

Validez, fiabilidad e invarianza factorial de las escalas de autoeficacia general y autoeficacia académica en estudiantes universitarios

Validity, reliability and factorial invariance of the general self-efficacy and academic self-efficacy scales in university students

*Diego García-Álvarez, **Rubia Cobo-Rendón, ***Juan Hernández-Lalinde

*Universidad Metropolitana (Venezuela), *Universidad del Desarrollo (Chile), ***Universidad Simón Bolívar (Colombia)

Resumen. El objetivo de la investigación fue evaluar las propiedades psicométricas de las escalas de autoeficacia general y autoeficacia académica en estudiantes universitarios, así como corroborar la invarianza factorial con respecto al sexo. Participaron un total de 472 estudiantes, todos pertenecientes a una universidad ubicada en Maracaibo, Venezuela. En ambas escalas se probó el ajuste de varios modelos presentados en la literatura, hallando evidencias de validez factorial. Por un lado, la medida de autoeficacia general exhibió índices adecuados en una versión reducida de nueve ítems, mientras que la de autoeficacia académica reportó una adecuación satisfactoria cuando se planteó una estructura abreviada de siete reactivos. La fiabilidad, para ambos cuestionarios, se localizó en el rango comprendido entre valores buenos y excelentes. Por otra parte, el análisis de invarianza mostró que las escalas conservan sus propiedades según sexo, hecho que permite utilizarlas para estimar los factores latentes y realizar contrastes entre personas de ambos sexos. Se concluye que estas escalas son herramientas psicométricas confiables y válidas que pueden ser utilizadas en contextos universitarios para medir constructos como estos, relevantes para el éxito estudiantil.

Palabras clave. Propiedades psicométricas, validez, confiabilidad, autoeficacia, educación superior.

Abstract. The aim of the research was to evaluate the psychometric properties of the scales of general self-efficacy and academic self-efficacy in university students, as well as to assess the factorial invariance with respect to gender. A total of 472 students participated, all belonging to a university located in Maracaibo, Venezuela. In both scales, the adjustment of several models presented in the literature was tested, finding evidence of factorial validity. On the one hand, the general self-efficacy measure exhibited adequate indices in a reduced version of nine items, while the academic self-efficacy measure reported a satisfactory fit when a shortened structure of seven items was proposed. Reliability, for both questionnaires, was located in the range between good and excellent values. Furthermore, the analysis of invariance showed that the scales retain their properties according to sex, a fact that allows them to be used to estimate latent factors and make contrasts between people of both genders. It is concluded that these scales are reliable and valid psychometric tools that can be used in university contexts to measure constructs such as these, relevant to student success.

Keywords. Psychometric properties, validity, reliability, self-efficacy, higher education.

Introducción

En Hispanoamérica, la teoría cognitiva social aplicada al campo de la investigación psicoeducativa ha tenido relevancia en los últimos años para explicar la motivación, el rendimiento académico y el desempeño educativo en áreas específicas como el lenguaje, las matemáticas e incluso para explicar la permanencia en el sistema educativo (Moreno & Blanco, 2016). De igual manera, esta teoría ha sido aplicada en los campos de la autoeficacia docente, académica y profesional, en la orientación vocacional y en el desarrollo de carreras, y, por supuesto, en la investigación psicométrica que incluye el diseño, evaluación y adaptación de instrumentos de medición válidos y confiables. Ciertamente, se ha encontrado que la autoeficacia es un constructo que ha cobrado vigencia e interés como objeto de estudio en las ciencias de la educación secundaria y universitaria (Patricio-Gamboa et al., 2021).

La autoeficacia general se entiende como un constructo cognitivo que hace referencia a la valoración de la propia capacidad para realizar actividades con un desempeño adecuado (Bandura, 1982); es decir, son las creencias que tiene la persona acerca de sus propias capacidades para realizar las tareas que el entorno demanda (Bandura, 2012). Este constructo es relevante en el campo de la psicología; a nivel de la salud se han encontrado correlaciones con el bienestar físico y mental de estudiantes universitarios (Arsandaux et al., 2020); a nivel psicoeducativo, se ha observado que esta variable se asocia fuertemente con el éxito académico, el rendimiento y la motivación en estudiantes universitarios (Chowdhury & Shahabuddin, 2007; Montes de Oca et al., 2019; Prat-Sala & Redford, 2010). De igual manera, se ha registrado una relación positiva entre variables como la resiliencia, optimismo y autoeficacia, de modo tal que dichos constructos reportaron mayores valoraciones en estudiantes deportistas juveniles que mostraron altos niveles de rendimiento (García-Naveira, 2018; Ortiz et al., 2022). Incluso, se ha percibido un creciente interés por

estudiar la percepción de autoeficacia general en conjunto con otros recursos psíquicos motivacionales en deportistas de distintas modalidades (Rojas, 2007), considerando los recursos cognitivos como indicadores de salud mental y bienestar con implicaciones en el rendimiento y competitividad (Cantón et al., 2019).

En el marco de la teoría cognitiva social formulada por Bandura (1982), se explica que la autoeficacia es un componente de las capacidades autorreflexivas de seres humanos que permite la regulación de comportamientos. Sin embargo, la autoeficacia es una creencia (constructo de orden cognitivo) que puede ser formulada en términos generales de qué tan eficaz se percibe la persona en la vida general, pero el mismo autor ha recomendado que se diseñen, exploren y evalúen autoeficacias en dominios específicos; por ejemplo, en el área de la autoeficacia académica. Por lo tanto, existen diferencias de la autoeficacia general y en dominios específicos, así como con constructos cognitivos más amplios como la autoestima y el autoconcepto, (Blanco-Blanco, 2010).

Así pues, la autoeficacia académica es el conjunto de creencias y expectativas que tienen las personas con respecto a su capacidad para planificar, organizar y ejecutar actividades específicas en situaciones académicas (Domínguez-Lara & Fernández-Arata, 2019; Palenzuela, 1983). Es decir, la autoeficacia académica se refiere a la valoración u opinión que tengan sobre sus habilidades, competencias y recursos personales para cumplir con las actividades académicas y constantes demandas de la universidad (Alegre, 2014; Domínguez-Lara, Navarro-Loli & Prada-Chapón, 2019). Vale aclarar que la autoeficacia académica no hace mención a las habilidades propiamente dichas, sino a la medida en que la persona confía en sí misma, lo que posiblemente incremente la ocurrencia de resultados adaptativos en la esfera universitaria.

Este constructo es de relevancia en la consecución exitosa de la vida universitaria. Estudios empíricos demuestran que esta variable se correlaciona con el rendimiento académico (Delgado et al., 2019; Navea-Martín & Varela-Montero, 2019; Rosales-Ronquillo & Hernández-Jáquez, 2020), con el enfoque de aprendizaje estratégico, aprendizaje autorregulado y disposición al estudio (Alegre, 2014; Martínez & Medina, 2019; Sáez et al. 2018). Asimismo, se vincula con aspectos como metas de aprendizaje (Covarrubias-Apablaza et al., 2019), empoderamiento académico (Tumino et al., 2020), ajuste universitario (Olmedo et al., 2018) y percepción de dominio del ambiente (Rodríguez & Canedo, 2019), mientras que, por el contrario, se asocia con menores niveles de estrés y ansiedad (Gutiérrez-García & Landeros-Velázquez, 2018), e incluso con mayor bienestar psicológico en la etapa universitaria (García-Álvarez et al., 2021). En efecto, la

baja autoeficacia se ha relacionado con mayores dificultades en esta etapa (Borzone, 2017).

Además del papel central que tiene la autoeficacia académica en modelos de aprendizaje autorregulado (Alonso-Tapia & Panadero, 2014; Zimmerman, 1989), se ha documentado que la misma se vincula con cualidades como la motivación autónoma, rendimiento académico, autoconcepto, estrategias de aprendizaje y estrategias autorregulatorias, así como con emociones positivas y con actitudes que apoyan y favorecen la autonomía. También se han encontrado hallazgos que la relacionan con un desempeño más elevado en competencias de lectura o de habilidades matemáticas (Alpuche-Hernández & Vega-Pérez, 2014; García-Fernández et al., 2016; Honicke & Broadbent, 2016; Oriol-Granado et al., 2017; Pérez et al., 2005). Por su parte, Manzano-Sánchez et al. (2018) publicaron en una revisión sistemática en la que se halló que las creencias de autoeficacia académica en estudiantes universitarios latinos se asocian significativamente con constructos como el rendimiento académico, hecho que se determinó a través de distintas medidas psicométricas. También se encontró una relación significativa con dominios específicos del aprendizaje (pruebas de rendimiento objetivas) y mejores estrategias de afrontamiento del estrés universitario. Efectivamente, estudiantes latinos con una adecuada autoeficacia académica tienden a presentar menores conductas de riesgo que puedan poner en entredicho su éxito en esta área de la vida. En resumen, estas evidencias soportan la hipótesis de Bandura (1982) de que las creencias de autoeficacia posibilitan el logro, bienestar y crecimiento personal.

La autoeficacia académica ha sido un constructo de orden cognitivo propuesto en el campo interaccionista de la personalidad y de las diferencias individuales que operacionalmente está ligado a la evaluación de la propia capacidad, al reconocimiento en una mirada subjetiva de capacidades y recursos que permiten organizar un comportamiento dirigido a alcanzar metas exitosamente en contextos académicos universitarios (Palenzuela, 1983). A nivel empírico, se han realizado distintos estudios en países de Iberoamérica con la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (Palenzuela, 1983) que han encontrado que esta es una variable unidimensional (Blanco-Blanco, 2010; Domínguez-Lara & Fernández-Arata, 2019; García-Fernández et al., 2016; Palenzuela, 1983), pero también se ha demostrado que la autoeficacia académica es un constructo que se diferencia de otros. Al respecto, Blanco-Blanco (2010) realizó un estudio para determinar la especificidad del constructo de autoeficacia académica, empleando para ello la escala de Palenzuela (1983) antes citada y diferenciándola de la autoeficacia general, constructo medido con la escala de Autoeficacia

General propuesta por Baessler & Schwarzer (1996). Los resultados expuestos por la autora refieren que las creencias de autoeficacia académica son específicas del dominio que se pretender medir, además de que el constructo de autoeficacia general es distinguible cuando se compara con otros de autorreferencia en dominios determinados.

En vista de los beneficios que estas dos variables entrañan, se hace necesario contar con instrumentos que permitan medirlas e identificarlas. En la investigación psicométrica o instrumental se han evaluado dos escalas breves, robustas y con evidencias de adecuado funcionamiento en países de Iberoamérica, que hasta ahora no han incluido a Venezuela. Con respecto a la Escala de Autoeficacia General (EAG), se examina la adaptación española de Baessler & Schwarzer (1996), generada a partir de la versión original propuesta por Schwarzer (1993) y que da cuenta de propiedades psicométricas satisfactorias en términos de confiabilidad y validez. En distintos estudios iberoamericanos se ha corroborado su estructura unidimensional, específicamente en Chile (Cid et al., 2010), Ecuador (Moreta-Herrera et al., 2019), Perú (Grimaldo-Muchotrigo et al., 2021), México y España (Padilla et al., 2006), aunque una investigación en Argentina encontró una estructura bidimensional con índices de ajuste favorables (Brenlla et al., 2010).

En relación con las dificultades de la EAG, se ha detectado, mediante análisis factoriales confirmatorios (AFC), la existencia de residuales correlacionados entre los ítems 2 («Puedo encontrar la manera de obtener lo que quiero, aunque alguien se me oponga») y 8 («Puedo resolver la mayoría de los problemas si me esfuerzo lo necesario»), así como también entre los reactivos 9 («Si me encuentro en una situación difícil, generalmente se me ocurre qué debo hacer») y 10 («Al tener que hacer frente a un problema, generalmente se me ocurren varias alternativas de cómo resolverlo»), hallazgos que se derivan de un estudio con estudiantes universitarios peruanos (Grimaldo-Muchotrigo et al., 2021). Entre sus ventajas, cabe mencionar la corroboración de la invarianza según sexo identificada en dos trabajos de importancia (Leung & Leung, 2010; Grimaldo-Muchotrigo et al., 2021). Asimismo, en varias oportunidades la EAG ha sido utilizada ampliando sus opciones de respuesta, siendo lo más común el aplicarla con cuatro (Baessler y Schwarzer, 1996), cinco (Moreta-Herrera et al., 2019) o seis alternativas (Blanco-Blanco, 2010), aunque se ha llegado a administrar ofreciendo 10 opciones para elegir en la escala Likert (San Juan et al., 2000).

Con respecto al constructo específico de la autoeficacia académica, se examinará la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA) desarrollada por Palenzuela (1983). La EAPESA ha tenido

un considerable desarrollo por medio de estudios que han avalado su carácter unidimensional y adecuados índices de confiabilidad en países como Ecuador (Moreta-Herrera et al., 2021), Chile (Del Valle et al., 2018, 2020; García-Fernández et al., 2016), México (Domínguez-Lara & Campos-Uscanga, 2021), Perú (Domínguez-Lara, 2016; Domínguez-Lara & Fernández-Arata, 2019) y España (Blanco-Blanco, 2010; García Fernández et al., 2010; Garzón et al., 2021). Sin embargo, la escala cuenta con algunas consideraciones en su aplicación, tales como la ya señalada diversidad de opciones de respuesta. Por otro lado, aunque hay un acuerdo en la literatura sobre la estructura factorial, se ha detectado la necesidad de eliminar ítems, lo cual ha originado que este instrumento ofrezca distintas versiones. Tal es el caso de las medidas de 10 (Del Valle et al., 2018; García Fernández et al., 2010; Palenzuela, 1983), nueve (Domínguez-Lara, 2014, 2016; García-Fernández et al., 2016) y siete reactivos (Moreta-Herrera et al., 2021; Navarro-Loli & Domínguez Lara, 2019). Otro aspecto de relevancia es que, al saber de los autores, no se han realizado hasta la fecha análisis de invarianza por sexo para la EAPESA.

El principal propósito de esta investigación fue avalar el funcionamiento de dos escalas breves que midan la autoeficacia general y la autoeficacia académica, de manera que se sustente su uso en servicios de orientación, psicología y bienestar estudiantil en instituciones de educación universitaria, ya sea en programas de orientación académica o en otros recursos instrumentales que ayuden en el diseño de políticas dirigidas al ingreso, permanencia y egreso satisfactorio de universitarios. Por otro lado, se justifica su aporte metodológico para la comunidad científica pues ambas escalas han sido empleadas en Iberoamérica y se cree que la medición en distintos contextos culturales es una fortaleza que hace que los datos recolectados en Venezuela puedan ser comparables con otros hallazgos de la región hispanoparlante. También se busca seguir profundizando en las bondades de las escalas como potenciales recursos de evaluación psicológica. De igual manera, uno de los avances de esta investigación es corroborar su invarianza, lo cual permitiría realizar intervenciones psicoeducativas orientadas a la equidad de género e igualdad de oportunidades, así como a la identificación de experiencias de aprendizaje, educación y crecimiento.

Concretamente, el estudio se encaminó a alcanzar los siguientes objetivos: (a) evaluar las propiedades psicométricas a nivel de confiabilidad y validez de las escalas de autoeficacia general (Baessler & Schwarzer, 1996) y autoeficacia académica (Palenzuela, 1983) en estudiantes universitarios; y (b) corroborar la existencia de invarianza factorial de acuerdo al sexo como cualidad psicométrica que permita realizar comparaciones insesgadas.

Método

Tipo de investigación

Para dar respuesta a los objetivos del trabajo, se utilizó un diseño instrumental (Montero & León, 2007). En este tipo de diseño, el investigador busca analizar las propiedades psicométricas de instrumentos de medida, permitiendo la identificación de escalas de medición aptas para su uso en la investigación y en la práctica profesional (Ato et al., 2013).

Participantes

Mediante un muestreo no probabilístico accidental se obtuvo una muestra de 472 participantes. De estos, 84 eran masculinos (17,80 %) y 388 femeninos (82,20 %). Presentaron una edad media de 20,28 (DE = 4,05) años. Cursaban estudios universitarios en instituciones de la ciudad de Maracaibo en Venezuela; en este caso, 29 estudiantes (6,14 %) desarrollaban carreras en la universidad pública y 443 (93,86 %) en algunas de las cinco universidades privadas participantes. Con relación al área de estudio, se encontró que 369 alumnos (78,18 %) estudiaban carreras de ciencias sociales, 57 (12,08 %) lo hacían en disciplinas de ingeniería, 24 (5,09 %) en carreras de la salud y 22 (4,66 %) realizaban sus estudios en otras facultades. Todos los participantes indicaron encontrarse en un nivel medio para el aspecto cultural y socioeconómico.

Instrumentos

Escala de Autoeficacia General

Para medir la autoeficacia general, se seleccionó la adaptación española de la EAG propuesta por Baessler & Schwarzer (1996) a raíz de la versión original de Schwarzer (1993). Es una escala breve construida en formato Likert conformada por 10 ítems y concebida con una estructura factorial unidimensional. En este estudio se emplearon cinco opciones de respuesta: nunca (1), a veces (2), con frecuencia (3), casi siempre (4) y siempre (5). Los puntajes más elevados se interpretan como mayores niveles de autoeficacia general, reportando mínimos y máximos de 10 y 50, respectivamente. La EAG ha mostrado adecuadas propiedades psicométricas en el estudio original de la adaptación al español que avalan su confiabilidad medida a través del coeficiente alfa de Cronbach y reportando cifras de 0,81. También se ha encontrado que funciona bajo un esquema unifactorial, detectándose propiedades como validez de criterio con constructos similares y antagonicos como el optimismo, ansiedad y depresión (Baessler & Schwarzer, 1996). Estas evidencias se han confirmado en otros países latinoamericanos (Grimaldo-Muchotrigo et al., 2021).

Escala de Autoeficacia Académica

Para medir la autoeficacia académica, se escogió la EAPESA creada por Palenzuela (1983) como una versión latinoamericana de la original. De manera específica, se empleó la medida que cuenta con modificaciones en la redacción de seis de los 10 de ítems, cambios que fueron realizados por Domínguez-Lara (2016). La misma cuenta con una estructura unifactorial y está constituida en formato Likert, donde el participante responde acerca de la autoeficacia percibida en el ámbito académico. En esta investigación se emplearon las mismas cinco alternativas de respuesta utilizadas en la EAG. La puntuación se obtiene por medio de la suma aritmética de las respuestas, de manera que, a mayor puntuación, mayor autoeficacia percibida. Los valores directos se transforman a una escala de percentiles.

En el estudio original integrado por 739 sujetos universitarios, la EAPESA reportó adecuadas evidencias de validez en el análisis de ítems por frecuencia de afirmación, en la evaluación de la deseabilidad social y también en la saturación de contenido convergente y discriminante. De igual manera, se evaluó la validez de constructo por medio de un análisis factorial que arrojó una estructura unidimensional de 10 ítems. Este estudio incluyó coeficientes apropiados de validez convergente y divergente con otros constructos, así como correlaciones positivas con la motivación al logro, autoestima, motivación por competencia, autodeterminación y motivación intrínseca. Por otro lado, exhibió correlaciones negativas con variables como la ansiedad, motivación extrínseca e impotencia. Con respecto a la consistencia interna de la escala, ésta presentó un alfa de Cronbach de 0,91; además de que, luego de 10 semanas de haber sido administrada por primera vez, la fiabilidad test-retest con 129 sujetos fue de 0,92. En estudios realizados en Latinoamérica por Domínguez-Lara (2016), se han encontrado propiedades psicométricas aceptables a través de muestras universitarias. Específicamente, se han hallado evidencias de esquemas unidimensionales y excelentes indicadores de consistencia cercanos a 0,90 para el alfa de Cronbach.

Procedimiento

Para la recolección de datos se utilizó un formulario que se dispuso en redes sociales. Las personas que decidieron participar debían tener más de 18 años y estar inscritos de forma regular en alguna carrera universitaria ofrecida en Maracaibo. La participación fue voluntaria e implicó la firma de un consentimiento informado que explicaba los objetivos del trabajo y los lineamientos éticos para investigación con seres humanos. El procedimiento y la recolección de datos se hicieron cumpliendo con los estándares de la Asociación Americana de Psicología y el Código de Ética del Psicólogo en Venezuela, haciendo

énfasis y aclarando lo siguiente: (a) el estudio no amerita riesgo para la salud física ni mental de los participantes; (b) se garantiza el anonimato y la confidencialidad; (c) la participación es completamente voluntaria; (d) la participación no implica consecuencias negativas ni compensación alguna; (e) la información recolectada se empleará solo para fines científicos; y (f) la persona que desee abandonar la investigación puede hacerlo en cualquier momento y sin necesidad de dar ninguna explicación. Los cuestionarios estuvieron habilitados para ser respondidos durante los meses de abril a noviembre del año 2021.

Análisis de datos

En primer lugar, se realizaron análisis descriptivos de los ítems, incluyendo medidas de tendencia central y dispersión como la media y la desviación estándar, pero también de forma y apuntamiento como la asimetría y curtosis. Estas medidas se emplearon para identificar la normalidad de los ítems, considerando como punto de corte un umbral $\pm 1,50$, el cual indicaría alejamientos leves con respecto a este supuesto (Pérez & Medrano, 2010).

Para cada cuestionario se analizaron varios modelos de medición tomando como referencia la evidencia empírica reportada en las investigaciones previamente descritas. La validez de constructo de las escalas se examinó mediante un AFC, utilizando no solo la matriz de varianzas-covarianzas, sino también incorporando la estructura de medias ya que se inspeccionó la invarianza de los instrumentos de acuerdo con el sexo del participante. Como método de estimación se eligió el de mínimos cuadrados ponderados en diagonal con medias y varianzas ajustadas (weighted least square mean and variance adjusted, WLSMV), esto en vista de que ambas medidas se configuraron como escalas ordinales con menos de siete opciones de respuesta, en los que es común la ausencia de normalidad y la presencia de valores atípicos (Flora & Curran, 2004; Trigueros et al., 2019). El ajuste teórico se sopesó a través de la prueba chi-cuadrado y su estadístico (χ^2), pero también considerando la relación entre esta medida y los grados de libertad del procedimiento (χ^2/gl). Se recurrió a la raíz cuadrada del error cuadrático medio por aproximación (RMSEA) y al residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR), además de apelar a los índices de ajuste comparativo (CFI) y de Tucker-Lewis (TLI). Los valores referenciales que permitieron clasificar a estos indicadores como aceptables y óptimos se presentan en las tablas 2 y 4 (Byrne, 1998; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016; Steiger, 2007; Tabachnick & Fidell, 2019).

Por otro lado, la validez convergente se evaluó a través de la Varianza Media Extraída (VME), la cual, según Fornell & Larcker (1981), debería ser superior a 0,50 o 0,70 para marcar dicha propiedad como aceptable u óptima. Se empleó el promedio de la correlación ítem-

total corregida como expresión de consistencia interna. Para ello, y tomando en cuenta que las puntuaciones no se distribuyeron normalmente, se empleó el coeficiente Rho de Spearman-Brown, estableciendo como adecuados o excelentes valores que fuesen mayores o iguales que 0,30 o 0,50, respectivamente (Hernández et al., 2018). A su vez, la confiabilidad de los instrumentos se valoró por medio de los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald, calificando como adecuadas cifras mayores o iguales que 0,70 y como óptimos aquellos puntajes iguales o superiores a 0,80 (Hair et al., 2011).

Para comprobar la invarianza se examinó la estructura de varianzas, covarianzas y medias (MACS) a través de un AFC multigrupo, en el que se impusieron restricciones sucesivas a los modelos, partiendo del esquema configuracional (configural invariance), pasando al modelo en el que los umbrales o puntos de corte se confinaron a la igualdad (thresholds invariance), siguiendo con el esquema en el que las cargas factoriales se definieron como iguales entre hombres y mujeres (metric invariance), y terminando con el modelo escalar en el que los interceptos se restringieron para ser idénticos entre personas de ambos sexos (scalar invariance). La estrategia para verificar este supuesto pasó por comparar descriptivamente el cambio en los índices de ajuste entre un modelo y su predecesor, siendo que, si dichos cambios resultaban despreciables, se avalaría la equivalencia de las escalas. Así pues, se sopesó esta propiedad a través de la diferencia en los estadísticos chi-cuadrado de cada esquema con base en el procedimiento recomendado por Satorra & Bentler (2010), pero incorporando además los siguientes criterios (Cheung & Rensvold, 2002): $\Delta\text{RMSEA} < 0,01$, $\Delta\text{SRMR} < 0,015$, $\Delta\text{CFI} < 0,01$ y $\Delta\text{TLI} < 0,01$.

La comparación entre personas de sexo femenino y masculino se sustentó en la utilización de ecuaciones estructurales incorporando la matriz de varianzas, covarianzas y medias. La preeminencia de esta técnica sobre el uso de contrastes clásicos como pruebas t-Student o el análisis de varianza ha sido documentada suficientemente (Borsboom, 2008; Cohen et al., 1990; Steinmetz, 2018; Thompson & Green, 2006). En tal sentido, para la comparación entre grupos se eligió arbitrariamente uno de los sexos, el masculino en este caso, fijando en cero el intercepto de este grupo y calculando posteriormente el estadístico z de Wald con su respectiva significación. Por otro lado, el tamaño del efecto de esta diferencia se estimó de acuerdo a las adaptaciones sugeridas por Hancock (2001) al estadístico d de Cohen (1988) en las cuales se asigna un valor conservador de 0,80 al coeficiente H de confiabilidad. En consecuencia, las diferencias fueron clasificadas según el d-ajustado como menores ($> 0,22$), moderadas ($> 0,56$) y elevadas ($> 0,89$). La significación de los resultados se

fijó a partir de 0,05, salvo cuando se obtuvo el intervalo de confianza bilateral del RMSEA, mismo que fue construido para un nivel de confianza de 0,90.

Por último, el procesamiento de los datos se realizó con R-Studio, específicamente con los paquetes Lavaan (Rosell, 2012), SemTools (Jorgensen et al., 2018), SemPlot (Epskamp et al., 2019), Psych (Revelle, 2020) y MVN (Korkmaz et al., 2014).

Resultados

El presente trabajo tuvo dos objetivos: por un lado, evaluar las propiedades psicométricas a nivel de confiabilidad y validez de las escalas EAG y EAPESA en estudiantes de universidades de la ciudad de Maracaibo, Venezuela; y, por otro, corroborar la existencia de invarianza en función al sexo como cualidad psicométrica en ambas escalas. Por tal motivo, se presentan los resultados obtenidos en cada caso, describiendo primero el aspecto psicométrico de los instrumentos y finalmente exponiendo los resultados vinculados a la equivalencia de tales herramientas.

Propiedades psicométricas de la EAG

Luego de procesar la información obtenida de los participantes, se procedió a la descripción de los resultados. En este caso, se presentan los descriptivos de la EAG en la tabla 1. Como puede observarse, los ítems presentan una distribución relativamente homogénea: tanto la asimetría como la curtosis de estos reactivos están dentro del umbral $\pm 1,50$, reflejando formas y apuntamientos dentro de lo esperado.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de los ítems de la EAG

Ítems	Descripción	M (DE)	Asim. (EEA)	Curt. (EEC)
01	Puedo encontrar la manera de obtener lo que quiero, aunque alguien se me oponga.	3,67 (1,06)	-0,33 (0,11)	-0,88 (0,22)
02	Puedo resolver problemas difíciles si me esfuerzo lo suficiente.	4,18 (0,86)	-0,80 (0,11)	-0,04 (0,22)
03	Me es fácil persistir en lo que me he propuesto hasta llegar a alcanzar mis metas.	3,97 (1,03)	-0,61 (0,11)	-0,69 (0,22)
04	Tengo confianza en que podría manejar eficazmente acontecimientos inesperados.	3,67 (1,05)	-0,33 (0,11)	-0,94 (0,22)
05	Gracias a mis cualidades y recursos puedo superar situaciones imprevistas.	3,72 (0,97)	-0,38 (0,11)	-0,70 (0,22)
06	Cuando me encuentro en dificultades puedo permanecer tranquilo(a) porque cuento con las habilidades necesarias para manejar situaciones difíciles.	3,49 (1,14)	-0,24 (0,11)	-0,98 (0,22)
07	Venga lo que venga, por lo general soy capaz de manejarlo	3,61 (1,02)	-0,29 (0,11)	-0,84 (0,22)
08	Puedo resolver la mayoría de los problemas si me esfuerzo lo necesario.	4,09 (0,88)	-0,58 (0,11)	-0,59 (0,22)
09	Si me encuentro en una situación difícil, generalmente se me ocurre qué debo hacer.	3,73 (1,00)	-0,43 (0,11)	-0,65 (0,22)
10	Al tener que hacer frente a un problema, generalmente se me ocurren varias alternativas de cómo resolverlo.	3,80 (1,05)	-0,42 (0,11)	-0,85 (0,22)

Fuente: elaboración propia.

Abreviaturas: EEA: error estándar de asimetría. EEC: error estándar de curtosis.

Aunado a esto, se realizó un AFC tomando en cuenta los hallazgos propuestos en las investigaciones descritas en la introducción. En la tabla 2 se refieren los resultados de probar cuatro modelos de ajuste que se basan en la evidencia empírica previamente reseñada. El esquema identificado como «Modelo 1 de Autoeficacia General» (MAG1) corresponde a la evaluación de una estructura unidimensional de 10 ítems en la que se identificaron valores inaceptables para el índice del χ^2/gl normalizado, aunque se encontraron cifras óptimas para los indicadores CFI y TLI. El valor del SRMR fue aceptable, pero el del RMSEA fue superior al máximo recomendado, lo cual hace suponer que dicha estructura factorial no se reproduce en la realidad marabina.

Tabla 2
Propiedades psicométricas de los modelos de la EAG

Indicadores	Aceptable	Óptimo	MAG1	MAG2	MAG3	MAG4
χ^2	NA	NA	358,04	359,33	233,05	108,80
gl	NA	NA	35	34	33	19
χ^2/gl	< 5,00	< 3,00	10,23	10,57	7,06	5,73
Valor-p χ^2	> 0,01	> 0,05	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
RMSEA	< 0,08	< 0,05	0,14	0,14	0,11	0,10
LCI	< 0,08	< 0,08	0,13	0,13	0,10	0,08
RMSEA	< 0,08	< 0,08	0,15	0,16	0,13	0,12
LCS	> 0,08	< 0,08	0,15	0,16	0,13	0,12
RMSEA	> 0,08	< 0,08	0,15	0,16	0,13	0,12
Valor-p	> 0,01	> 0,05	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
RMSEA	> 0,01	> 0,05	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
SRMR	< 0,08	< 0,05	0,05	0,05	0,45	0,03
CFI	> 0,90	> 0,95	0,97	0,97	0,98	0,99
TLI	> 0,90	> 0,95	0,97	0,96	0,97	0,98
Alfa	> 0,70	> 0,80	0,94	0,94	0,94	0,92
Omega	> 0,70	> 0,80	0,91	0,91	0,91	0,87
VME	> 0,50	> 0,70	0,62	0,62	0,61	0,60
CITC	> 0,30	> 0,50	0,70	0,70	0,70	0,71

Fuente: elaboración propia.

Abreviaturas y símbolos: MAG1: modelo original de autoeficacia general de 10 ítems. MAG2: modelo original de autoeficacia general de 10 ítems, pero con residuales 8 y 9 correlacionados. MAG3: modelo original de autoeficacia general, pero correlacionando los residuales de los ítems 2 con 8 y 9 con 10. MAG4: modelo reducido de autoeficacia general eliminando los ítems 2 y 8, además de mantener la correlación entre los residuales 9 y 10. NA: no aplica. χ^2 : símbolo del estadístico chi-cuadrado. gl: grados de libertad. NA: no aplica. χ^2/gl : relación entre el estadístico de prueba y los grados de libertad. RMSEA: raíz cuadrada del error cuadrático medio por aproximación. LCI: límite de confianza inferior del 90 %. LCS: límite de confianza superior del 90 %. SRMR: residuo estandarizado cuadrático medio. CFI: índice de ajuste comparativo. TLI: índice de Tucker-Lewis. VME: varianza media extraída. CITC: correlación ítem-total corregida.

En consecuencia, se plantearon otras estructuras factoriales con base en los hallazgos asociados a muestras de universitarios latinoamericanos. Así, el Modelo 2 de Autoeficacia General (MAG2) surge de la propuesta de Grimaldo-Muchotrigo et al. (2021), misma que conserva los 10 reactivos originales, pero incluyendo una correlación residual entre los ítems 8 («Puedo resolver la mayoría de los problemas si me esfuerzo lo necesario») y 9 («Si me encuentro en una situación difícil, generalmente se me ocurre qué debo hacer»). Por su parte, el Model 3 de Autoeficacia General (MAG3) es idéntico al anterior, salvo que en este caso la relación entre los residuos se da entre los ítems 2 («Puedo resolver problemas difíciles si me esfuerzo lo suficiente») y 8 («Puedo resolver la mayoría de los problemas si me esfuerzo lo necesario»),

además de entre el 9 («Si me encuentro en una situación difícil, generalmente se me ocurre qué debo hacer») y 10 («Al tener que hacer frente a un problema, generalmente se me ocurren varias alternativas de cómo resolverlo»). Como puede verse claramente en la tabla 2, no hay mucha diferencia en las evidencias de validez factorial que reflejan dichas estructuras cuando se comparan con las del MAG1, a excepción de lo que sucede con el SRMR, en cuyo caso se observa un valor que puede considerarse satisfactorio.

Debido a lo anterior, se formuló un nuevo modelo denominado en esta oportunidad como «Modelo 4 de Autoeficacia General» (MAG4). La diferencia con respecto a los anteriores es que se han eliminado los ítems 2 y 8 debido a que la carga factorial fue menor que 0,50, pero se mantuvo la correlación residual entre las afirmaciones 9 y 10. Dicha alternativa conlleva una mejoría de todos los indicadores de ajuste, en especial de la razón χ^2/gl que se acerca considerablemente al punto máximo sugerido. No obstante, esta propuesta continúa reportando un valor elevado para el RMSEA, aunque cabe destacar que el intervalo de confianza bilateral del 90% incluye marginalmente el valor referencial de 0,08.

Con respecto a la validez convergente, los valores de la VME fueron superiores a la puntuación mínima establecida. Igualmente, en el caso de la CITC se identificaron cifras superiores a las esperadas teóricamente, por lo que es posible asumir que la EAG cuenta con evidencias sólidas para esta propiedad psicométrica. Por tanto, se decidió que el modelo definitivo para esta investigación sería el MAG4, el cual, además, obtuvo niveles de confiabilidad óptimos que fueron iguales o superiores a 0,87. Para ahondar en estos detalles, véase la información suministrada en la tabla 2.

Propiedades psicométricas de la EAPESA

Se muestran a continuación los resultados de la valoración psicométrica de la EAPESA. En lo referente a los descriptivos, los hallazgos se ilustran en la tabla 3 y se caracterizan por ser valores equivalentes a los encontrados en la EAG. Para explorar la validez factorial se probaron tres modelos. El Modelo 1 de Autoeficacia Académica (MAA1) corresponde a la estructura unidimensional de 10 ítems que fue desarrollada como versión original para esta escala y que se planteó en otros estudios (Del Valle et al., 2018; García Fernández et al., 2010; Palenzuela, 1983). El ajuste del MAA1 no fue apropiado en su totalidad. Nótese que, a pesar de registrar índices óptimos para el CFI y TLI, el SRMR es igual al máximo recomendado, mientras que el RMSEA es superior al punto de corte sugerido.

Tabla 3
Estadísticos descriptivos de los ítems de la EAPESA

Ítems	Descripción	M (DE)	Asim. (EEA)	Curt. (EEC)
01	Pienso que tengo capacidad para comprender bien y con rapidez una materia	3,56 (0,89)	-0,15 (0,11)	-0,70 (0,22)
02	Tengo la convicción de que puede obtener buenos resultados en los exámenes	3,63 (0,98)	-0,30 (0,11)	-0,74 (0,22)
03	No me importa que los profesores sean exigentes y duros, pues confío en mi propia capacidad académica	3,68 (1,12)	-0,33 (0,11)	-1,01 (0,22)
04	Creo que soy una persona capacitada y competente en mi vida académica	4,02 (1,00)	-0,73 (0,11)	-0,36 (0,22)
05	Soy de esas personas que no necesito estudiar para aprobar una asignatura o pasar un semestre completo de la universidad	2,07 (1,19)	1,01 (0,11)	0,04 (0,22)
06	Creo que estoy preparado/a y capacitado/a para conseguir muchos éxitos académicos	4,01 (1,00)	-0,74 (0,11)	-0,25 (0,22)
07	Me siento en confianza para abordar situaciones que ponen a prueba mi capacidad académica	3,65 (1,06)	-0,33 (0,11)	-0,87 (0,22)
08	Si me lo propongo, creo que tengo la suficiente capacidad para obtener un buen expediente académico	4,29 (0,92)	-1,19 (0,11)	0,78 (0,22)
09	Pienso que puedo pasar los cursos con bastante facilidad, e incluso, sacar buenas notas	3,53 (1,03)	-0,27 (0,11)	-0,75 (0,22)
10	Pienso que tengo capacidad para comprender bien y con rapidez una materia	3,87 (0,98)	-0,42 (0,11)	-0,75 (0,22)

Fuente: elaboración propia.

Abreviaturas: EEA: error estándar de asimetría. EEC: error estándar de curtosis.

El Modelo 2 de Autoeficacia Académica (MAA2) se construyó a partir de los estudios emprendidos por Dominguez-Lara (2014, 2016), García-Fernández et al. (2016) y Blanco-Blanco (2010). Estos autores lograron un adecuado ajuste eliminando el ítem 9 («Pienso que puedo pasar los cursos con bastante facilidad, e incluso, sacar buenas notas»), proposición que fue tanteada en esta investigación y que reportó índices de ajuste incluso inferiores a los detectados en el MAA1, tal y como puede notarse en la tabla 4. Finalmente, se diseñó el Modelo 3 de Autoeficacia Académica (MAA3) sustentado en las evidencias de Moreta-Herrera et al. (2021), pero también de Navarro-Loli & Domínguez-Lara (2019), quienes para conseguir un adecuado ajuste prescindieron de las afirmaciones 2 («Tengo la convicción de que puede obtener buenos resultados en los exámenes»), 3 («No me importa que los profesores sean exigentes y duros, pues confío en mi propia capacidad académica») y 9 («Pienso que puedo pasar los cursos con bastante facilidad, e incluso, sacar buenas notas»). Esta estructura lució una sustancial mejora. Obsérvese que se hallaron valores óptimos en el CFI y TLI, así como en los errores RMSEA y SRMR. Inclusive, la relación entre el estadístico chi-cuadrado y los grados de libertad ha sido la más baja de las dos escalas. Una revisión exhaustiva de la tabla 4

permitirá apreciar el detalle de estos resultados, a los cuales debe sumárseles los relacionados con la validez convergente y la fiabilidad.

Tabla 4
Propiedades psicométricas de los modelos de la EAPESA

Indicadores	Aceptable	Óptimo	MAA1	MAA2	MAA3
χ^2	NA	NA	190,56	154,90	48,02
GI	NA	NA	35	27	14
χ^2/gl	< 5,00	< 3,00	5,44	5,74	3,43
Valor-p χ^2	> 0,01	> 0,05	< 0,001	< 0,001	< 0,001
RMSEA	< 0,08	< 0,05	0,10	0,10	0,07
LCI	< 0,08	< 0,08	0,08	0,09	0,05
RMSEA	> 0,08	< 0,08	0,11	0,12	0,10
LCS	> 0,08	< 0,08	0,11	0,12	0,10
RMSEA	> 0,08	< 0,08	0,11	0,12	0,10
Valor-p	> 0,01	> 0,05	< 0,001	< 0,001	0,05
RMSEA	> 0,01	> 0,05	< 0,001	< 0,001	0,05
SRMR	< 0,08	< 0,05	0,05	0,05	0,04
CFI	> 0,90	> 0,95	0,97	0,98	0,99
TLI	> 0,90	> 0,95	0,97	0,97	0,99
Alfa	> 0,70	> 0,80	0,91	0,90	0,88
Omega	> 0,70	> 0,80	0,89	0,89	0,83
VME	> 0,50	> 0,70	0,55	0,54	0,53
CITC	> 0,30	> 0,50	0,62	0,61	0,59

Fuente: elaboración propia.

Abreviaturas y símbolos: MAA1: modelo original de autoeficacia académica de 10 ítems. MAA2: modelo reducido de autoeficacia académica de 10 ítems eliminando el ítem 9. MAA3: modelo reducido de autoeficacia académica en el que se eliminaron los ítems 2, 3 y 9. χ^2 : símbolo del estadístico chi-cuadrado. gl: grados de libertad. NA: no aplica. χ^2/gl : relación entre el estadístico de prueba y los grados de libertad. RMSEA: raíz cuadrada del error cuadrático medio por aproximación. LCI: límite de confianza inferior del 90 %. LCS: límite de confianza superior del 90 %. SRMR: residuo estandarizado cuadrático medio. CFI: índice de ajuste comparativo. TLI: índice de Tucker-Lewis. VME: varianza media extraída. CITC: correlación ítem-total corregida.

Invarianza de la EAG y EAPESA

La evaluación del supuesto de invarianza se condujo de acuerdo a como se explicó en el apartado del análisis estadístico, presentando los resultados en las tablas 5 y 6. Como puede notarse, los criterios para justificar esta propiedad se cumplen cabalmente. Obsérvese que la significación para el cambio en el estadístico chi-cuadrado es, en todo momento, mayor que 0,05, mientras que las diferencias en los índices de ajuste se encuentran dentro de lo exigido. No obstante, es importante recalcar que el modelo configuracional del MAG4 ofrece dos indicadores que no cumplen con lo requerido (χ^2/gl y RMSEA), situación que invita a realizar investigaciones adicionales que ayuden a dilucidar si este aspecto es casual o sistemático.

Discusión y conclusiones

Los objetivos de este trabajo fueron evaluar la confiabilidad y validez de la EAG y de la EAPESA, además de corroborar el cumplimiento del supuesto de invarianza según sexo. Con respecto a la primera, se confirman los hallazgos que la caracterizan como una medida

Tabla 5
Invarianza del modelo propuesto de la EAG

Indicadores	Aceptable	Óptimo	M1	M2	M3	M4
χ^2	NA	NA	154,37	175,32	146,32	147,73
GI	NA	NA	38	54	61	68
χ^2/gl	< 5,00	< 3,00	4,06	3,25	2,40	2,17
RMSEA	< 0,08	< 0,05	0,11	0,10	0,08	0,07
LCI RMSEA	< 0,08	< 0,08	0,10	0,08	0,06	0,06
LCS RMSEA	> 0,08	< 0,08	0,13	0,11	0,09	0,09
SRMR	< 0,08	< 0,05	0,04	0,04	0,04	0,04
CFI	> 0,90	> 0,95	0,98	0,98	0,99	0,99
TLI	> 0,90	> 0,95	0,97	0,98	0,99	0,99
Modelo comparativo	NA	NA	NA	M1	M2	M3
$\Delta\chi^2$	NA	NA	NA	20,94	29,00	1,41
Δgl	NA	NA	NA	16	7	7
Valor-p $\Delta\chi^2$	> 0,01	> 0,05	NA	0,17	0,61	0,17
ΔRMSEA	< 0,02	< 0,01	NA	0,02	0,02	0,01
ΔSRMR	< 0,02	< 0,01	NA	0,00	0,00	0,00
ΔCFI	< 0,02	< 0,01	NA	0,00	0,01	0,00
ΔTLI	< 0,02	< 0,01	NA	0,01	0,01	0,00

Fuente: elaboración propia.

Abreviaturas y símbolos: M1: modelo configuracional en el que solo la estructura factorial se restringe a la igualdad. M2: modelo en el que se restringen a la igualdad entre sexos los umbrales (thresholds). M3: modelo en el que se restringen a la igualdad entre sexos las cargas factoriales. M4: modelo en el que se restringen a la igualdad entre sexos los interceptos. NA: no aplica. χ^2 : símbolo del estadístico chi-cuadrado. gl: grados de libertad. χ^2/gl : relación entre el estadístico de prueba y los grados de libertad. RMSEA: raíz cuadrada del error cuadrático medio por aproximación. LCI: límite de confianza inferior del 90 %. LCS: límite de confianza superior del 90 %. SRMR: residuo estandarizado cuadrático medio. CFI: índice de ajuste comparativo. TLI: índice de Tucker-Lewis. VME: varianza media extraída. Δ : símbolo «delta» que representa la diferencia entre los indicadores comparados. Se comparan los índices de cada modelo contra el modelo anterior.

Tabla 6
Invarianza del modelo propuesto de la EAPESA

Indicadores	Aceptable	Óptimo	M1	M2	M3	M4
χ^2	NA	NA	62,57	92,33	91,78	111,36
GI	NA	NA	28	41	47	53
χ^2/gl	< 5,00	< 3,00	2,24	2,25	1,95	2,10
RMSEA	< 0,08	< 0,05	0,07	0,07	0,06	0,07
LCI RMSEA	< 0,08	< 0,08	0,05	0,05	0,04	0,05
LCS RMSEA	> 0,08	< 0,08	0,10	0,09	0,08	0,09
SRMR	< 0,08	< 0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
CFI	> 0,90	> 0,95	0,99	0,99	0,99	0,98
TLI	> 0,90	> 0,95	0,99	0,99	0,99	0,99
Modelo comparativo	NA	NA	NA	M1	M2	M3
$\Delta\chi^2$	NA	NA	NA	29,76	0,55	19,58
Δgl	NA	NA	NA	13	6	6
Valor-p $\Delta\chi^2$	> 0,01	> 0,05	NA	0,06	0,28	0,06
ΔRMSEA	< 0,02	< 0,01	NA	0,00	0,01	0,00
ΔSRMR	< 0,02	< 0,01	NA	0,00	0,00	0,00
ΔCFI	< 0,02	< 0,01	NA	0,00	0,00	0,00
ΔTLI	< 0,02	< 0,01	NA	0,00	0,00	0,00

Fuente: elaboración propia.

Abreviaturas y símbolos: M1: modelo configuracional en el que solo la estructura factorial se restringe a la igualdad. M2: modelo en el que se restringen a la igualdad entre sexos los umbrales (thresholds). M3: modelo en el que se restringen a la igualdad entre sexos las cargas factoriales. M4: modelo en el que se restringen a la igualdad entre sexos los interceptos. NA: no aplica. χ^2 : símbolo del estadístico chi-cuadrado. gl: grados de libertad. χ^2/gl : relación entre el estadístico de prueba y los grados de libertad. RMSEA: raíz cuadrada del error cuadrático medio por aproximación. LCI: límite de confianza inferior del 90 %. LCS: límite de confianza superior del 90 %. SRMR: residuo estandarizado cuadrático medio. CFI: índice de ajuste comparativo. TLI: índice de Tucker-Lewis. VME: varianza media extraída. Δ : símbolo «delta» que representa la diferencia entre los indicadores comparados. Se comparan los índices de cada modelo contra el modelo anterior.

unidimensional, antecedentes encontrados en Chile (Cid et al., 2010), Ecuador (Moreta-Herrera et al., 2019), Perú (Grimaldo-Muchotrigo et al., 2021), México y España (Padilla et al., 2006). Esto coincide con los resultados de la adaptación al español llevada a cabo por Baessler & Schwarzer (1996), pero contradice la estructura bifactorial reportada por Brenlla et al. (2010) publicada tras una investigación desarrollada en Argentina.

Aunado a esto, los resultados indican que deben eliminarse algunos ítems de la estructura original, lo cual es congruente con lo reportado por Grimaldo-Muchotrigo et al. (2021), quienes encontraron residuales correlacionados entre los ítems 2 y 8, 9 y 10, modelos ambos que fueron probados en este estudio. Se tomó en cuenta la recomendación de los autores de dicha investigación que consistía en contrastar una versión reducida de la escala, lo que llevó a encontrar un esquema reducido de autoeficacia general en el que se sustrajeron los reactivos 2 y 8, pero se mantuvieron los ítems 9 y 10 correlacionando sus residuos. Al respecto, la consistencia interna registrada en esta alternativa es excelente, con valores de 0,92 para el alfa de Cronbach y de 0,87 para el coeficiente omega de McDonald, cifras que son consistentes con las identificadas en los antecedentes; a saber: alfa de 0,90 en el trabajo ecuatoriano (Moreta-Herrera et al., 2019), alfa de 0,86 en la investigación española (Blanco-Blanco, 2010), y omega de 0,80 en el estudio peruano (Grimaldo-Muchotrigo et al., 2021). En lo concerniente con la validez convergente, se encontró que la VME para ambas escalas fue aceptable, así como también se verificó la propiedad de invarianza factorial según el sexo del participante, lo que concordaría con el trabajo de Grimaldo-Muchotrigo et al. (2021).

Con relación con la escala EAPESA, los resultados de este trabajo confirman la estructura factorial unidimensional y los adecuados índices de confiabilidad que se han reportado en otros estudios de la región iberoamericana, tales como Ecuador (Moreta-Herrera et al., 2021), Chile (Del Valle et al., 2018, 2020; García-Fernández et al., 2016), México (Domínguez-Lara & Campos-Uscanga, 2021), Perú (Domínguez-Lara, 2016; Domínguez-Lara & Fernández-Arata, 2019), España (Blanco-Blanco, 2010; García Fernández et al., 2010; Garzón et al., 2021) y, por supuesto, en el estudio original realizado por Palenzuela (1983). De igual manera, y como se mencionó en la introducción, algunos antecedentes implicaron la revisión de la estructura original de 10 ítems para obtener mejores indicadores de validez. En consecuencia, en el presente estudio se probaron distintos modelos inspirados en tales referencias, encontrando el mejor ajuste posible en un cuestionario de siete ítems en el que se descartaron los ítems 2, 3 y 9. Esto concuerda con los descubrimientos vinculados a las investigaciones en

Ecuador (Moreta-Herrera et al., 2021) y Perú (Navarro-Loli & Domínguez Lara, 2019), estudios en los que se alcanzaron cifras de fiabilidad de 0,92 con el estadístico omega de McDonald para el caso ecuatoriano, así como de un alfa y omega de 0,87 y 0,90 para el escenario peruano. Nótese que dichos índices son semejantes a los que se han detectado en esta publicación, en la cual se reportan cantidades de 0,88 y 0,83 para los coeficientes alfa y omega, respectivamente. Es importante mencionar que el hecho de modificar las opciones de respuesta no tiene afectaciones en las propiedades psicométricas de las escalas (Moreta-Herrera et al., 2021). Por último, resaltar en esta fase que, al igual que lo encontrado en la EAG, la validez convergente ha resultado aceptable.

Otro aporte relevante de esta investigación se encuentra en haber realizado un análisis de invarianza para los modelos factoriales seleccionados. Esto conlleva una valiosa contribución ya que fortalece las escalas y ofrece la posibilidad de que sean utilizadas como instrumentos para contrastar diferencias en la autoeficacia general y académica de personas masculinas y femeninas. Es bien sabido que, si una medida psicométrica no ostenta dicho atributo, es probable que las diferencias identificadas no se deban a un efecto real del factor, sino a una deficiencia del instrumento. Así pues, la equivalencia según sexo es, sin duda, una propiedad deseable que se consigue con los cuestionarios que se evalúan en este trabajo.

Los resultados de este trabajo tienen significativas implicaciones prácticas, entre las que se pueden mencionar: (a) podrían aplicarse para desarrollar estudios normativos, de prevalencia y explicativos; (b) ayudarían a emprender investigaciones de diagnóstico clínico o psicoeducativo para estudiantes con dificultades académicas y profesionales, esto con la finalidad de reforzar la permanencia en el sistema educativo; (c) sustentarían el diseño de experiencias de aprendizaje de la autoeficacia general y académica en las cuales hombres y mujeres se perciban identificados y se potencien fuentes que alimenten dicho constructo, tales como logros de ejecución, aprendizaje vicario, persuasión verbal y estados fisiológicos, lo que puede constituirse en un refuerzo de los servicios de orientación y bienestar estudiantil en conjunto con otras dependencias de la vida universitaria como el arte (teatro universitario), el deporte (practicantes y deportistas, Mella – Norambuena et al., 2021), la investigación y docencia (preparadores, becarios o asistentes docentes) y las prácticas o pasantías profesionales, y, por último; (d) servirían para el diseño de propuestas psicoeducativas de intervención que ayuden a mejorar la calidad académica, haciendo énfasis en recursos psíquicos motivacionales basados en fortalecer creencias que puedan actuar como factores de protección ante los diversos riesgos psicosociales que suelen afectar sus trayectorias

educativas, ya sea en intervenciones universales para la población estudiantil universitaria, selectiva o indicada para estudiantes con dificultades académicas.

Aunque en ambas escalas se sugiere la eliminación de ítems con la intención de obtener mejores ajustes, se sugiere ser cauteloso y sopesar de manera teórica-práctica esta decisión. Se coincide con la argumentación establecida por Grimaldo-Muchotrigo et al. (2021) acerca de la influencia del contexto socio cultural para analizar la pertinencia de los ítems para evaluar la autoeficacia. En tal sentido, resulta conveniente la replicación de este estudio en muestras más grandes que incluyan otras regiones de Venezuela, además de que estas sean recolectadas por medio de técnicas probabilísticas de muestreo que solventen las limitaciones de la investigación, tales como el desbalance muestral que se registró en el que la cantidad de mujeres es mucho mayor que la de los hombres. Igualmente es importante incluir en estos trabajos variables como la procrastinación académica, satisfacción, compromiso académico, aburrimiento o malestar psicológico, todo ello con la intención de construir la red nomológica de los instrumentos. Asimismo, añadir dominios específicos de aprendizaje con pruebas objetivas, lo que podría ayudar a determinar la validez predictiva o concurrente de las escalas. De igual forma, deben tomarse en cuenta otras características sociodemográficas para probar la invarianza, así como repetir la aplicación de los cuestionarios para probar la estabilidad temporal y demostrar que estas medidas son longitudinalmente invariantes.

Finalmente, se concluye que las escalas psicométricas EAG y EAPESA pueden ser empleadas en contextos estudiantiles universitarios venezolanos, afirmación que se sustenta en las robustas evidencias mostradas a nivel de confiabilidad, validez de constructo, validez convergente e invarianza factorial según sexo.

Agradecimientos

Los autores desean agradecer a todas las personas estudiantes que amablemente accedieron a participar en esta investigación compartiendo valiosos minutos de su tiempo. Sin su colaboración no habría sido posible culminar este trabajo.

Referencias

Alegre, A. A. (2014). Autoeficacia académica, autorregulación del aprendizaje y rendimiento académico en estudiantes universitarios iniciales. *Propósitos y representaciones*, 2(1), 79-120. <http://dx.doi.org/10.20511/pyr2014.v2n1.54>.

Alpuche-Hernández, A., & Vega-Pérez, L. O. (2014). Predicción del comportamiento lector a partir de la autoeficacia. *Revista mexicana de investigación educativa*, 19(60), 241-266.

Arsandaux, J., Montagni, I., Macalli, M., Bouteloup, V., Tzourio, C., & Galéra, C. (2020). Health risk behaviors and self-esteem among college students: systematic review of quantitative studies. *International journal of behavioral medicine*, 27(2), 142-159. <https://doi.org/10.1007/s12529-020-09857-w>.

Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Annales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>.

Baessler, J. & Schwarzer, R. (1996). Evaluación de la autoeficacia: Adaptación española de la escala de Autoeficacia General. *Ansiedad y Estrés*, 2, 1-8.

Bandura, A. (1982). The assessment and predictive generality of self-percepts of efficacy. *Journal of behavior therapy and experimental psychiatry*, 13(3), 195-199. [https://doi.org/10.1016/0005-7916\(82\)90004-0](https://doi.org/10.1016/0005-7916(82)90004-0).

Bandura, A. (2012). On the functional properties of perceived self-efficacy revisited. *Journal of management*, 38(1), 9-44. <https://doi.org/10.1177/0149206311410606>.

Blanco-Blanco, Á. B. (2010). Creencias de autoeficacia de estudiantes universitarios: un estudio empírico sobre la especificidad del constructo. *RELIEVE*, 16(1), 1-28. <https://doi.org/10.7203/relieve.16.1.4149>.

Borsboom, D. (2008). Latent Variable Theory. *Measurement: Interdisciplinary Research and Perspectives*, 6(1-2), 25-53. <https://doi.org/10.1080/15366360802035497>.

Borzone, M. (2017). Self-efficacy and academic experiences with university students. *Acta Colombiana de Psicología*, 20(1), 275-283. <https://doi.org/10.14718/ACP.2017.20.1.13>.

Brenlla, M. E., Aranguren, M., Rossaro, M. F., & Vázquez, N. (2010). Adaptación para Buenos Aires de la escala de autoeficacia general. *Interdisciplinaria*, 27(1), 77-94.

Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.

Cantón, E., Sánchez, A. I., & Peris Delcampo, D. (2019). Intervención clínica desde la psicología motivacional en una gimnasta joven de alta competición. *Horizonte sanitario*, 18(3), 325-336. <https://doi.org/10.19136/hs.a18n3.3184>.

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5.

Chowdhury, M. S., & Shahabuddin, A. M. (2007). Self-Efficacy, Motivation and Their Relationship to Academic Performance of Bangladesh College Students. *College Quarterly*, 10(1), 1-9.

Cid, P., Orellana, A., & Barriga, O. (2010). Validación de la escala de autoeficacia general en Chile. *Revista médica de Chile*, 138(5), 551-557. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872010000500004>.

Cohen, P., Cohen, J., Teresi, J., Marchi, M. & Vélez, N. (1990). Problems in the Measurement of Latent Variables in Structural Equations Causal Models. *Applied Psychological Measurement*, 14(2), 183-196. <https://doi.org/10.1177/014662169001400207>.

Covarrubias-Apablaza, C. G., Acosta-Antognoni, H., & 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>.

- Del Valle, M., Díaz, A., Pérez, M. V., & Vergara, J. (2018). Análisis factorial confirmatorio escala autoeficacia percibida en situaciones académicas (EAPESA) en universitarios chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 4(49), 97-106.
- Del Valle, M., Morales, J. V., Gutiérrez, A. B. B., Mujica, A. E. D., & Herrera, I. G. (2020). Estudio de perfiles motivacionales latentes asociados con la satisfacción y autoeficacia académica de estudiantes universitarios. *Revista iberoamericana de diagnóstico y evaluación psicológica*, 4(57), 137-147. <https://doi.org/10.21865/RIDEP57.4.10>.
- Delgado, B., Martínez, M. C., Rodríguez, J., & Escortell, R. (2019). Academic self-efficacy and emotional intelligence as factors associated with the academic success of university students. *Revista GPT*, 35, 1-15. <http://hdl.handle.net/10045/94947>.
- Dominguez-Lara, S. (2016). Valores normativos de una escala de autoeficacia académica en estudiantes universitarios de Lima. *Interacciones*, 91-98. <https://doi.org/10.24016/2016.v2n2.31>.
- Dominguez-Lara, S. y Fernández-Arata, M. (2019). Autoeficacia académica en estudiantes de Psicología de una universidad de Lima. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 21, e32, 1-13. <https://doi.org/10.24320/redie.2019.21.e32.2014>.
- Dominguez-Lara, S., & Campos-Uscanga, Y. (2021). Análisis psicométrico de una medida de autoeficacia académica en estudiantes mexicanos de ciencias de la salud. *Educación Médica*, 22, 495-499. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2020.09.021>.
- Dominguez-Lara, S., Navarro - Loli, J. & Prada - Chapañan, R. (2019). Ítem único de autoeficacia académica: evidencias adicionales de validez con el modelo Big Five en estudiantes universitarios. *Avaliação Psicológica: Interamerican Journal of Psychological Assessment*, 18(2), 210-217. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2019.1802.16070.12>.
- Epskamp, S.; Stuber, S.; Nak, J.; Veenman, M. & Jorgensen, T. D. (2019). semPlot: Path Diagrams and Visual Analysis of Various SEM Packages' Output. *R Package v. 2.15.0*. <https://github.com/SachaEpskamp/semPlot>.
- Flora, D. B. & Curran, P. J. (2004). An Empirical Evaluation of Alternative Methods of Estimation for Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>.
- Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>.
- García-Álvarez, D., Hernández-Lalinde, J., & Cobo-Rendón, R. (2021). Emotional Intelligence and Academic Self-Efficacy in Relation to the Psychological Well-Being of University Students During COVID-19 in Venezuela. *Frontiers in Psychology*, 12(5831) <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.759701>
- García-Fernández, J. M. G., Saura, C. J. I., Juan, M. V., Maciá, C. G., Sánchez, A. M. P., & San, N. L. (2016). Validación de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en Chile y su relación con las estrategias de aprendizaje. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 1(41), 118-131.
- García-Naveira, A. (2018). Optimismo, autoeficacia general y competitividad en jóvenes atletas de alto rendimiento. *Cultura, Ciencia y Deporte*, 13(37), 71-81.
- Garzón, A., Gil, J., & Besa, M. (2021). Evidencia de validez de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA). *Revista electrónica de investigación educativa*, 23, e06. Epub 11 de junio de 2021. <https://doi.org/10.24320/redie.2021.23.e06.2979>.
- Grimaldo-Muchotrigo, M. G., Rojas, J. C., & Calderón-De la Cruz, G. (2021). Evidencias psicométricas de la Escala de Autoeficacia General (EAG) en universitarios peruanos. *Ansiedad y Estrés*, 27, 132-139 <https://doi.org/10.5093/anyes2021a18>.
- Gutiérrez-García, A. G., & Landeros-Velázquez, M. G. (2018). Autoeficacia académica y ansiedad, como incidente crítico, en mujeres y hombres universitarios. *Revista Costarricense de psicología*, 37(1), 1-25. <http://dx.doi.org/10.22544/rcps.v37i01.01>.
- Hair, J. F., Ringle, C. M. & Sarstedt, M. (2011). PLS-SEM: Indeed, a Silver Bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19(2), 139-152. <https://doi.org/10.2753/MTP1069-6679190202>.
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for Structured Means Modeling and MIMIC approaches to between-groups hypothesis testing of means on a single latent construct. *Psychometrika*, 66(3), 373-388. <https://doi.org/10.1007/BF02294440>.
- Hernández, J. D., Espinosa, J. F., Peñaloza, M. E., Rodríguez, J. E., Chacón, J. G., et al. (2018). Sobre el uso adecuado del coeficiente de correlación de Pearson: definición, propiedades y suposiciones. *Archivos Venezolanos de Farmacología y Terapéutica*, 37, 587-595.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M. & Rosseel, Y. (2018). semTools: Useful tools for structural equation modeling. *R Package v. 0.5-1*. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.) The Guilford Press.
- Korkmaz, S., Goksuluk, D. & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality. *The R Journal*, 6(2), 151-163. <http://journal.r-project.org/archive/2014-2/korkmaz-goksuluk-zararsiz.pdf>.
- Leung, D., & Leung, A. (2010). Factor structure and gender invariance of the Chinese General Self-Efficacy Scale among soon-to-be-aged adults. *Journal of Advanced Nursing*, 67(6), 1383-1392. <https://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2648.2010.05529.x>.
- Manzano-Sánchez, H., Outley, C., Gonzalez, J. E., & Matarrita-Cascante, D. (2018). The influence of self-efficacy beliefs in the academic performance of Latina/o students in the United States: A systematic literature review. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 40(2), 176-209. <https://doi.org/10.1177/0739986318761323>.
- Martínez, J. G., & Medina, A. R. (2019). Enfoques de aprendizaje, autorregulación y autoeficacia y su influencia en el rendimiento académico en estudiantes universitarios de Psicología. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 9(2), 95-107.
- Mella - Norambuena, J. A., Nazar -Carter, G., Sáez -Delgado, F., Bustos -Navarrete, C., López-Angulo, Y., & Cobo- Rendón, R. (2021). Variables sociocognitivas y su relación con la actividad física en estudiantes universitarios chilenos (Sociocognitive variables and their relationship with physical activity in Chilean university students). *Retos*, 40, 76-85. <https://doi.org/10.47197/retos.v1i40.77921>

- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Montes de Oca, C. I. M., & Herrera, C. R. M. (2019). La función predictora de la Autoeficacia en la Motivación Escolar en estudiantes de medicina del Ecuador. *Revista UNIANDES Episteme*, 6(4), 565-578.
- Moreno, Y. C., & Blanco, A. B. (2016). Una revisión de la investigación educativa sobre autoeficacia y teoría cognitivo social en Hispanoamérica. *Bordón. Revista de pedagogía*, 68(4), 27-47.
- Moreta-Herrera, R., Lara-Salazar, M., Camacho-Bonilla, P., & Sanchez-Guevera, S. (2019). Análisis factorial, fiabilidad y validez de la escala de autoeficacia general (EAG) en estudiantes ecuatorianos/Factor analysis, reliability and validity of the general self-efficacy scale (GSE) in Ecuadorian students. *Psychology, Society, & Education*, 11(2), 193-205. <https://doi.org/10.25115/psye.v10i1.2024>.
- Moreta-Herrera, R., Montes de Oca, C., Navarro Cuellar, L. F., & 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), e2153. <http://dx.doi.org/10.22235/cp.v15i1.2153>.
- Navarro-Loli, J. S., & Dominguez-Lara, S. A. (2019). Propiedades psicométricas de una escala de autoeficacia académica en una muestra de adolescentes peruanos. *Psychology, Society & Education*, 11(1), 53-68. <https://doi.org/10.25115/psye.v10i1.1985>.
- Navea-Martín, A., & Varela-Montero, I. (2019). Variables motivacionales y cognitivas predictivas del rendimiento en estudiantes universitarios de Ciencias de la Salud. *Educación Médica Superior*, 33(1).
- Olmedo, G. N., Yépez, M. P., Flores, F. G., & Gordillo, S. V. (2018). Autoeficacia académica: un factor determinante para el ajuste académico en la vida universitaria. *SATHIRI*, 13(2), 59-69. <https://doi.org/10.32645/13906925.755>.
- Oriol-Granado, X., Mendoza-Lira, M., Covarrubias-Apablaza, C. G., & Molina-López, V. M. (2017). Emociones positivas, apoyo a la autonomía y rendimiento de estudiantes universitarios: el papel mediador del compromiso académico y la autoeficacia. *Revista de Psicodidáctica*, 22(1), 45-53. [https://doi.org/10.1016/S1136-1034\(17\)30043-6](https://doi.org/10.1016/S1136-1034(17)30043-6).
- Ortiz, M., Garrido, M., & Castañeda, C. (2022). Autoeficacia y resiliencia: diferencias entre deportistas practicantes de fitness/culturismo y no deportistas. *Retos*, 44, 232-241. <https://doi.org/10.47197/retos.v44i0.88937>
- Padilla, J. L., Acosta, B., Guevara, M., Gómez, J., & González, A. (2006). Propiedades psicométricas de la versión española de la escala de autoeficacia general aplicada en México y España. *Revista Mexicana de Psicología*, 23(2), 245-252.
- Palenzuela, D. L. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de conducta*, 9(21), 185-219.
- Patricio-Gamboa, R., Alanya-Beltrán, J., Acuña-Condori, S. P., & Poma-Santivañez, Y. (2021). Perceived Self-Efficacy Geared Towards Education: Systematic Review. *Espirales Revista Multidisciplinaria de Investigación*, 5(37), 32-45.
- Pérez, E. & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58- 66.
- Prat-Sala, M., & Redford, P. (2010). The interplay between motivation, self-efficacy, and approaches to studying. *British Journal of Educational Psychology*, 80(2), 283-305.
- Revelle, W. (2020). psych: Procedures for Psychological, Psychometric and Personality Research. *R Package v. 2.0.12*. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>.
- Rodríguez, C. F., & Canedo, M. D. M. F. (2019). Relación entre percepción de dominio del ambiente y autoeficacia en estudiantes universitarios. *Revista INFAD de Psicología. International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 5(1), 381-390. <https://doi.org/10.17060/ijodaep.2019.n1.v5.1613>.
- Rojas, N. G. (2007). Implicaciones de la autoeficacia en el rendimiento deportivo. *Pensamiento psicológico*, 3(9), 21-32.
- Rosales-Ronquillo, C. A., & Hernández-Jáquez, L. F. (2020). Autoeficacia académica y su relación con el rendimiento académico en estudiantes de nutrición. *Revista Electrónica Educare*, 24(3), 139-155. <http://dx.doi.org/10.15359/ree.24-3.7>
- Sáez, F. M., Díaz, A. E., Panadero, E., & Bruna, D. V. (2018). Revisión sistemática sobre competencias de autorregulación del aprendizaje en estudiantes universitarios y programas intracurriculares para su promoción. *Formación universitaria*, 11(6), 83-98. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062018000600083>.
- San Juan, P. S., García, A. M. P., & Moreno, J. B. (2000). Escala de autoeficacia general: datos psicométricos de la adaptación para población española. *Psicothema*, 12(Su2), 509-513.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2010). Ensuring Positiveness of the scaled difference chi-square test statistic. *Psychometrika*, 75(2), 243-248.
- Schwarzer, R. (1993). *Measurement of perceived self-efficacy. Psychometric scales for cross-cultural research*. Berlin, Germany: Freie Universität Berlin.
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 893-898. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.017>.
- Steinmetz, H. (2018). Estimation and comparison of latent means across cultures. En: Davidov, E., Schmidt, P., Billiet, J. & Meuleman, B. (Eds.). *Cross-cultural analysis: Methods and Applications* (pp. 85-116). Routledge Taylor & Francis Group <https://doi.org/10.4324/9781315537078>.
- Tabachnick, B. & Fidell, L. (2019). *Using Multivariate Statistics* (7th ed.). Pearson Education Incorporation.
- Thompson, M. S. & Green, S. B. (2006). Evaluating between-group differences in latent variable means. En: Hancock, G. R. y Mueller, R. O. *Structural Equation Modeling: A Second Course* (pp. 119-169). Information Age Publishing.
- Trigueros, R., Aguilar-Parra, J., González-Santos, J., & Cangas, A. (2019). Validación y adaptación de la escala de control psicológico del profesor hacia las clases de educación física y su efecto sobre las frustraciones de las necesidades psicológicas básicas. *Retos*, 37(37), 167-173. doi.org/10.47197/retos.v37i37.71550
- Tumino, M. C., Quinde, J. M., Casali, L. N., & Valega, M. R. (2020). Autoeficacia en estudiantes universitarios: el rol del empoderamiento académico. *IJERI: International Journal of Educational Research and Innovation*, (14), 211-224. <https://doi.org/10.46661/ijeri.4618>.