barrantes León, B. F., Elera Mejía, C. N., Carmen Bazán, A. A., Palma Valladolid, M. C., Ipanaqué Villegas, A. V., Cieza Sigueñas, L. A., & Gamarra Moncayo, J. R. (2024). Evidencias psicométricas del Inventario de Autoeficacia para las Inteligencias Múltiples-Revisado (IAMI-R) en adolescentes peruanos. *Páginas de Educación*, 17(2), e3862.

<https://doi.org/10.22235/pe.v17i2.3862>

Disponibilidad de datos:

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

Resumen: Este estudio de diseño instrumental analiza las evidencias de validez y confiabilidad del IAMI-R en adolescentes peruanos. Participaron 486 estudiantes de quinto año de secundaria (44.03 % varones y 55.97 % mujeres) de colegios de Chiclayo (65.43 %) y Cajamarca (34.57 %), Perú, con edades entre 15 a 17 años ($M = 16.23$; $DE = .62$). La estructura interna fue evaluada mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) y la fiabilidad mediante los coeficientes omega y alfa ordinal. Se aplicó AFC con el estimador WLSMV para probar el modelo de ocho factores correlacionados, se hallaron índices de ajuste adecuados: $X^2(1052) = 1786.25$, $p < .001$, CFI = .96, TLI = .96, RMSEA [IC 90%] = .04 [.035 - .041] y SRMR = .05. Los índices de confiabilidad oscilaron entre .82 y .91. Se reportaron diferencias significativas en la percepción de autoeficacia para las inteligencias lógico-matemática, cinestésico corporal, interpersonal, intrapersonal y espacial, donde los varones se autovaloran con más capacidad que las mujeres. Se discuten los resultados y alcances del estudio.

Palabras clave: autoeficacia; inteligencias múltiples; adolescencia; estudiante de secundaria; psicometría.

Abstract: This instrumental design study examines the validity and reliability evidence of the IAMI-R in Peruvian adolescents. A total of 486 fifth-year high school students (44.03 % male and 55.97 % female) from schools in Chiclayo (65.43 %) and Cajamarca (34.57 %), Peru, participated in the study. The participants were aged between 15 to 17 years ($M = 16.23$; $SD = 0.62$). The internal structure was evaluated using confirmatory factor analysis (CFA), and reliability was assessed through omega and ordinal alpha coefficients. CFA with the WLSMV estimator was applied to test the model of eight correlated factors, revealing adequate fit indices: $X^2(1052) = 1786.25$, $p < .001$, CFI = .96, TLI = .96, RMSEA [90% CI] = .04 [.035-.041], and SRMR = .05. The reliability indices ranged from .82 to .91. Significant differences were found in the self-efficacy perceptions for logical-mathematical, bodily-kinesthetic, interpersonal, intrapersonal, and spatial intelligences, with males rating themselves as more capable than females. The results and implications of the study are discussed.

Keywords: self-efficacy; multiple intelligences; adolescence; high school student; psychometrics.



Resumo: Este estudo de design instrumental analisa as evidências de validade e confiabilidade do IAMI-R em adolescentes peruanos. Participaram 486 alunos do quinto ano da escola secundária (segundo o sistema educativo peruano) (44,03 % homens e 55,97 % mulheres) de colégios de Chiclayo (65,43 %) e Cajamarca (34,57 %), Peru, com idades entre 15 e 17 anos ($M = 16,23$; $DP = 0,62$). A estrutura interna foi avaliada por meio de análise fatorial confirmatória (AFC) e a confiabilidade por meio dos coeficientes ômega e alfa ordinal. A AFC foi aplicada com o estimador WLSMV, para avaliar o modelo correlacionado de oito fatores, e foram encontrados índices de ajuste adequados: $\chi^2(1052) = 1786,25$, $p < 0,001$, CFI = 0,96, TLI = 0,96, RMSEA [IC 90%] = 0,04 [0,035 – 0,041] e SRMR = 0,05. Os índices de confiabilidade variaram de 0,82 a 0,91. Foram relatadas diferenças significativas na percepção de autoeficácia para as inteligências lógico-matemática, corporal-cinestésica, interpessoal, intrapessoal e espacial, sendo que os homens se autoavaliaram mais capazes do que as mulheres. Os resultados e alcances do estudo são discutidos.

Palavras-chave: autoeficácia; inteligências múltiplas; adolescência; estudante do ensino secundário; psicometria.

Implicaciones prácticas: Los resultados del estudio tienen implicaciones educativas importantes:

- Aplicación práctica para educadores. Este instrumento puede ser empleado por los educadores para identificar fortalezas y áreas de mejora en la autoeficacia de los estudiantes, lo que les permite adaptar estrategias pedagógicas que fomenten la competencia y la confianza en sí mismos en diversas inteligencias.
- Fortalecimiento de la autoeficacia en mujeres. Los resultados destacan la importancia de reforzar la autoeficacia en áreas donde las mujeres manifiestan menor autovaloración. Esto sugiere la implementación de programas de mentoría y empoderamiento, aspectos clave al diseñar políticas educativas dirigidas a reducir las disparidades de género en logros académicos y elecciones profesionales.
- Perspectivas futuras. Contar con un inventario válido para evaluar la autoeficacia en el contexto de las inteligencias múltiples puede influir en estudios futuros sobre cómo los factores sociales y culturales inciden en las diferencias de autoeficacia. Además, permite explorar la relación que la autoeficacia puede tener en el rendimiento académico y el bienestar emocional de los estudiantes.

Introducción

En el contexto actual de la educación secundaria, la noción de autoeficacia adquiere una relevancia fundamental al abordar las inteligencias múltiples. La teoría propuesta por Gardner (1994), reconoce la diversidad de habilidades cognitivas y destrezas que poseen los individuos. En este marco, la autoeficacia, concepto acuñado por Albert Bandura (1997), se presenta como un elemento crucial para potenciar el rendimiento académico y el desarrollo integral de los estudiantes. La capacidad de percibir y confiar en las propias habilidades influye directamente en el afrontamiento de desafíos y la toma de decisiones (Pereyra et al., 2018), aspectos esenciales en el proceso educativo.

En efecto, Bandura (1997) sugiere que la autoeficacia para las inteligencias múltiples está estrechamente vinculada a los estudiantes y ejerce una influencia significativa en su desarrollo académico. Esto debido a que cuando los estudiantes creen en su capacidad para utilizar y desarrollar sus diferentes talentos están más motivados, comprometidos y tienen un mejor desempeño en tareas relacionadas con esas inteligencias. De igual forma, Pérez et al. (2003) llegaron a conclusiones similares al encontrar que la autoeficacia en las inteligencias múltiples fomenta la perseverancia frente a los obstáculos y fracasos, lo que a su vez promueve un aprendizaje integral y significativo. Así mismo, Arandia et al. (2014) resaltaron la importancia de la mentalidad de crecimiento en relación con la autoeficacia, argumentando que creer en la capacidad de desarrollar y mejorar las habilidades en diferentes áreas es fundamental para el desarrollo académico de los estudiantes. En conjunto, estos autores respaldan la idea de que la autoeficacia en las inteligencias múltiples influye de manera positiva en los estudiantes, los motiva a explorar y desarrollar sus talentos, así como a enfrentar desafíos con perseverancia y resiliencia.

En ese sentido, con el presente estudio se pretende garantizar la equivalencia conceptual y lingüística del Inventario de Autoeficacia para las Inteligencias Múltiples-Revisado (IAMI-R), tomando como referencia a las ciudades de Chiclayo y Cajamarca, en Perú, toda vez que en la literatura no se han encontrado evidencias de su adaptación en estas regiones. Si bien Aliaga et al. (2018) revisaron las propiedades psicométricas del instrumento en la ciudad de Lima, Perú, solo se tomaron muestras de colegios nacionales, lo que limitaría su alcance, considerando que se ha demostrado que la autoeficacia relacionada a contextos educativos puede variar según los tipos de estudiantes y características institucionales (Multon et al., 1991). Asimismo, en ese estudio se incluyeron varios errores correlacionados producto del contenido de los ítems. En este caso, se frasearon los ítems para reducir tal situación.

Por tanto, en el presente trabajo el proceso comprendió las siguientes etapas: adaptación de sus ítems, realización de una prueba piloto, evaluación de la validez y confiabilidad del instrumento y el análisis de las diferencias según género. De esta manera, los resultados dieron lugar a la validación de una herramienta para evaluar la autoeficacia en relación con las inteligencias múltiples.

Fundamentación teórica

La autoeficacia, según la definición de Bandura (1997), se describe como los pensamientos de una persona acerca de su capacidad para planificar y llevar a cabo las acciones requeridas para alcanzar metas específicas. La influencia ejercida por estas variables puede manifestarse en una variedad de eventos o contextos, estos abarcan desde procesos cognitivos y cambios en el entorno físico hasta estados emocionales y la autorregulación de la motivación. De hecho, para evaluar la creencia de eficacia, todos los individuos adquieren información de cuatro fuentes primarias: la experiencia de dominio, la experiencia vicaria, la persuasión verbal y los estados emocionales y psicológicos (Bhati & Sethy, 2022).

En efecto, la teoría de la autoeficacia sugiere que las personas obtienen información sobre su capacidad evaluando sus logros personales, observando a otros, recibiendo mensajes persuasivos y evidenciando sensaciones fisiológicas donde las acciones propias proporcionan las mejores referencias para evaluarla. Los éxitos fortalecen la autoeficacia, mientras que los fracasos la debilitan; aunque una vez establecido un sentido sólido de autoeficacia, un fracaso puede tener un impacto limitado (Bandura, 1986).

De hecho, se ha ampliado el estudio de esta variable y se ha demostrado su influencia en los métodos académicos empleados y la motivación (Bandura, 2006; Ruiz, 2005). Además, se ha observado que puede potenciar la satisfacción y el logro académico (Doménech-Betoret et al., 2017; Robbins et al., 2004), estimula la creatividad de los estudiantes (Zarza-Alzugaray et al., 2018), mejora el compromiso académico y reduce las tasas de deserción (Meng & Zhang, 2023).

Así mismo, las creencias de autoeficacia, en general, conducen al rendimiento excelente de los individuos mediante el aumento del compromiso, el esfuerzo y la perseverancia (Multon et al., 1991; Shoflah et al., 2023). Ciertamente, un estudio metaanalítico demostró que existen relaciones moderadas entre las metas académicas, la autoeficacia académica y las habilidades académicas. Además, los mejores predictores para los promedios ponderados de estudiantes fueron la autoeficacia académica y la motivación de logro (Robbins et al., 2004). Por otro lado, los estudiantes con altos niveles de autoeficacia atribuyen sus fracasos al poco esfuerzo en lugar de a una falta de capacidad, mientras que los que tienen baja autoeficacia atribuyen sus fracasos a que son poco capaces (Asghar et al., 2020).

Se ha encontrado evidencia también de que los estudiantes varones perciben mayor autoeficacia en matemáticas y ciencias que las mujeres (Ajeng et al., 2020; Mamnoun et al., 2023). Esto fue corroborado también por Robinson et al. (2020), quienes reportaron que las mujeres perciben una autoeficacia académica menor, a pesar de tener niveles similares de logros y resultados previos. No obstante, en Nigeria, no se encontraron diferencias significativas en la autoeficacia académica según sexo (Baji, 2020).

A pesar de todo lo señalado, es relevante considerar que una alta autoeficacia no producirá un desempeño competente cuando se carezca de las habilidades requeridas (Schunk, 1991); es decir, la creencia en uno mismo no es suficiente si no se poseen las habilidades prácticas o conocimientos fundamentales necesarios para respaldar esa confianza. En ese sentido se fundamenta la importancia de asociar la autoeficacia con las inteligencias múltiples, toda vez que el funcionamiento de la habilidad

depende del funcionamiento de la creencia de eficacia y viceversa (Bhati & Sethy, 2022); además de que estas creencias no son una disposición única, sino que son multidimensionales en su forma y difieren en función del dominio del funcionamiento (Zimmerman, 2000).

Ahora bien, sobre el constructo inteligencia, Pérez et al. (2003) sugiere que su concepto desde tiempos antiguos se concibió como una facultad que expresa la cognición humana, siendo entendido como el correcto uso de las habilidades y capacidades para resolver problemas cotidianos. Por otra parte, Velásquez (2012) argumenta que la inteligencia se refiere a la capacidad potencial del desarrollo cognitivo de un individuo cuando se enfrenta a situaciones novedosas. En otras palabras, implica la habilidad para adquirir nuevos hábitos, conocimientos y destrezas necesarios para resolver problemas inéditos, ya sea mediante la absorción del entorno o la creación de respuestas propias. La inteligencia, en este contexto, se considera también como un constructo con elementos comunes a la personalidad, donde se influyen mutuamente (Maureira, 2018).

A lo largo del tiempo se ha planteado la pregunta del origen de esta capacidad; sin embargo, tanto su definición y origen varían dependiendo de las perspectivas que se le enfoquen, sean psicológicas, biológicas y operativas (Suárez et al., 2010).

Gardner (1994), con su teoría de inteligencias múltiples, propone una diversidad de inteligencias que están relacionadas, pero son relativamente autónomas entre sí. Identifica ocho inteligencias distintas: lingüística, lógico-matemática, espacial, musical, corporal-kinestésica, interpersonal, intrapersonal y naturalista. Cada inteligencia implica habilidades y capacidades cognitivas diferentes, y se cree que las personas tienen diferentes combinaciones y niveles de estas inteligencias. El desarrollo de cada inteligencia puede ser fomentado a través de la educación y la práctica, lo que puede contribuir a un servicio educativo más individualizado y efectivo para los estudiantes.

Se propuso evaluar cada forma de inteligencia mediante un conjunto de criterios derivados de diferentes disciplinas, como la biología, el análisis lógico, la investigación psicológica y la psicología del desarrollo. A partir de este enfoque, solo aquellas habilidades que cumplan con la mayoría de estos criterios podrán ser consideradas como "inteligencias", lo que configura un total de ocho (Gardner, 1999).

En cada dominio, se presenta una modalidad específica de competencia junto con un método particular para adquirir conocimiento: La inteligencia lingüística se relaciona con la habilidad para emplear el lenguaje de manera eficaz, tanto en la comunicación oral como escrita. La inteligencia musical abarca la capacidad de percibir, diferenciar, modificar y manifestar formas musicales. La inteligencia lógico-matemática se distingue por la capacidad de pensar de manera lógica y utilizar números de manera adecuada. La inteligencia espacial, por su parte, implica una percepción precisa del entorno visual y espacial, así como la capacidad para ejecutar transformaciones que se basen en esas percepciones. La inteligencia cinestésica-corporal comprende la capacidad de utilizar el cuerpo para expresar ideas y emociones, así como la destreza para manipular y transformar objetos manualmente. En cuanto a la inteligencia intrapersonal, se refiere a la habilidad de actuar de manera adaptativa en función del autoconocimiento. En contraposición, la inteligencia interpersonal engloba habilidades para discernir y comprender los sentimientos, intenciones, motivaciones y estados de ánimo de otras personas. Finalmente, la inteligencia naturalista se refiere a la habilidad de examinar, reconocer y categorizar elementos presentes en el entorno natural (Gardner, 1999).

Es así que, Pérez et al. (2003) construyeron, con base en el modelo de Gardner, el Inventario de Autoeficacia para Inteligencias Múltiples (IAMI) compuesto por 69 ítems para ser utilizado con fines de orientación vocacional, con ocho escalas destinadas a adolescentes argentinos que cursaban los dos últimos años de educación media. Posteriormente, Pérez y Cupani (2008) publicaron una versión actualizada del mismo instrumento (IAMI-R), pero ahora con 48 ítems y su propósito, al igual que en la versión anterior, es evaluar la autoeficacia en el ámbito académico, específicamente en actividades relacionadas con la teoría de las inteligencias múltiples. En ambas versiones se encontraron propiedades de estructura interna, con análisis factorial exploratorio, y confirmatorio, y confiabilidad, a través del coeficiente alfa.

Así mismo, Arandia et al. (2014) aplicaron el IAMI-R en estudiantes bolivianos de tercero y cuarto grado de secundaria y encontraron que el instrumento construido a partir de las inteligencias múltiples y la autoeficacia demostró confiabilidad, a través de consistencia interna y validez tanto de constructo como de criterio, lo que representó una contribución al campo de la psicometría aplicada al proceso de orientación vocacional. De igual manera, Aliaga et al. (2018) evaluaron la validez y confiabilidad del IAMI-R en estudiantes peruanos que cursaban quinto año de secundaria, y confirmaron que el instrumento es adecuado para evaluar la autoeficacia asociada a las inteligencias múltiples. Por su parte, Navarro et al. (2018) validaron este instrumento en una muestra de estudiantes chilenos. Estos estudios respaldan la utilidad y solidez psicométrica del IAMI-R como una herramienta válida y confiable para evaluar la autoeficacia en relación con las inteligencias múltiples en diferentes contextos, tanto en el ámbito educativo como en el de la orientación vocacional.

No obstante, es necesario mencionar que la teoría de las inteligencias múltiples ha recibido diversas críticas aun en tiempos recientes (Blanchette Sarrasin et al., 2019; Rousseau, 2020), debido a que algunos autores sostienen que tal constructo no ha podido demostrarse sobre una base neurocientífica. En tal sentido, el aporte de Waterhouse (2023) podría resultar clarificador, donde sostiene tres líneas de evidencia que socavan a esa teoría: no hay medidas estándar para cada inteligencia, no se ha logrado demostrar sólidamente la independencia de las inteligencias y no hay estudios empíricos sobre las bases cerebrales de las inteligencias múltiples.

A pesar de lo anterior, Cejudo et al. (2017) argumentan que la falta sustancial de respaldo empírico a la teoría de las inteligencias múltiples se atribuye en gran medida a la escasa disponibilidad de instrumentos de evaluación fiables y válidos, lo que genera insatisfacción entre los profesionales e investigadores en psicología y educación que se centran en esta teoría. De hecho, Pérez y Beltrán (2006) expresaron abiertamente la necesidad de disponer al menos una serie de instrumentos que permitan identificar y evaluar las distintas inteligencias propuestas por Gardner.

En ese sentido, los objetivos de este estudio son determinar las evidencias de validez basada en la estructura interna y la confiabilidad del IAMI-R. Adicionalmente, se analizaron las diferencias según género.

Metodología

Diseño

Estudio instrumental, direccionado a la constatación de las cualidades psicométricas de un instrumento de medición (Ato et al., 2013).

Participantes

Se trabajó con 486 estudiantes de instituciones educativas (44.03 % varones y 55.97 % mujeres), tanto públicas (64.4 %) y privadas (35.6 %), de las regiones de Chiclayo (65.43 %) y Cajamarca (34.57 %), Perú, que cursan el quinto año de secundaria de educación básica regular, tal como lo recomienda el estudio original de Pérez y Cupani (2008), con edades comprendidas entre los 15 a 17 años ($M = 16.23$; $DE = .62$), bajo un muestreo no probabilístico por conveniencia, a través de un formulario virtual (Google Forms) y un código QR distribuido a través de las redes sociales. Se excluyeron a 46 participantes que señalaron ser mayores de edad, cursar un grado diferente a quinto de secundaria o provenir de una institución educativa no peruana.

Instrumento

Inventario de Autoeficacia para las Inteligencias Múltiples Revisado (IAMI-R). Inicialmente, fue publicado por Pérez y Cupani (2008), hay una versión nueva del IAMI (Pérez et al., 2003), construida para ser empleada en el proceso de orientación vocacional de estudiantes que cursan el último año de educación básica, cuyos resultados, mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio, así como sus índices de confiabilidad, fueron aceptables. Este instrumento tiene como objetivo valorar la autoconfianza o autoeficacia en el desarrollo de actividades académicas asociadas con la teoría de las inteligencias múltiples. El IAMI-R consta de 8 escalas que representan cada tipo de inteligencia, de acuerdo con la teoría de Gardner, y contiene un total de 48 ítems, 6 por cada escala. Utiliza una escala que va del 1 al 10, en la cual se solicita al examinado evaluar su nivel de confianza en su habilidad para desempeñarse en cada una de las áreas de la teoría de las inteligencias múltiples, significando 1 (*nada*

seguro de poder realizar esta actividad) y 10 (*totalmente seguro de poder realizar correctamente esta actividad*). Su estructura interna fue verificada con análisis factorial exploratorio mediante máxima probabilidad con rotación promax, se extrajeron ocho factores que explicaron el 57.5 % de la varianza. La confiabilidad se trabajó con el coeficiente alfa y se obtuvieron valores adecuados.

Procedimiento

Inicialmente, se realizó la prueba piloto en 30 estudiantes con las características descritas en el apartado de Participantes, donde se detectaron confusiones respecto a puntuar con una escala tan amplia (1-10), considerando también que el instrumento es relativamente extenso. También se recogieron opiniones acerca de que la redacción original de los ítems no era comprendida por varios participantes. Esto conllevó a la reducción de la escala a un rango del 1 al 5 y a la adaptación de algunos ítems para asegurar que mantuvieran su significado original, cuyo fraseo y estructura final puede solicitarse al correo del autor de correspondencia, sin costo alguno. Posteriormente, se aplicó el IAMI-R distribuyéndose mediante redes sociales, se administró de forma virtual mediante Google Forms. Se tuvieron en cuenta elementos esenciales de los principios éticos de los psicólogos y el código de conducta de la Asociación Psicológica Americana (APA, 2017). Antes de que los participantes respondieran a los ítems, se les presentó el consentimiento informado a través de un ítem específico, solicitando su aceptación y enfatizando que su participación era voluntaria. Además, se les aseguró la confidencialidad de la información proporcionada. De igual forma, se ha otorgado el debido crédito a cada autor que fue utilizado como fuente de información.

Análisis de datos

Se empezó reportando los estadísticos descriptivos univariados de los ítems. Además, se verificó la normalidad multivariada mediante el coeficiente de Mardia (1970). Para el análisis factorial confirmatorio (AFC), se ejecutó con el estimador robusto Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted (WLSMV), teniendo en cuenta el uso de la matriz de correlaciones policóricas y por ser pertinente dada la naturaleza ordinal de las variables (Kline, 2023). Se consideraron los índices de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR). Para asumir un buen ajuste del modelo, se verificaron valores $CFI > .95$, $TLI > .95$, $RMSEA < .08$ y $SRMR < .05$ (Whittaker & Schumacker, 2022). La confiabilidad fue evidenciada mediante el coeficiente omega con intervalos de confianza al 95 % (IC 95 %).

Se verificaron adicionalmente las diferencias según género en las dimensiones del IAMI-R a través de la prueba *t* de Welch, demostrada su efectividad en análisis de datos con tamaños de grupos y varianzas desiguales además de desviaciones de la normalidad (West, 2021). Se incluyeron también medidas de tamaño de efecto para cuantificar la magnitud de las diferencias (Domínguez-Lara, 2017).

Estos análisis fueron llevados a cabo en el software R con su interfaz RStudio versión 2023.06.0, utilizando las paqueterías *lavaan* versión 0.6-16 (Rosseel et al., 2023), *psych* versión 2.3.6 (Revelle, 2023), *MVN* versión 5.9 (Korkmaz et al., 2014) y JASP.

Resultados

Estadísticos descriptivos

Mediante el análisis descriptivo univariado de los ítems (Tabla 1), se comprobó que cuentan con indicadores de asimetría y curtosis adecuados, dentro del rango ± 1.5 (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Por otro lado, a través del coeficiente de Mardia, cuyo valor fue de 75.46 ($p < .001$), se comprobó que los datos no siguen el supuesto de normalidad multivariada siempre que el punto de corte para asumirlo son valores inferiores a 70 (Rodríguez & Ruiz, 2008).

Tabla 1*Estadísticos descriptivos de los ítems del IAMI-R*

| Ítems | <i>M</i> | <i>DE</i> | <i>g1</i> | <i>g2</i> | Ítems | <i>M</i> | <i>DE</i> | <i>g1</i> | <i>g2</i> |
|-------|----------|-----------|-----------|-----------|-------|----------|-----------|-----------|-----------|
| 1 | 3.30 | .69 | -.62 | -.19 | 25 | 3.28 | .74 | -.81 | .21 |
| 2 | 3.10 | .75 | -.26 | -.92 | 26 | 3.14 | .84 | -.62 | -.48 |
| 3 | 3.22 | .72 | -.55 | -.28 | 27 | 3.06 | .89 | -.64 | -.42 |
| 4 | 3.15 | .72 | -.39 | -.46 | 28 | 3.36 | .73 | -.90 | .19 |
| 5 | 3.14 | .74 | -.35 | -.75 | 29 | 3.23 | .79 | -.69 | -.33 |
| 6 | 3.19 | .73 | -.43 | -.63 | 30 | 3.07 | .87 | -.54 | -.63 |
| 7 | 2.97 | .87 | -.37 | -.76 | 31 | 3.23 | .72 | -.56 | -.22 |
| 8 | 3.12 | .84 | -.58 | -.52 | 32 | 3.02 | .81 | -.42 | -.50 |
| 9 | 3.07 | .82 | -.44 | -.66 | 33 | 3.07 | .80 | -.44 | -.51 |
| 10 | 3.05 | .84 | -.50 | -.50 | 34 | 3.12 | .83 | -.54 | -.56 |
| 11 | 3.24 | .80 | -.80 | .00 | 35 | 3.17 | .72 | -.56 | .04 |
| 12 | 3.13 | .82 | -.54 | -.55 | 36 | 3.13 | .79 | -.64 | -.06 |
| 13 | 2.78 | .97 | -.29 | -.95 | 37 | 2.78 | .93 | -.24 | -.88 |
| 14 | 2.61 | .99 | -.09 | -1.05 | 38 | 2.72 | .95 | -.18 | -.94 |
| 15 | 2.52 | 1.06 | -.03 | -1.23 | 39 | 2.75 | .99 | -.21 | -1.05 |
| 16 | 2.45 | 1.09 | .02 | -1.31 | 40 | 2.70 | .93 | -.15 | -.88 |
| 17 | 2.49 | 1.09 | .02 | -1.29 | 41 | 2.96 | .85 | -.43 | -.55 |
| 18 | 2.63 | 1.04 | -.20 | -1.14 | 42 | 2.79 | .93 | -.25 | -.87 |
| 19 | 3.21 | .80 | -.78 | .00 | 43 | 2.74 | .95 | -.18 | -.95 |
| 20 | 3.17 | .79 | -.63 | -.20 | 44 | 2.67 | .97 | -.11 | -1.00 |
| 21 | 3.06 | .89 | -.59 | -.54 | 45 | 3.11 | .86 | -.69 | -.25 |
| 22 | 3.18 | .80 | -.58 | -.56 | 46 | 2.93 | .88 | -.50 | -.44 |
| 23 | 3.25 | .78 | -.77 | -.02 | 47 | 2.79 | .94 | -.33 | -.80 |
| 24 | 3.22 | .77 | -.78 | .16 | 48 | 3.10 | .75 | -.52 | -.04 |

Nota. *M*: Media; *DE*: Desviación estándar; *g1*: Asimetría; *g2*: Curtosis.

Correlaciones policóricas

Se calculó la matriz de correlaciones policóricas de los ítems cuando es recomendable su verificación al analizar datos con opciones de respuesta politómica para posteriormente ejecutar AFC y confirmar la estructura interna de un instrumento de medida (Freiberg et al., 2013). Los valores oscilaron entre .36 a .80.

Análisis factorial confirmatorio

Se probó el modelo de ocho factores correlacionados y se reportaron adecuados índices de ajuste: $X^2(1052) = 1786.25, p < .001, CFI = .96, TLI = .96, RMSEA [IC 90\%] = .04 [.035-.041]$ y $SRMR = .05$. En la Tabla 2, se visualizan los pesos factoriales de los ítems con relación a la estructura propuesta.

Tabla 2*Pesos factoriales estandarizados para los ítems del IAMI-R*

| Ítems | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 | F6 | F7 | F8 |
|-------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| 1 | .70 | | | | | | | |
| 2 | .71 | | | | | | | |
| 3 | .65 | | | | | | | |
| 4 | .76 | | | | | | | |
| 5 | .80 | | | | | | | |
| 6 | .77 | | | | | | | |
| 7 | | .74 | | | | | | |
| 8 | | .85 | | | | | | |
| 9 | | .85 | | | | | | |
| 10 | | .83 | | | | | | |
| 11 | | .85 | | | | | | |
| 12 | | .84 | | | | | | |
| 13 | | | .80 | | | | | |
| 14 | | | .82 | | | | | |
| 15 | | | .85 | | | | | |
| 16 | | | .90 | | | | | |
| 17 | | | .84 | | | | | |
| 18 | | | .84 | | | | | |
| 19 | | | | .72 | | | | |
| 20 | | | | .73 | | | | |
| 21 | | | | .77 | | | | |
| 22 | | | | .83 | | | | |
| 23 | | | | .78 | | | | |
| 24 | | | | .83 | | | | |
| 25 | | | | | .56 | | | |
| 26 | | | | | .73 | | | |
| 27 | | | | | .79 | | | |
| 28 | | | | | .68 | | | |
| 29 | | | | | .79 | | | |
| 30 | | | | | .80 | | | |
| 31 | | | | | | .66 | | |
| 32 | | | | | | .76 | | |
| 33 | | | | | | .81 | | |
| 34 | | | | | | .81 | | |
| 35 | | | | | | .76 | | |
| 36 | | | | | | .81 | | |
| 37 | | | | | | | .84 | |
| 38 | | | | | | | .90 | |
| 39 | | | | | | | .84 | |
| 40 | | | | | | | .83 | |
| 41 | | | | | | | .78 | |
| 42 | | | | | | | .79 | |
| 43 | | | | | | | | .73 |
| 44 | | | | | | | | .73 |
| 45 | | | | | | | | .69 |
| 46 | | | | | | | | .76 |
| 47 | | | | | | | | .78 |
| 48 | | | | | | | | .81 |

Nota. F1: I. Lingüística; F2: I. Lógico Matemática; F3: I. Musical; F4: I. Cinestésico Corporal; F5: I. Interpersonal; F6: I. Intrapersonal; F7: I. Espacial; F8: I. Naturalista.

Las correlaciones entre los factores se muestran en la Tabla 3 y son superiores a .20.

Tabla 3

Correlaciones entre los factores del IAMI-R

| | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 | F6 | F7 | F8 |
|----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|----|
| F1 | - | | | | | | | |
| F2 | .57 | - | | | | | | |
| F3 | .29 | .27 | - | | | | | |
| F4 | .27 | .24 | .26 | - | | | | |
| F5 | .48 | .33 | .27 | .47 | - | | | |
| F6 | .52 | .39 | .33 | .38 | .71 | - | | |
| F7 | .37 | .40 | .44 | .23 | .31 | .46 | - | |
| F8 | .52 | .34 | .37 | .31 | .35 | .47 | .50 | - |

Nota. F1: I. Lingüística; F2: I. Lógico Matemática; F3: I. Musical; F4: I. Cinestésico Corporal; F5: I. Interpersonal; F6: I. Intrapersonal; F7: I. Espacial; F8: I. Naturalista. Todos los coeficientes son estadísticamente significativos ($p < .001$).

Confiabilidad

La confiabilidad se verificó mediante el coeficiente omega (Tabla 4) y se encontraron valores adecuados.

Tabla 4

Índices de confiabilidad para los ocho factores de la IAMI-R

| Factores | ω [IC 95 %] |
|-------------------------|--------------------------------------|
| I. Lingüística | .82 [.80-.85] |
| I. Lógico Matemática | .89 [.88-.91] |
| I. Musical | .91 [.90-.92] |
| I. Cinestésico Corporal | .86 [.84-.88] |
| I. Interpersonal | .83 [.80-.85] |
| I. Intrapersonal | .86 [.84-.88] |
| I. Espacial | .90 [.89-.91] |
| I. Naturalista | .84 [.82-.86] |

Diferencias según género

Se encontraron diferencias estadísticamente significativas ($p < .05$) en la percepción de autoeficacia para las inteligencias lógico-matemática, cinestésico corporal, interpersonal, intrapersonal y espacial; todas se posicionaron en el género masculino. Por otro lado, el tamaño de efecto fue pequeño ($d < .50$), es decir, a pesar de que las diferencias fueron estadísticamente significativas, su magnitud no ha sido tan elevada. No obstante, cabe destacar que la diferencia en la autoeficacia referida a la inteligencia lógico-matemática, se encontró muy cercana al nivel moderado.

Tabla 5*Diferencias según género en las dimensiones del IAMI-R*

| Dimensiones | Género | M | t_w (gl) | p | d |
|----------------------|-----------|-------|---------------|-------|-------|
| Lingüística | Femenino | 18.86 | -1.83 (476.4) | .068 | -.166 |
| | Masculino | 19.39 | | | |
| Lógico-matemática | Femenino | 17.76 | -5.25 (477.4) | <.001 | -.476 |
| | Masculino | 19.62 | | | |
| Musical | Femenino | 15.24 | -1.31 (419.4) | .259 | -.104 |
| | Masculino | 15.79 | | | |
| Cinestésico corporal | Femenino | 18.53 | -3.91 (474.7) | <.001 | -.356 |
| | Masculino | 19.82 | | | |
| Interpersonal | Femenino | 18.86 | -2.02 (472.2) | .044 | -.183 |
| | Masculino | 19.51 | | | |
| Intrapersonal | Femenino | 18.32 | -2.96 (480.9) | .003 | -.268 |
| | Masculino | 19.25 | | | |
| Espacial | Femenino | 16.16 | -2.96 (460.7) | .003 | -.270 |
| | Masculino | 17.83 | | | |
| Naturalista | Femenino | 17.18 | -.92 (449.9) | .361 | -.084 |
| | Masculino | 17.52 | | | |

Nota. M: Media; t_w : t de Welch; d: d de Cohen.

Discusión

Autoeficacia e inteligencias múltiples son dos constructos distintos que podría pensarse que son independientes. El primero hace referencia a los pensamientos sobre la capacidad para lograr un objetivo (Bandura, 1997), mientras que las inteligencias múltiples hace referencia a un concepto propuesto por Gardner (1994) que sostiene que la capacidad cognitiva humana no puede ser encapsulada por un solo tipo de inteligencia, sino que se distribuye en varias capacidades independientes que operan de manera autónoma. En ese contexto, la evidencia demuestra la importancia del vínculo de la autoeficacia con las inteligencias múltiples, ya que la efectividad en el desempeño de una habilidad depende de la confianza personal en la capacidad para llevarla a cabo con éxito y viceversa (Bhati & Sethy, 2022). Además, estas creencias no son uniformes, sino que exhiben una naturaleza multidimensional que varía según el dominio específico de funcionamiento (Zimmerman, 2000).

Así mismo, con la propuesta de Gardner sobre las inteligencias múltiples, se abrió paso a una nueva percepción de la orientación vocacional. Los test de orientación vocacional, que siguen siendo ampliamente utilizados en la actualidad, miden los intereses de estudio de los evaluados. Sin embargo, no contemplan la competencia de estos en sus áreas de interés, lo que resultaría poco práctico considerando su importancia debido a que las personas adquieren información sobre su capacidad mediante la evaluación de sus propios logros, la observación de modelos externos, la recepción de mensajes persuasivos y la interpretación de señales fisiológicas, siendo sus propias acciones la fuente más fiable para este proceso evaluativo (Bandura, 1986).

Es así como Pérez et al. (2003), guiándose por los marcos conceptuales de la teoría de Gardner (1994) y Bandura (1986), crean el IAMI, un instrumento que pudo contemplar algo más allá de los intereses del evaluado, es decir, su confianza en tareas específicas. No es hasta el 2008 que el

instrumento es revisado y validado para su uso en estudiantes que cursan el nivel secundario. Es por ello que se analizaron la validez y confiabilidad para su aplicación complementaria en estudiantes de quinto de secundaria, ya sea en escuelas privadas o públicas en el contexto peruano, específicamente en las regiones de Chiclayo y Cajamarca, en concordancia con el procedimiento sugerido por los autores originales de la prueba.

Las propiedades psicométricas encontradas en este estudio son favorables, debido a que sus parámetros se encuentran dentro de lo esperado. En efecto, se mantiene la estructura de ocho factores correlacionados, con cargas factoriales elevadas en cada ítem. Estos hallazgos concuerdan con la estructura interna de ocho dimensiones que contempla el estudio original de Pérez y Cupani (2008) en Argentina, así como con los datos obtenidos diez años después en los estudios de Aliaga et al. (2018) en Perú, y Navarro et al. (2018) en Chile, con la salvedad de que los autores chilenos redujeron el inventario de 48 a 42 ítems, pero manteniendo la estructura de ocho factores.

Por otra parte, los hallazgos con relación a las diferencias según género en la autoeficacia para las inteligencias múltiples concuerdan con diversos estudios (Ajeng et al., 2020; Mamnoun et al., 2023; Robinson et al., 2020), en el sentido de que los varones se autoperceben con más capacidades lógico-matemáticas que las mujeres. No obstante, el panorama fue distinto en Nigeria, donde no hubo diferencias significativas entre hombres y mujeres (Baji, 2020).

Es importante destacar que, aunque Aliaga et al. (2018) examinaron las características psicométricas del instrumento en Lima, Perú, su estudio se centró exclusivamente en muestras de colegios nacionales, lo cual restringe su alcance. La literatura ha indicado que la autoeficacia en contextos educativos puede variar significativamente según los tipos de estudiantes y las características específicas de las instituciones (Multon et al., 1991). Además, reportaron varios problemas correlacionados debido al contenido de los ítems. En el presente estudio, se han reformulado los ítems para mitigar esta situación.

En este contexto, es recomendable emplear el inventario de autoeficacia como un complemento de un test de orientación vocacional, en lugar de utilizarlo de forma independiente (Pérez & Medrano, 2007). Esto se debe a que, para tomar una decisión acertada en cuanto a la elección de una carrera profesional, no es suficiente con conocer las habilidades e identificar las mayores áreas de interés. Este estudio contribuye al campo profesional de la psicología educativa, dado que las aplicaciones del IAMI-R no se limitan exclusivamente a la orientación y el asesoramiento vocacional, sino que también se puede utilizar de manera específica para analizar las fortalezas y debilidades que los evaluados perciben en sí mismos. De igual manera, los resultados obtenidos a través del IAMI-R pueden ser utilizados para desarrollar programas de intervención destinados a mejorar aquellas competencias que se identifiquen como deficientes en determinados grupos de personas. No obstante, Aliaga et al. (2018) sugieren ampliar la aplicación del IAMI-R más allá del ámbito de la orientación vocacional para ser utilizado en otros contextos no educativos.

A pesar de las fortalezas del instrumento reportadas en este estudio, es pertinente hacer mención de las limitaciones que posee, toda vez que se utilizó un muestreo no probabilístico y la aplicación fue por medios virtuales, pudiendo comprometer su validez externa y originar sesgos de selección, lo que conlleva a no poder afirmar la generalización de los resultados en contextos y participantes con similares características. En ese sentido, se recomienda que en futuros estudios instrumentales con este inventario puedan seleccionarse participantes bajo criterios probabilísticos y en condiciones de aplicación presencial, además de complementar con otras fuentes de validez (relación con otras variables, por ejemplo), así como análisis de invarianza factorial (Domínguez-Lara & Merino-Soto, 2019).

Conclusiones

La presente investigación subraya la pertinencia y utilidad de contar con instrumentos de medición de la autoeficacia para las inteligencias múltiples, a pesar de las críticas que puedan surgir en relación con esta perspectiva.

La evaluación precisa de la autoeficacia en contextos educativos, específicamente alineada con las diversas dimensiones de las inteligencias múltiples, emerge como una herramienta esencial para comprender y potenciar las habilidades cognitivas y emocionales de los estudiantes. A través de la implementación de instrumentos rigurosos y validados, se favorece una evaluación más completa y

precisa de la capacidad percibida de los adolescentes para enfrentar desafíos específicos en las distintas áreas de inteligencia.

Esta aproximación, fundamentada en la integración de la teoría de las inteligencias múltiples y la medición precisa de la autoeficacia ofrece una perspectiva enriquecedora y contextualizada para informar estrategias pedagógicas y prácticas educativas, respaldando así la relevancia continua de la investigación en este campo.

Se detectaron diferencias significativas en la percepción de autoeficacia para las inteligencias lógico-matemática, cinestésico corporal, interpersonal, intrapersonal y espacial, donde los varones se autovaloran con más capacidad que las mujeres.

Se concluye que el IAMI-R posee evidencias de validez y confiabilidad pertinentes, lo que garantiza una correcta medición de la autoeficacia para las inteligencias múltiples en estudiantes de quinto grado de secundaria de educación básica de las regiones de Chiclayo y Cajamarca, Perú.

Referencias

- Ajeng, H., Winarni, R., & Yamtinah, S. (2020). Self-Efficacy in Scientific Literacy Student Ability Based on Gender. *Atlantis Press*, 727-734. <https://doi.org/10.2991/assehr.k.200129.091>
- Aliaga, J., Ponce, C., & Salas, E. (2018). Análisis psicométrico del Inventario de Autoeficacia para las Inteligencias Múltiples-Revisado (IAMI-R) en estudiantes peruanos de nivel secundario. *Propósitos y Representaciones*, 6(2), 63-124. <http://dx.doi.org/10.20511/pyr2018.v6n2.249>
- American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct* (2002, enmendado con vigencia a partir del 1 de junio de 2010 y el 1 de enero de 2017). <http://www.apa.org/ethics/code/index.html>
- Arandia, M., Llanos, E., Romero, L., Salinas, P. y Contreras, R. (2014). *Validación del inventario de autoeficacia para inteligencias múltiples (IAMI) en estudiantes de tercero y cuarto de secundaria de la ciudad de Sucre, con fines de orientación vocacional* (1ª ed.). Ecorfan. <https://www.ecorfan.org/bolivia/handbooks/ciencias%20sociales%20I/Articulo%2030.pdf>
- Asghar, A., Shateri, K., Amini, M. & Shokrpour, N. (2020). Relationships between academic self-efficacy, learning-related emotions, and metacognitive learning strategies with academic performance in medical students: a structural equation model. *BMC Medical Education*, 20, 76. <https://doi.org/10.1186/s12909-020-01995-9>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Baji, M. (2020). Analysis of gender difference in academic self-efficacy and achievements among senior secondary school students in niger state, Nigeria. *PEOPLE: International Journal of Social Sciences*, 5(3), 659-675. <https://doi.org/10.20319/pijss.2020.53.659675>
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Prentice-Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-Efficacy: The Exercise of Control*. Worth Publishers.
- Bandura, A. (2006). Guide for constructing self-efficacy scales. En F. Pajares & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (Vol. 5, pp. 307-337). Information Age Publishing.
- Bhati, K., & Sethy, T. (2022). Self-Efficacy: Theory to Educational Practice. *International Journal of Indian Psychology*, 10(1), 1123-1128. <https://ijip.in/articles/self-efficacy-theory-to-educational-practice/>
- Blanchette Sarrasin, J., Riopel, M. & Masson, S. (2019), Neuromyths and Their Origin Among Teachers in Quebec. *Mind, Brain, and Education*, 13, 100-109. <https://doi.org/10.1111/mbe.12193>
- Cejudo, J., Losada, L. & Pérez, J. (2017). Inteligencias múltiples y su relación con inteligencias cognitiva y emocional en adolescentes. *Universitas Psychologica*, 16(3). <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy16-3.imri>
- Doménech-Betoret, F., Abellán-Roselló, L. y Gómez-Artiga, A. (2017). Self-Efficacy, Satisfaction, and Academic Achievement: The Mediator Role of Students' Expectancy-Value Beliefs. *Frontiers In Psychology*, 8, 1193. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01193>
- Domínguez-Lara, S. (2017). Magnitud del efecto, una guía rápida. *Educación Médica*, 19(4), 250-251. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2017.06.003>
- Domínguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2019). Estimación de la magnitud del efecto en invarianza de medición. *Avaliação Psicológica*, 18(3), 328-332. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2019.1803.16248.13>
- Ferrando, J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441003.pdf>
- Freiberg, A., Stover, J., De la Iglesia, G., & Fernández, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1688-42212013000200005
- Gardner, H. (1994). *Estructura de la mente: Teoría de las inteligencias múltiples*. Fondo de Cultura Económica.

- Gardner, H. (1999). *Intelligence reframed: Multiple intelligences for the 21st century*. Basic Books.
- Kline, R. (2023). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. (5^a ed.). The Guilford Press.
- Korkmaz, S., Goksuluk, D., & Zararsiz, G. (2014). *MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality* [Software]. <https://journal.r-project.org/archive/2014-2/korkmaz-goksuluk-zararsiz.pdf>
- Mamnoun, S., Nfissi, A., & Naguim, M. (2023). Students' Perceived Academic Self-Efficacy by Gender and Subject Domain. *Journal of Gender, Culture and Society*, 3(1), 57-65. <https://doi.org/10.32996/jgcs.2023.3.1.6>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Maureira, F. (2018). Relación de la inteligencia con la personalidad, funciones ejecutivas y creatividad: Una revisión del 2000 al 2017. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 21(4), 1453-1474. <https://www.revistas.unam.mx/index.php/rep/rep/article/view/68025>
- Meng, Q., & Zhang, Q. (2023). The Influence of Academic Self-Efficacy on University Students' Academic Performance: The Mediating Effect of Academic Engagement. *Sustainability*, 15(7), 5767. <https://doi.org/10.3390/su15075767>
- Multon, K., Steven, B., & Lent, R. (1991). Relation of Self-Efficacy Beliefs to Academic Outcomes: A Meta-Analytic Investigation. *Journal of Counseling Psychology*, 38(1), 30-38. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.38.1.30>
- Navarro, G., Flores-Oyarzo, G., & González, M. (2018). Inventario de Autoeficacia para Inteligencias Múltiples Revisado (IAMIR) en una muestra de estudiantes de Concepción, Chile: Percepción de autoeficacia para los diferentes tipos de inteligencia. *Revista de Estudios y Experiencias en Educación*, 17(35). <https://doi.org/10.21703/rexe.20181735navarro3>
- Pereyra, C., Ronchieri, C., Rivas, A., Trueba, D., Mur, J. y Páez, N. (2018). Autoeficacia: Una revisión aplicada a diversas áreas de la psicología. *Ajayu Órgano de Difusión Científica del Departamento de Psicología UCSP*, 16(2), 299-325. http://www.scielo.org.bo/pdf/rap/v16n2/v16n2_a04.pdf
- Pérez, E., & Cupani, M. (2008). Validación del inventario de autoeficacia para inteligencias múltiples revisado (IAMI-R). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 40(1), 47-58. <http://www.scielo.org.co/pdf/rlps/v40n1/v40n1a04.pdf>
- Pérez, E., Beltramino, C., & Cupani, M. (2003). Inventario de Autoeficacia para Inteligencias Múltiples: Fundamentos Teóricos y Estudios Psicométricos. *Evaluar*, 3. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/article/download/606/575/2087>
- Pérez, L., & Beltrán, J. (2006). Dos décadas de "inteligencias múltiples": implicaciones para la psicología de la educación. *Papeles del Psicólogo*, 27(3), 147-164. <https://papelesdelpsicologo.es/pdf/1372.pdf>
- Pérez, R., & Medrano, L. (2007). Inventario de autoeficacia para inteligencias múltiples revisado: Un estudio de validez de criterio. *Avances en Medición*, 5, 105-114. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2981072>
- Revelle, W. (2023). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research* (R package version 2.3.6) [Software]. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Robbins, S. B., Lauver, K., Le, H., Davis, D., Langley, R., & Carlstrom, A. 2004. Do psychosocial and study skill factors predict college outcomes? A meta-analysis. *Psychological bulletin*, 130(2), 261-288. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.130.2.261>
- Robinson, K., Pérez, T., White-Levatich, A., & Linnenbrink-García, L. (2020). Gender Differences and Roles of Two Science Self-Efficacy Beliefs in Predicting Post-College Outcomes. *The Journal of Experimental Education*, 90(2), 344-363. <https://doi.org/10.1080/00220973.2020.1808944>
- Rodríguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227. <https://www.redalyc.org/pdf/169/16929206.pdf>
- Rosseel, Y., Jorgensen, T., Rockwood, N., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., Savalei, V., Merkle, E., Hallquist, M., Rhemtulla, M., Katsikatsou, M., Barendse, M., Sachrf, F., & Du, H. (2023). *lavaan: Latent Variable Analysis* Versión 0.6-16) [Software]. <https://cran.r-project.org/web/packages/lavaan/index.html>
- Rousseau, L. (2021). "Neuromyths" and Multiple Intelligences (MI) Theory: A Comment on Gardner, 2020. *Frontiers in psychology*, 12, 720706. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.720706>
- Ruiz, F. (2005). Relación entre la motivación de logro académico, la autoeficacia y la disposición para la realización de una tesis. *Persona*, 8(008), 145-170. <https://doi.org/10.26439/persona2005.n008.898>
- Schunk, D. H. (1991). Self-efficacy and academic motivation. *Educational Psychologist*, 26, 207-231. <https://doi.org/10.1207/s15326985ep2603&4.2>
- Shoflah, V., Taruna, R., & Kurnlawaty, Y. (2023). Academic Self-Efficacy as A Mediator on The Relationship Between Academic Motivation and Academic Achievement of College Students During the Online Learning Period. *International Journal of Islamic Educational Psychology*, 4(1). <https://doi.org/10.18196/ijiep.v4i1.18247>

-
- Suárez, J., Maiz, F., & Meza, M. (2010). Inteligencias múltiples: Una innovación pedagógica para potenciar el proceso enseñanza aprendizaje. *Investigación y Postgrado*, 25(1), 81-94. http://ve.scielo.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1316-00872010000100005
- Velásquez, A. (2012). Revisión histórico-conceptual del concepto de autoeficacia. *Revista Pequeño*, 2(1), 148-160. <https://revistas.ubiobio.cl/index.php/RP/article/view/1838>
- Waterhouse, L. (2023). Why multiple intelligences theory is a neuromyth. *Frontiers in Psychology*, 14, 1217288. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1217288>
- West, R. (2021). Best practice in statistics: Use the Welch t-test when testing the difference between two groups. *Annals of Clinical Biochemistry: International Journal of Laboratory Medicine*, 58(4), 267-269. <https://doi.org/10.1177/0004563221992088>
- Whittaker, T., & Schumacker, R. (2022). *A beginner's guide to Structural Equation Modeling*. (5ª ed.). Routledge Taylor & Francis Group.
- Zarza-Alzugaray, F. J., Bustamante, J. C., Casanova, O., & Orejudo, S. (2018). La autoeficacia creativa y la autoestima como predictores de la capacidad creativa en estudiantes universitarios. *Reidocrea*, 8, 7-14. <https://www.ugr.es/~reidocrea/8-2.pdf>
- Zimmerman, B. (2000). Self-Efficacy: An Essential Motive to Learn. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 82-91. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1016>
-

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.

B. F. B. L. ha contribuido en 1, 5, 7, 8, 12, 13; C. N. E. M. en 1, 5, 7, 8, 12, 13; A. A. C. B. en 1, 5, 7, 8, 12, 13; M. C. P. V. en 1, 5, 7, 8, 12, 13; A. V. I. V. en 1, 5, 7, 8, 12, 13; L. A. C. S. en 1, 5, 7, 8, 12, 13; J. R. G. M. en 2, 3, 6, 9, 10, 11, 14.

Editora científica responsable: Dra. Alejandra Balbi.