

<https://doi.org/10.69639/arandu.v11i2.455>

Evidencias de validez e invarianza factorial de la Escala Multidimensional de Autoeficacia infantil (EMA) en Perú

Validity Evidence and Factorial Invariance of the Multidimensional Scale of Children's Self-Efficacy (EMA) in Peru

Vladimir Durand Silva
vladimirdurandsilva@gmail.com
Investigador Independiente
Perú

Artículo recibido: 20 septiembre 2024 - Aceptado para publicación: 25 octubre 2024
Conflictos de intereses: Ninguno que declarar

RESUMEN

El objetivo principal de la presente investigación fue examinar las evidencias de validez e invarianza factorial de la escala multidimensional de Autoeficacia (EMA) en menores peruanos. Bajo un diseño transversal e instrumental se usó una muestra de 302 alumnos de una institución educativa con edades que oscilaron entre 8 y 15 años obtenidos por un muestreo no probabilístico por conveniencia. Entre los resultados principales, por medio del análisis ítem-escala se obtuvo índices de homogeneidad adecuados superiores a .30 a excepción del ítem 3. En cuanto a la estructura factorial, con base en un modelo tridimensional se hallaron óptimos índices de ajuste con cargas factoriales superiores a .40 exceptuando al ítem 3. Con respecto a la confiabilidad por consistencia interna mediante Cronbach y McDonald's tanto de manera general como a nivel dimensional se obtuvieron buenos valores mayores a .70. Además, se reportó invarianza factorial según género significando este que el modelo tridimensional funciona similarmente tanto en hombre como en mujeres. En conclusión, los datos obtenidos de manera global reflejan buenas propiedades psicométricas del instrumento en la muestra estudiada bajo el enfoque teórico trifactorial, permitiendo esto soslayar la posibilidad de eliminar alguna dimensión o el ítem 3 como tal.


Palabras clave: autoeficacia, multidimensional, niños, adolescentes, invarianza, validez

ABSTRACT

The main objective of the present research was to examine the evidence of validity and factorial invariance of the multidimensional Self-Efficacy Scale (EMA) in Peruvian minors. Under a cross-sectional and instrumental design, a sample of 302 students from an educational institution with ages ranging between 8 and 15 years was used, obtained by non-probabilistic convenience sampling. Among the main results, through the item-scale analysis, adequate homogeneity indices

greater than .30 were obtained with the exception of item 3. Regarding the factor structure, based on a three-dimensional model, optimal fit indices with factor loadings were found. higher than .40 except for item 3. Regarding internal consistency reliability through Cronbach and McDonald's, both in general and at a dimensional level, good values greater than .70 were obtained. In addition, factorial invariance was reported according to gender, which means that the three-dimensional model works similarly in both men and women. In conclusion, the data obtained overall reflect good psychometric properties of the instrument in the sample studied under the three-factor theoretical approach, allowing this to avoid the possibility of eliminating any dimension or item 3 as such.

Keywords: self-efficacy, multidimensional, children, adolescents, invariance, validity

Todo el contenido de la Revista Científica Internacional *Arandu UTIC* publicado en este sitio está disponible bajo licencia Creative Commons Attribution 4.0 International. 

INTRODUCCIÓN

Bandura en su teoría social (1977) describe la autoeficacia como la confianza en la habilidad personal para planificar y llevar a cabo las acciones requeridas para afrontar situaciones venideras o alcanzar metas específicas, en otras palabras, hace referencia a cómo una persona valora su capacidad para desempeñar tareas y superar obstáculos con éxito influyendo esto además en los pensamientos, motivaciones y sentimientos de las personas, especialmente en los niños y adolescentes. Asimismo, la promoción de la autoeficacia desde la infancia y adolescencia es pertinente pues permite que la persona desarrolle una visión más optimista de la realidad, favorece a una sana autoestima, propicia el progreso en la adquisición de habilidades académicas y sociales, mejora la tolerancia a la frustración, ayuda a la focalización de la atención, flexibiliza el pensamiento, refuerza la resiliencia y contribuye al manejo del estrés (Margolis y McCabe, 2006; Merino, 2010).

La autoeficacia es un recurso psicológico que en los últimos años ha demostrado ser una variable importante a considerar para lograr el bienestar en niños y adolescentes, incluso se ha evidenciado como un factor protector para la prevención de afecciones emocionales. La autoeficacia empíricamente ha demostrado relaciones significativas con la depresión (Huerta, 2021; Nunes y Faro, 2021; Ponce, 2017; Galicia-Moyeda et al., 2013) y la ansiedad (Pilco-Ushiña y Larzabal-Fernández, 2022; Ponce, 2017; García et al., 2015) en población infanto-juvenil.

Lo expresado previamente se vuelve una problemática real al conocer las cifras alarmantes sobre estos trastornos, pues la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2021) manifiesta que 1 de cada 5 niños presentan alguna alteración psicológica notándose un incremento notable sobre todo en los síntomas de depresión (37%) y un aumento de casos de suicidio en menores de 10 y 14 años los cuales vienen precedidos por cuadros depresivos. Además, dicha entidad manifiesta que la depresión y la ansiedad son las alteraciones psicológicas más frecuentes en personas de 10 a 19 años (3.9 % en depresión y 8.2% en ansiedad), siendo la depresión y ansiedad los problemas emocionales más detectados a nivel mundial en menores, significando el 40% de los casos (Pinedo, 2021).

En el Perú el Ministerio de Salud (MINSa, 2023) ha dado a conocer que en el 2022 se han reportado 247, 171 casos de depresión en donde el 17.27% correspondió a menores de edad, por otro lado, la Dirección de Salud Mental (DSM) dio a conocer una prevalencia de 8.7 % de problemas emocionales (entre ellos la depresión y la ansiedad) en niños y adolescentes a nivel nacional (MINSa, 2022). La manera en la que la depresión se asocia con la autoeficacia presenta algunas similitudes particulares a la forma en la que se relaciona la autoeficacia con la ansiedad, pues, los sesgos cognitivos, la falta de aspiraciones, la débil percepción de autocontrol, la ineficacia social, las dudas sobre las propias capacidades, los sentimientos de desamparo y la

limitada capacidad de logro conlleva muchas veces a la aparición de alteraciones emocionales como lo son la depresión y la ansiedad (Galicía-Moyeda et al., 2013).

Por otro lado, es importante subrayar que la autoeficacia ha sido estudiada en función a diversas variables psicológicas protectoras en menores de edad, así, se encuentran estudios que sugieren relaciones empíricamente significativas entre autoeficacia y habilidades sociales (Falcao et al., 2021; Travezaño, 2020), actitudes hacia el deporte (Kyle et al., 2016; Serra, 2013; Videra y Reigal, 2011) y sobre todo factores asociados al rendimiento académico (Estrada, 2021; Rossi et al., 2020; García-Martín y Pichardo, 2020).

El caso del rendimiento académico se presenta como una problemática latente y generalizada, sobre todo en Latinoamérica, pues según reportes del examen PISA 2022, dicha región se ha mantenido estancada en cuanto al nivel académico de sus estudiantes estimándose que en la región 3 de cada 4 estudiantes presenta dificultades asociadas a las matemáticas y la lectoescritura (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OCDE], 2024) El Perú no está exento a esta problemática pues el porcentaje de estudiantes con bajo rendimiento es el doble en comparación a otros países de la OCDE, del mismo modo se evidenció un rendimiento menor a la prueba PISA del 2018 (Ministerio de Educación [MINEDU], 2022).

Por todo lo mencionado previamente es que investigadores han considerado pertinente la medición de la autoeficacia de una manera válida y confiable, realizando estudios sobre construcciones y adaptaciones de escalas psicométricas sobre la variable en cuestión. A nivel internacional, Zeng et al. (2020) llevó a cabo un estudio con la finalidad de adaptar la escala de Autoeficacia General (GSE) en personas de grados de instrucción primario, secundario y universitario de China, los resultados denotan adecuados índices de bondad de ajuste (SRMR: .030; RMSEA: .055, CFI: .997; TLI: .997) y una consistencia interna alta de .91; del mismo modo Trujillo-Hernández et al. (2021) llevó a cabo una investigación para adaptar la Escala de Autoeficacia de la Conducta Alimentaria en adolescentes Mexicanos, obteniendo un modelo factorial aceptable (RMSEA: .06; CFI: .952; GFI: .931) y una confiabilidad alta de .90. Valqueresma, et al. (2022) elaboró y validó un instrumento denominado Escala de Autoeficacia Creativa (CASES) teniendo como muestra niños y adolescentes portugueses, como resultados presentó índices de bondad de ajuste aceptables (GFI: .95; CFI: .91; RMSEA: .07) y una buena confiabilidad (.82).

Parra et al. (2022) realizó una adaptación de la Escala Multidimensional de Autoeficacia Infantil en niños ecuatorianos, los resultados concluyeron una estructura factorial adecuada bajo un supuesto bidimensional (RMSEA: .04; SRMR: .05; TLI: .960) y valores dimensionales de confiabilidad mayores a .84. También Oros (2017) en Argentina, determinó los valores normativos de la “Escala Multidimensional de Autoeficacia Infantil (EMA-i)” en una muestra que estuvo compuesta por niños de 9 a 13 años, encontrándose diferencias relevantes entre las puntuaciones según sexo y edades, agrupándose dichos valores en percentiles. En el Perú Chávez

(2022) realizó la adaptación de la escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas (EAPESA) en escolares limeños, hallando una estructura factorial conforme (RMSEA: .07; SRMR: .03; CFI: .99; TLI: .99) además una buena confiabilidad ($\alpha = .907$ y $\omega = .908$). Navarro-Loli y Domínguez-Lara (2019) estudiaron la escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en escolares limeños obteniendo buenos índices de bondad ajuste (RMSEA: .064; CFI: .991; TLI: .987) y de confiabilidad ($\omega = .901$ y $\alpha = .866$). Olazo (2020) ejecutó un análisis psicométrico de la Escala EAPESA en escolares de lima, reportando a nivel factorial buenos resultados (RMSEA: .51; SRMR: .035; GFI: .962; CFI: .975; TLI: .968), asimismo evidenció una óptima confiabilidad con valores por encima de .86.

De acuerdo a lo expuesto, es evidente la importancia del estudio de la autoeficacia por todas las implicaciones que acarrea en el desarrollo psicológico de la persona, sobre todo en una población tan vulnerable como los niños y adolescentes que por su propia etapa atraviesan dificultades y a la vez están en el proceso del desarrollo de recursos psicológicos para afrontar la vida. Para la formación de una variable relevante como lo es la autoeficacia, es menester en primera instancia asegurarse de una correcta identificación en la persona valorando el grado en el que se ha gestado subjetivamente. Es por ello que, en el presente estudio se ha priorizado el análisis de las propiedades psicométrica de la “Escala Multidimensional de Autoeficacia Infantil”, asegurándose con esto una medición más objetiva en el contexto de estudio.

Actualmente existen limitaciones en el Perú respecto a esta variable, sobre todo en niños, pues todas las adaptaciones están relacionadas a adolescentes, presentándose además un escaso repertorio de escalas para evaluar autoeficacia. Asimismo, la propuesta factorial del instrumento sugiriendo a la autoeficacia en: rendimiento académico, sociabilidad y deporte permitirá ampliar su bagaje teórico contrastando empíricamente dichos conceptos con los datos obtenidos. Para conseguir ello es que se ha planteado una serie de objetivos específicos los cuales son: Analizar los ítems por medio del procedimiento ítem-escala, evaluar la estructura dimensional del instrumento por medio del análisis factorial confirmatorio, determinar la confiabilidad por consistencia interna usando los coeficientes de alfa de Cronbach y Omega McDonald's y valorar la invarianza factorial del instrumento en el contexto de estudio.

MATERIALES Y MÉTODOS

Tipo y diseño de investigación

Es una investigación no experimental pues no manipula las variables de estudio y se limita a la descripción de los fenómenos tal como se presentan empíricamente (Kerlinger y Lee, 2002). Del mismo modo es transversal pues la recolección de datos se dio un momento único y determinado (Bisquerra, 2009). Por último, se caracteriza por un diseño instrumental el cual tiene como objetivo la generación, análisis y optimización de instrumentos de medición considerando criterios de validez y confiabilidad (Montero y León, 2007).

Participantes

El estudio se realizó en una muestra de 302 alumnos de primaria y secundaria de una institución educativa privada de la ciudad de Piura, con edades que oscilan entre 8 y 15 años, teniendo en cuenta el mínimo sugerido de 200 participantes para estos tipos de estudios (Kline, 2016). Para ello se usó un muestreo no probabilístico por conveniencia en el cual los sujetos son elegidos en función de su accesibilidad y disposición para participar en la investigación (Kerlinger y Lee, 2002). Se consideraron a los estudiantes disponibles en el momento de la evaluación excluyendo a aquellos que no completaron los instrumentos.

Instrumento

El instrumento que se analizó fue la “Escala Multidimensional de Autoeficacia Infantil”, creada en Argentina por Oros en el año 2004 y baremada en el año 2017 por la misma autora. La escala, cuenta con 18 reactivos que se agrupan en 3 dimensiones, autoeficacia: social, académica y deportiva, puede aplicarse tanto individual como colectivamente y está orientada para personas de 8 a 13 años. Su objetivo principal es valorar que tan eficiente y competente se auto percibe el encuestado para realizar satisfactoriamente diversas actividades.

Validez

Para determinar su validez se utilizó el análisis factorial, obteniendo en la prueba de esfericidad de Bartlett y KMO valores adecuados (.81), además para determinar su distribución factorial se utilizó el estimador de componentes principales con rotación varimax valorando únicamente los ítems con pesos factoriales superiores a .40 quedando solo 18 reactivos, de dicho análisis también se determinó una tridimensionalidad de la escala que justificaba el 43,77% de la variancia explicada (dimensión social: 15,38%, deportiva: 15,78% y académica: 12,60%). Además, para ahondar en su validez se aplicó una escala de depresión infantil encontrando una relación divergente con dicho constructo, finalmente se decretó una influencia del género en las creencias de autoeficacia, destacando las mujeres en autoeficacia social y académica y los hombres en autoeficacia deportiva.

Confiabilidad

Para estudiar la confiabilidad por consistencia interna se utilizó el coeficiente de Cronbach obteniendo un valor aceptable de .81, con respecto a sus dimensiones también se hallaron valores adecuados (deportiva: .73, académica: .76 y social: .74). Asimismo, para evaluar la capacidad discriminativa de los ítems se utilizó la prueba T encontrando diferencias significativas en el modo de responder de los evaluados con alto niveles de autoeficacia y los que obtuvieron bajos puntajes.

Análisis de los datos

Para el análisis de los datos, en primer lugar, se tabuló todas las encuestas en el software estadístico Excel, Luego, se adjuntó la base de datos al programa estadístico Jamovi versión 2.3.28 el cual es considerado un software óptimo para análisis estadísticos complejos y

psicométricos (Navarro y Foxcroft, 2019), con el mismo se obtuvo los datos descriptivos de los ítems, el análisis ítem-escala, así como los coeficientes de confiabilidad de Cronbach y Omega. Para el análisis factorial confirmatorio se usó el software de libre uso “R Studio” versión 2023.03.0 con el paquete lavaan 0.6-18 teniendo en cuenta que es considerado el software ideal para el análisis de variables ordinales debido al uso de matrices policóricas (Rosseel, 2012).

Aspectos éticos

Para cumplir con los principios éticos en esta investigación, se utilizó un asentimiento informado en el que se explicó el propósito del estudio y se permitió que el encuestado decidiera si deseaba participar en la aplicación de la prueba. Según lo establecido en el artículo 24 del Código de Ética y Deontología del Colegio de Psicólogos del Perú, "todo psicólogo debe asegurarse de que toda investigación con seres humanos cuente con el consentimiento informado de los participantes, y en el caso de menores, se debe obtener también la aceptación del niño involucrado" (CPP, 2017). Además, se garantizó la confidencialidad de los datos recolectados, los cuales se almacenaron en una base de datos privada, accesible únicamente por el autor. Por último, se manejaron los datos de manera adecuada y se respetaron los derechos de propiedad intelectual de los autores citados, siguiendo las directrices establecidas en las normas APA de la 7ª edición, que regulan la estructura de los trabajos en las ciencias sociales (American Psychological Association, 2017)

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el primer objetivo se buscó analizar los ítems desde un enfoque descriptivo e inferencial por ello se reportaron sus medias y desviaciones estándar además del análisis ítem-escala, el cual se considera relevante en adaptaciones psicométricas pues cumple la función de análisis preliminar de los ítems por medio de correlaciones entre las variables observables y sus respectivas dimensiones valorando su aporte a dichos constructos (DeVellis, 2017).

Tabla 1

Análisis de ítems del instrumento estudiado

Dimensión	Ítem	M	DE	g1	g2	IHC
Deportiva	1	2.34	.636	-0.437	-0.677	.544
	4	2.32	.695	-0.522	-0.834	.606
	7	2.34	.700	-0.576	-0.816	.481
	10	2.39	.715	0.736	-0.727	.484
	13	2.56	.669	-1.21	0.206	.455
	18	2.17	.730	-0.273	-1.09	.526
	2	2.24	.589	-0.106	-0.445	.443
	6	2.34	.631	-0.421	-0.671	.600
	9	2.33	.670	-0.511	-0.747	.571

Académica	11	2.43	.662	-0.744	-0.528	.516
	15	2.20	.684	-0.28	-0.863	.541
	17	2.24	.703	-0.371	-0.937	.552
Social	3	2.56	.583	-0.956	-0.076	.205
	5	2.40	.730	-0.775	-0.74	.617
	8	2.22	.736	-0.363	-1.09	.603
	12	2.46	.736	-0.959	-0.516	.638
	14	2.27	.716	-0.46	-0.953	.522
	16	2.34	.706	-0.593	-0.824	.695

Nota: M: Media aritmética; DE: Desviación estándar; g1: coeficiente de asimetría de Fisher; g2: coeficiente de curtosis de Fisher; IHC: Índice de homogeneidad corregida.

En la tabla 1, se puede evidenciar los ítems de la escala estudiada bajo un supuesto tridimensional con sus valores descriptivos e índices de homogeneidad. En cuanto al total de ítems el valor inferior de la media fue de 2,18 y el mayor de 2,56, la desviación estándar presentó un valor mínimo de .583 y un valor mayor de .736. En cuanto a los índices de homogeneidad del análisis Ítem-Escala todos los coeficientes fueron adecuados a excepción del ítem 3 perteneciente a la dimensión de autoeficacia social con un .205. El punto de corte para considerar la idoneidad de los índices de homogeneidad fue de mayor o igual a .40 (DeVellis, 2017). Del mismo modo, los valores de curtosis y asimetría estuvieron en el parámetro ideal siendo de -7 y 7 y -2 y 2 respectivamente (Byrne, 2016).

Con respecto al segundo objetivo específico el cual buscó indagar en la estructura factorial del instrumento, se obtuvieron índices favorables que avalan una buena validez estructural en función a la propuesta tridimensional de la escala estudiada.

Tabla 2
Índices de ajustes de la escala estudiada

Muestra (n= 302)	χ^2/gl	CFI	TLI	GFI	RMSEA [IC 90%]	SRMR
Modelo original	1.531	.960	.953	.976	.051 [040 - .061]	.073

Nota: χ^2/gl : Chi cuadrado/grados de libertad; GFI: Índice de bondad de ajuste; RMSEA: Error cuadrático de la aproximación; SRMR: Raíz media estandarizada residual cuadrática; CFI: Índice de bondad de ajuste comparativo; TLI: Índice de Tucker-Lewis.

En la tabla 2, se evidencia los coeficientes de ajuste de la escala de 18 ítems analizados bajo un supuesto de 3 dimensiones obtenidos mediante el estimador de mínimos cuadrados ponderados con media varianza ajustada (WLSMV). Con respecto a los índices absolutos que valoran como los datos obtenidos se adecúan al modelo propuesto, se obtuvo un chi cuadrado

χ^2/gl de 2.05 el cual fue un valor ideal pues es menor al mínimo sugerido de 3. En cuanto al RMSEA, que valora básicamente la medida de error de estimación del valor propuesto, se obtuvo un valor aceptable de .051 menor al mínimo aceptable de .080. Con respecto el SRMR, el cual indica cuánto se desvía el modelo, en promedio, al predecir las relaciones entre las variables, se reportó un valor razonable de 0.73 menor al puntaje sugerido de .080. Por otro lado, los índices de ajuste comparativos, los cuales evalúan cómo se ajusta el modelo propuesto en comparación con un modelo básico, típicamente un modelo nulo, que presupone que todas las variables observadas son independientes entre sí, reportaron un índice de TLI óptimo de .953 mayor al mínimo ideal de .950 y del mismo modo se obtuvo un CFI excelente de .960 mayor al mínimo sugerido de .950. Los puntos de corte utilizados para inferir la idoneidad de los índices de ajuste han sido propuestos por Hu y Bentler (1999).

Tabla 3
Cargas factoriales del instrumento analizado

Ítems	Cargas factoriales
A1	.764
A2	.526
A3	.306
A4	.801
A5	.767
A6	.821
A7	.635
A8	.793
A9	.792
A10	.635
A11	.662
A12	.842
A13	.656
A14	.683
A15	.695
A16	.860
A17	.718
A18	.650

En la tabla 3, y la figura 1 se evidencia los pesos factoriales obtenidos a través del modelo propuesto de tres dimensiones del instrumento en cuestión. Esos valores reflejan cuanto aportan y contribuyen dichas variables observables a las variables latentes (dimensiones) que representan. En este estudio las cargas factoriales fueron adecuadas pues fueron superiores a .40 lo cual según

Hair et al. (2010) se considera como un mínimo aceptable. La excepción en este caso fue el ítem número 3 el cual fue menor al mínimo sugerido.

Figura 1

Path diagram del modelo tridimensional

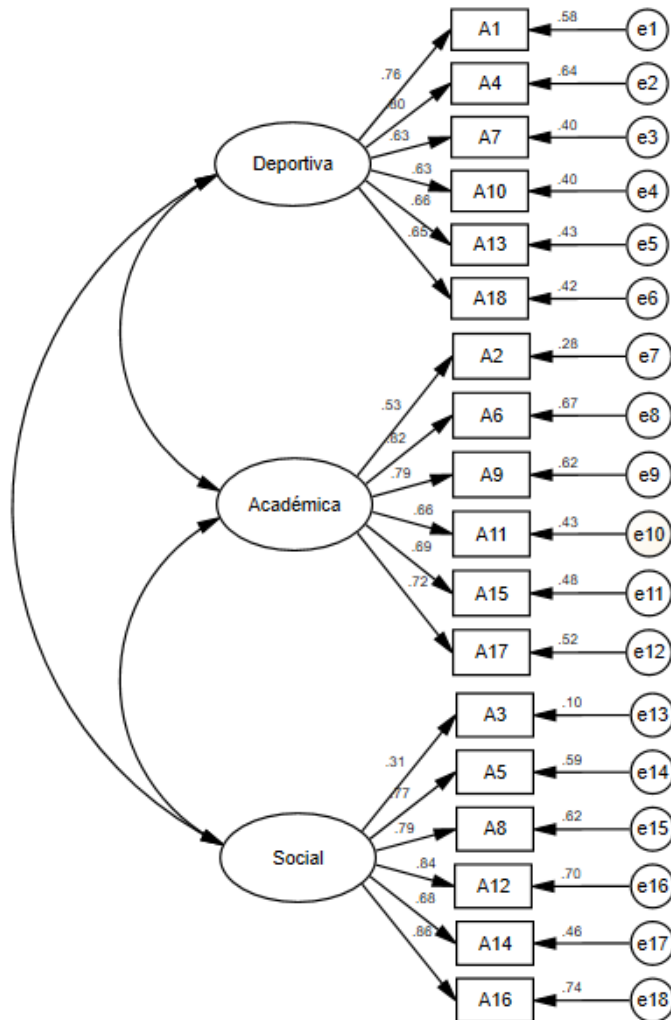


Tabla 4
Coefficientes de fiabilidad de la escala estudiada

Dimensiones	Nº Ítems	Cronbach (α)	Omega (ω)
Autoeficacia General	18	.801	.804
Deportiva	6	.771	.773
Académica	6	.787	.788
Social	6	.795	.801

Nota: α : alfa; ω : Omega

En la tabla 4, se evidencia los coeficientes de confiabilidad por consistencia interna, con respecto al coeficiente de Alfa de Cronbach la escala a nivel general obtuvo un valor de .80 lo cual se considera un índice de fiabilidad adecuado, asimismo se obtuvo los valores: .77, .79 y .79

en las dimensiones deportiva, académica y social respectivamente interpretándose todos ellos como valores aceptables. Mediante el coeficiente de Omega McDonald la escala a nivel general obtuvo un valor de .80 lo cual se considera como un puntaje bueno, en cuestión a las dimensiones se reportó .77, .79 y .80 en deportiva, académica y social respectivamente. Los puntos de corte utilizados para valorar la aceptabilidad de dichos coeficientes fueron en el caso de Cronbach y Omega valores mayores o igual a .70 (Cronbach, 1951; McDonald, 1999).

Tabla 5
Invarianza factorial según sexo

Modelo	χ^2	gl	p-valor	AIC	BIC
Configural	463.66	264	-	10029.9	10453.0
Métrico	475.77	279	0.6701	10012.0	10379.0
Escalar	487.13	294	0.7267	9993.3	10305.0

Nota: χ^2 : Chi cuadrado; gl: grados de libertad; p-valor: grado de significancia; AIC: Akaike Information Criterion; BIC: Bayesian Information Criterion.

En la tabla 5 se reporta el análisis de invarianza factorial por género, el cual indicó que las estructuras factoriales de las dimensiones Académica, Deportiva y Social son consistentes entre hombres y mujeres. El modelo configural, que no aplicó restricciones, presentó un ajuste satisfactorio a los datos, siendo utilizado como punto de referencia para los modelos con restricciones. Al imponer la igualdad en las cargas factoriales (modelo métrico), no se detectó un deterioro significativo en el ajuste ($\Delta\chi^2=12.117$, $p = 0.6701$). Asimismo, al aplicar restricciones adicionales en los interceptos (modelo escalar), el ajuste se mantuvo apropiado ($\Delta\chi^2=11.360$, $p = 0.7267$), lo que indica que tanto las relaciones entre los ítems y los factores latentes, como los puntajes medios, son similares entre géneros. El modelo escalar, que presentó los valores más bajos de AIC (9993.3) y BIC (10305.0), se identificó como el más idóneo, lo que respalda la validez y fiabilidad de las comparaciones entre géneros en estas dimensiones.

CONCLUSIÓN

El objetivo principal de este estudio fue indagar las evidencias de validez y confiabilidad de una escala multidimensional que mide la autoeficacia infantil, encontrándose de manera general resultados favorables que respaldan el funcionamiento de dicho instrumento en el contexto estudiado. Al respecto, se encontró, en función al constructo de la escala, que el modelo teórico tridimensional propuesto por la autora se adapta adecuadamente a la muestra analizada, del mismo modo los datos valorados por el cuestionario resultaron confiables por medio de coeficientes de consistencia interna. Estos resultados permiten que se extienda la aplicabilidad de dicho instrumento teniendo como base el buen funcionamiento que presenta en niños y adolescentes. A continuación, se presentan y debaten en función a los objetivos específicos los resultados de la investigación.

Con respecto al primer objetivo, el cual consiste en el análisis de ítems, se encontró que la media más baja fue de 2,18 y la más alta de 2,56 en los ítems de la escala, teniendo en cuenta que la valoración de las alternativas fueron del 1 al 3, siendo el menor valor un inferior nivel de autoeficacia y una mayor puntuación un alto nivel de esta. Con respecto a la desviación estándar el valor mínimo (.583) lo obtuvo el ítem 3 por ende se infiere que las respuestas obtenidas por los participantes en dicha pregunta fueron semejantes, caso opuesto ocurrió los ítems 8 y 12 los cuales obtuvieron la desviación estándar más alta (.736) lo que significa un alta discrepancias en sus respuestas. En cuestión, a la asimetría y curtosis se mantuvieron los parámetros sugeridos, estas medidas estadísticas permiten valorar la distribución de los datos obtenidos, que, de no estar en los valores aceptables sugieren que los datos podían no ser adecuados para los análisis estadísticos posteriores, como el análisis factorial confirmatorio (Kline, 2011).

Asimismo, se consiguió realizar el análisis ítem- escala el cual por medio de correlaciones de los ítems con su respectiva dimensión permite valorar la consistencia interna del instrumento favoreciendo esto a una valoración más completa del ítem en cuanto a su contenido y representatividad (Kline, 2000). Se obtuvo, en casi todos los casos puntajes mayores a .40 lo cual indica una buena adecuación de los ítems en función a la escala que representan, no obstante, el ítem 3 (“Puedo ser simpático con las personas”) reportó índice de homogeneidad igual a .205 menor al mínimo recomendado. Esto, sugiere una revaloración de dicha pregunta partiendo de los datos empíricos obtenidos, pero, además, por el uso de la palabra “simpático” que en el contexto de estudio podría ser novedosa, influyendo esto en la comprensión de la interrogante. Con respecto a estudios previos, Parra et al. (2022) en niños ecuatorianos estudiando la misma escala, obtuvo índices de homogeneidad adecuados a excepción del ítem 3, corroborando las dificultades empíricas de dicha pregunta. Otros estudios de escalas de autoeficacia en menores también reportan buenos índices de homogeneidad, por ejemplo: Guan Zeng et al. (2020) en alumnos de primaria y secundaria chinos y Olazo (2020) en escolares limeños.

El segundo objetivo específico consistió en la valoración de la estructura interna haciendo uso del análisis factorial confirmatorio, el cual permite corroborar un modelo factorial teórico hipotético en función en los datos obtenidos en la muestra de estudio. En el presente estudio se encontraron índices de ajuste absolutos (χ^2/gf : 1.531; RMSEA: .051; SRMR: .073) y relativos (CFI: .960; TLI: .953; GFI: .976) adecuados bajo una propuesta trifactorial del instrumento, teniendo en cuenta que, los coeficientes absolutos básicamente miden de forma directa cuánto se ajusta el modelo propuesto a los datos observados, sin hacer comparaciones con otros modelos y los coeficientes relativos evalúan el ajuste del modelo propuesto en relación con un modelo de referencia, generalmente el modelo nulo (un modelo donde no existen relaciones entre las variables).

En cuanto a las cargas factoriales, las cuales indican la intensidad y dirección de la correspondencia entre una variable que es observada y una variable latente (Kline, 2016), se

obtuvo pesos mayores a .40 lo cual se considera óptimo, no obstante, el ítem 3 el cual ya había presentado inconvenientes en el análisis de ítems, obtuvo una carga de .30, indicando esto una débil relación entre dicho ítem con la dimensión: Autoeficacia social. Esto, deja en evidencia una dificultad estructural en dicha pregunta, que en este estudio se le atribuyó a la redacción de esta, usando palabras que probablemente no fueron del todo claras para el contexto de investigación. No obstante, no se consideró su eliminación, pues en casos así se sugiere ello, siempre y cuando se reporten buenos índices de ajuste del modelo global, no alterando la propuesta teórica inicial (Byrne, 2016).

Con respecto a estudios previos de la misma escala, Parra et al. (2022) en menores ecuatorianos de 6 a 15 años bajo un enfoque tridimensional a priori no presentó buenos índices de ajuste sobre todo de manera general (TLI: 88) por lo consiguiente fue conveniente la eliminación del factor denominado "autoeficacia deportiva" y de esa manera bajo un enfoque bifactorial se hallaron mejores índices de ajuste al modelo. Esto defirió de esta investigación ya que en este caso si se encontró un buen funcionamiento factorial de 3 dimensiones en la muestra de estudio. Sin embargo, se encontraron similitudes en la valoración del ítem 3 que según el estudio en cuestión reportó inconvenientes en cuanto a la valoración de jueces, correlación y discriminación, principalmente asociado ello a la sintaxis y semántica de su redacción generando poca representatividad con su dimensión. Otros estudios de instrumentos similares también han demostrado buenos índices de ajuste a nivel factorial (Guan Zeng et al., 2020; Valqueresma et al., 2022; Chávez, 2022; Navarro-Loli y Domínguez-Lara 2019; Olazo, 2020; Torres, 2022).

El tercer objetivo específico, buscó indagar los valores de confiabilidad del instrumento estudiado encontrándose buenos valores, todos ellos mayores al mínimo sugerido de .70 tanto en la puntuación general como en cada una de sus dimensiones. Los buenos valores encontrado responden a la confiabilidad por consistencia interna, la cual valora el grado en que los ítems de una prueba evalúan el mismo constructo (Kline, 2000) y para ello se usó coeficientes estadísticos tales como el Alfa de Cronbach el cual valora el promedio de todas las correspondencias posibles entre los ítems de un test (Cronbach, 1951), y el coeficiente de Omega el cual interpreta como la fracción de la varianza total en las puntuaciones observadas que se puede asignar a los factores latentes (McDonald, 1999), es importante tener en cuenta que para escalas multidimensionales como la estudiada los datos obtenidos por Omega resultan más convenientes ya que asumen la variabilidad en los pesos factoriales de los ítems en contraposición al supuesto unidimensional de Cronbach.

Parra et al. (2022) en menores ecuatorianos estudiando la misma escala encontró buenos valores de confiabilidad en las dimensiones de "autoeficacia social" y autoeficacia académica" a excepción de "autoeficacia deportiva" la cual posteriormente se eliminaría. Del mismo modo Oros (2004) al crear el instrumento encontró por medio de Cronbach aceptables índices de confiabilidad. Otros estudios de instrumentos similares encontraron del mismo modo buenos

valores de confiabilidad (Guan Zeng et al., 2020; Valqueresma et al., 2022; Chávez, 2022; Navarro-Loli y Domínguez-Lara 2019; Olazo, 2020; Torres, 2022).

El último objetivo específico, buscó evaluar la invarianza factorial según género en la muestra estudiada, la cual busca examinar si un modelo factorial puede ser utilizado de forma equivalente en distintos subgrupos, como aquellos diferenciados por cultura o género (Cheung y Rensvold, 2002). Los resultados obtenidos denotaron que la invarianza factorial fue significativa, lo que indica que tanto hombres como mujeres comparten una estructura factorial equivalente en lo que respecta a los ítems de la escala. Esto se refleja en la invarianza configural, que garantiza que la estructura básica del modelo es la misma en ambos grupos, y en la invarianza métrica, lo que sugiere que las cargas factoriales de los ítems son similares para ambos géneros permitiendo así que los ítems contribuyan de manera uniforme a los factores subyacentes en cada grupo.

Estos hallazgos fueron de gran relevancia, ya que la invarianza significativa permite realizar comparaciones válidas entre géneros sin introducir sesgos en los resultados, reforzando la fiabilidad del instrumento. Estudios previos, como el de Oros (2017) donde elaboró las normas y baremos de su instrumento en población argentina no encontró diferencias significativas según género en las puntuaciones generales, pues estas se presentaron solo en las dimensiones “autoeficacia académica” y “autoeficacia social”.

En conclusión, se obtuvieron óptimas propiedades psicométricas de la Escala de Autoeficacia (EMA) en menores de entre 8 y 15 años. Al respecto, el análisis de ítems reveló una adecuada discriminación y funcionamiento de los ítems, mientras que el análisis factorial confirmatorio apoyó la estructura multidimensional del instrumento, validando las tres dimensiones teóricas: académica, social y deportiva. En cuanto a la confiabilidad, se obtuvo una adecuada consistencia interna en todas las dimensiones, con coeficientes de Alfa de Cronbach y Omega superiores a los niveles aceptables. Además, el estudio de la invarianza factorial según género mostró que la estructura factorial es invariante a nivel configural y métrico, lo que permite hacer comparaciones válidas entre ambos géneros en cuanto a sus percepciones de autoeficacia.

A pesar de los resultados positivos, el estudio presenta algunas limitaciones importantes. En primer lugar, se utilizó un muestreo no probabilístico por conveniencia, lo que limita la generalización de los resultados a otras poblaciones de niños. Para estudios futuros, sería ideal contar con una muestra más representativa para validar aún más las propiedades psicométricas del instrumento en distintos contextos y regiones. Además, aunque se encontró invarianza factorial según género, sería relevante explorar la invarianza en otros subgrupos, como niveles socioeconómicos o culturales, para asegurar que la escala sea igualmente válida en diferentes contextos demográficos. Finalmente, aunque los análisis mostraron buenos índices de confiabilidad y validez, la inclusión de otros tipos de análisis, como estudios longitudinales, podría fortalecer aún más la interpretación de la autoeficacia como un constructo estable a lo largo del tiempo.

REFERENCIAS

- American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. American Psychological Association. <https://www.apa.org/ethics/code>
- Bandura, A. (1977). *Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change*. *Psychological Review*, 84(2), 191-215. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191>
- Bisquerra, R. (2009). *Metodología de la investigación educativa* (2da ed.). La Muralla. https://www.academia.edu/38170554/METODOLOG%C3%8DA_DE_LA_INVESTIGACI%C3%93N_EDUCATIVA_RAFAEL_BISQUERRA_pdf
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. Guilford Publications. Este libro es una excelente fuente para entender no solo las cargas factoriales sino también otros aspectos del análisis factorial confirmatorio. <https://books.google.com.pe/books?id=tTL2BQAAQBAJ&printsec=frontcover#v=onepage&q&f=false>
- Byrne, B.M. (2016). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (3rd ed.). Routledge. <https://www.taylorfrancis.com/books/mono/10.4324/9781315757421/structural-equation-modeling-amos-barbara-byrne>
- Chávez, E. F. (2022). Autoeficacia académica: análisis de estructura interna e invarianza en estudiantes de secundaria de Lima Metropolitana. *Propósitos y Representaciones*, 10(2). <https://doi.org/10.20511/pyr2022.v10n2.1541>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://link.springer.com/article/10.1007/BF02310555>
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale Development: Theory and Applications* (4th ed.). SAGE Publications. <https://books.google.com.pe/books?id=48ACCwAAQBAJ&printsec=frontcover#v=onepage&q&f=false>
- Estrada, E. G. A. (2021). Autoeficacia y procrastinación académica en estudiantes del séptimo ciclo de educación básica regular. *Horizonte de la Ciencia*, 11(20), 195-205. <https://doi.org/10.26490/uncp.horizonteciencia.2021.20.777>
- Falcao, A. O., Leme, V. B. R., & De Morais, G. A. (2021). Autoeficácia, habilidades sociais e clima escolar de estudantes do ensino fundamental. *Psicologia Da Educação*, 52, 33-43. <https://doi.org/10.23925/2175-3520.2021i52p33-43>

- Flores, E. C. (2022). Autoeficacia académica: análisis de estructura interna e invarianza en estudiantes de secundaria de Lima Metropolitana. *Propósitos y Representaciones*, 10(2). <https://doi.org/10.20511/pyr2022.v10n2.1541>
- Galicia-Moyeda, I. X., Sánchez-Velasco, A., & Robles-Ojeda, F. J. (2013). Autoeficacia en escolares adolescentes: su relación con la depresión, el rendimiento académico y las relaciones familiares. *Anales de Psicología*, 29(2). <https://doi.org/10.6018/analesps.29.2.124691>
- García Fernández, J. M., Lagos San Martín, N. G., Gonzalvez Maciá, C., Vicent Juan, M., & Inglés Saura, C. (2015). ¿Predice la autoeficacia percibida la ansiedad escolar?: estudio con estudiantes chilenos de educación secundaria. *Revista INFAD De Psicología. International Journal of Developmental and Educational Psychology.*, 1(1), 193–198. <https://doi.org/10.17060/ijodaep.2015.n1.v1.68>
- García-Martín, J., & Pichardo, M. C. (2020). Autoeficacia académica, procrastinación y rendimiento académico en estudiantes de educación secundaria. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 18(2), 287-308. 10.25115/ejrep.v18i2.3466.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., & Anderson, R.E. (2010). *Multivariate Data Analysis* (7th ed.). Prentice Hall. Este libro es una fuente ampliamente utilizada en análisis estadístico multivariante y ofrece una explicación detallada sobre las cargas factoriales y su interpretación. <https://www.scirp.org/reference/ReferencesPapers?ReferenceID=1841396>
- Hu, L.-t., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Journal of Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/10705519909540118>
- Huerta, C. (2021). *El rol de la autoeficacia emocional en la relación entre desigualdad e indicadores de depresión infanto-juvenil en contexto escolar*. [Tesis de posgrado, Universidad Pontificia Católica de Chile]. Repositorio Universidad Pontificia Católica de Chile. <https://repositorio.uc.cl/server/api/core/bitstreams/f2e744f6-7f2b-4207-98bc-941996a53565/content>
- Kerlinger, F. N., & Lee, H. B. (2002). *Investigación del comportamiento: Métodos de investigación en ciencias sociales* (4ta ed.). McGraw-Hill. <https://padron.entretemas.com.ve/INICC2018-2/lecturas/u2/kerlinger-investigacion.pdf>
- Kline, P. (2000). *The Handbook of Psychological Testing* (2nd ed.). Routledge. <https://www.routledge.com/Handbook-of-Psychological-Testing/Kline/p/book/9780415211581?srsltid=AfmBOoogPhRyXrePLw4CZ5JWkRYM1p12IUIUrvIZfJQfOlV5C65o2W>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). Guilford Press. <https://psycnet.apa.org/record/2010-18801-000>

- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4ta ed.). The Guilford Press. <https://psycnet.apa.org/record/2015-56948-000>
- Kyle, T. L., Mendo, A. H., Garrido, R. E. R., & Sánchez, V. M. (2016). *Efectos de la actividad física en el autoconcepto y la autoeficacia en preadolescentes*. Redalyc.org. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=345743464013>
- Margolis, H., & McCabe, P. P. (2006). "Improving Self-Efficacy and Motivation: What to Do, What to Say". *Intervention in School and Clinic*, 41(4), 218-227. <https://doi.org/10.1177/10534512060410040401>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates. <https://psycnet.apa.org/record/1999-02770-000>
- Merino, E. (2010). *LA EXPECTATIVA DE AUTOEFICACIA: SU INFLUENCIA y RELEVANCIA EN EL DESARROLLO PERSONAL*. Redalyc. <https://www.redalyc.org/pdf/3498/349832326039.pdf>
- Ministerio de Educación del Perú [MINEDU]. (2022). *Resultados PISA 2022*. MINEDU. <http://umc.minedu.gob.pe/resultadospisa2022/>
- Ministerio de Salud del Peru [MINSA]. (2022). *Minsa pone la lupa en la ansiedad*. El Peruano. <https://www.elperuano.pe/noticia/192010-minsa-pone-la-lupa-en-la-ansiedad>
- Ministerio de salud del Perú [MINSA]. (2023). *La depresión: un trastorno de salud mental que también afecta a niñas, niños y adolescentes, y requiere la participación de la familia*. Gob.pe. <https://www.gob.pe/institucion/minsa/noticias/690010-la-depresion-un-trastorno-de-salud-mental-que-tambien-afecta-a-ninas-ninos-y-adolescentes-y-requiere-la-participacion-de-la-familia>
- Molina, L. (2022). *Propiedades psicométricas de la escala de autoeficacia general en adolescentes de instituciones educativas de Lima Sur* [Tesis de pregrado, Universidad Autónoma del Perú]. Repositorio de la Universidad Autónoma del Perú. <https://repositorio.autonoma.edu.pe/handle/20.500.13067/1977?show=full>
- Montero, I., & León, O. (2007). *Guía para nombrar los estudios de investigación en Psicología*. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. https://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf
- Navarro, D. J., & Foxcroft, D. (2019). *Learning Statistics with Jamovi: A Tutorial for Psychology Students and Other Beginners*. <https://learnstatswithjamovi.com/>.
- 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.v11i1.1985>
- Nunes, D., & Faro, A. (2021). O papel da autoeficácia, da autoestima e do autoconceito na depressão em adolescentes. *Ciencias Psicológicas*.

- <https://doi.org/10.22235/cp.v15i2.2164>
- Olazo, B. (2020). *Escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas (EAPESA): evidencias psicométricas en estudiantes de secundaria de Lima Metropolitana*. [Tesis de pregrado, Universidad Cesar Vallejo]. Repositorio de la Universidad Cesar Vallejo.
- https://repositorio.ucv.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12692/59935/Olazo_CBMA-SD.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Organización Mundial de la salud [OMS]. (2021). *Salud mental del adolescente*. Organización Mundial de la Salud. <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/adolescent-mental-health>
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OECD]. (2024). *Los resultados de PISA 2022 (El volumen IV) - fichas descriptivas: España*. OECD. https://www.oecd.org/es/publications/2024/06/pisa-2022-results-volume-iv-country-notes_1ac5350e/spain_70754b28.html
- Oros, L. (2004). Evaluación de las creencias de autoeficacia en la infancia / The evaluation of self-efficacy in children. *ResearchGate*.
- <https://www.researchgate.net/publication/221960252>
- Oros, L. B. (2017). *Valores Normativos de la Escala Multidimensional de Autoeficacia Infantil para Población Argentina*. <https://www.redalyc.org/journal/4596/459653861014/html/>
- Parra, C. G., Chávez, J. F. C., & Andrango-Guerrón, D. (2022). Propiedades psicométricas de la Escala Multidimensional de Autoeficacia Infantil. *Interdisciplinaria Revista de Psicología y Ciencias Afines*, 39(2). <https://doi.org/10.16888/interd.2022.39.2.7>
- Pilco-Ushiña, K., & Larzabal-Fernández, A. (2022). *Relación Entre Autoeficacia, Estrés Percibido Y Malestar Psicológico En Una Muestra De Adolescentes De Tungurahua*. *Psicología Unemi*, 6(10), 86-95. <https://doi.org/10.29076/issn.2602-8379vol6iss10.2022pp86-95p>
- Pinedo, X. (2021). *Ansiedad y depresión: los trastornos de salud mental más diagnosticados en adolescentes*. Ojo Público. <https://ojo-publico.com/3098/ansiedad-y-depresion-diagnosticos-mas-comunes-menores>
- Ponce, F. (2017). *Depresión, Ansiedad Y Autoeficacia En Alumnos De Colegios Estatales De Huánuco*. [Tesis de pregrado, Universidad San Ignacio de Loyola]. Repositorio de la Universidad San Ignacio de Loyola.
- <https://repositorio.usil.edu.pe/server/api/core/bitstreams/f440f0ce-0e77-4b46-94fa-1e5d05a43951/content>
- Rosseel, Y. (2012). *lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling*. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://www.jstatsoft.org/article/view/v048i02>

- Rossi, T., Trevisol, A., Santos-Nunes, D. D., Dapieve-Patias, N., & Von Hohendorff, J. (2020). Autoeficacia general percibida y motivación para aprender en adolescentes de educación media. *Acta Colombiana de Psicología*, 23(1), 254-263. <https://doi.org/10.14718/acp.2020.23.1.12>
- Serra, J. (2012). *Influencia de la percepción de autoeficacia sobre los niveles habituales de realización de actividad física en adolescentes*. Efdeportes. https://www.efdeportes.com/efd177/percepcion-de-autoeficacia-de-actividad-fisica.htm#google_vignette
- Torres, E. (2023). *Invarianza métrica, estructura factorial y confiabilidad de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA) en adolescentes limeños*. [Tesis de pregrado, Universidad Cesar Vallejo]. Repositorio de la Universidad Cesar Vallejo. https://repositorio.ucv.edu.pe/bitstream/handle/20.500.12692/98737/Torres_MEG-SD.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Travezaño, C. (2022). *Habilidades sociales y autoeficacia general en estudiantes del VII Ciclo de Educación Básica Regular Estatal, de la Ciudad de Cerro de Pasco, 2020*. [Tesis de pregrado, Universidad Peruana de la Unión]. Repositorio de la Universidad Peruana de la Unión. <https://repositorio.upeu.edu.pe/items/a4d6c921-d5a8-4b36-a0a2-8fde2400b65b>
- Trujillo-Hernández, P. E. T., Peña, Y. F., Melasio, D. A., Reyes, B. J. L., García, J. Á., & Valverde, J. M. G. (2021). Analysis of the psychometric properties of the Eating Behavior Self-efficacy Scale in Mexican adolescents. *Nutrición Hospitalaria*. <https://doi.org/10.20960/nh.03501>
- Valqueresma, A., Coimbra, J. L., & Costa, P. (2022). Creative Self-Efficacy Scale for Children and Adolescents (CASES): A Development and Validation Study. *International Journal Of Psychological Research*, 15(1), 55-69. <https://doi.org/10.21500/20112084.5410>
- Videra, A., & Reigal, R. (2010). *La práctica de actividad física y su relación con la autoeficacia y la salud percibida*. Altorendimiento. <https://altorendimiento.com/la-practica-de-actividad-fisica-y-su-relacion-con-la-autoeficacia-y-la-salud-percibida/>
- Zeng, G., Fung, S., Li, J., Hussain, N., & Yu, P. (2020). Evaluating the psychometric properties and factor structure of the general self-efficacy scale in China. *Current Psychology*, 41(6), 3970-3980. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00924-9>