

Original

Evidencias psicométricas de la Escala de Autoeficacia General (EAG) en universitarios peruanos.

Mirian Grimaldo Muchotrigo¹, Jossue Correa Rojas^{2*}, Gustavo Calderón-De la Cruz³

¹Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú

²Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú

³Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 8 de octubre de 2020

Aceptado el 3 de mayo de 2021

Online el 25 de octubre de 2021

Palabras clave:

Autoeficacia general
Estudiantes universitarios
Perú
Validez
Confiabilidad

Keywords:

General self-efficacy
University students
Peru
Validity
Reliability

R E S U M E N

El objetivo del presente estudio fue examinar psicométricamente la Escala de Autoeficacia General (EAG). La muestra estuvo conformada por 907 estudiantes (53.4% mujeres) provenientes de universidades públicas y privadas de la ciudad Lima Metropolitana con edades que oscilan entre los 17 y 26 años. Mediante un análisis factorial confirmatorio, se demostró la unidimensionalidad de la EAG con presencia de pares de errores correlacionados entre los ítems 2-8 y 9-10. Asimismo, fue corroborada la invarianza según el sexo y, la confiabilidad por consistencia interna tuvo coeficientes adecuados. Finalmente, se obtuvo evidencias satisfactorias en la relación convergente de la autoeficacia con el afecto positivo y negativo. Estos resultados aportan a la potencial utilidad de la EAG en universitarios peruanos, se establecen recomendaciones para futuros estudios.

Psychometrics evidences of General Self-efficacy Scale (EAG) in Peruvian college students

A B S T R A C T

The objective of the present study was to psychometrically examine the General Self-Efficacy Scale (GSS). The sample consisted of 907 students (53.4% women) between 17 and 26 years old from public and private universities in the metropolitan city of Lima. The measurement instruments were the EAG and the Positive and Negative Affect Scale (SPANAS for its acronym in English). The results demonstrated the unidimensionality of the instrument through the evidence of validity of the internal structure and its relationship with other constructs, demonstrating in the latter a convergence with positive affect and divergence with negative affect. The reliability was acceptable with the Omega coefficient, and the measurement invariance in gender was demonstrated. These results contribute to the potential usefulness of the EAG in Peruvian university students, recommendations for future studies are established.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: jossuedcr82@gmail.com (Jossue Correa Rojas).

Introducción

La autoeficacia es un constructo desarrollado ampliamente en la Teoría Social Cognitiva elaborada por Bandura (1977; 1982; 1987, 1997). La autoeficacia tradicionalmente se define como “las creencias en las propias capacidades para organizar y ejecutar los cursos de acción requeridos que producirán determinados logros o resultados” (Bandura, 1997, p. 3). Una persona con elevada autoeficacia será capaz de lidiar con diversas situaciones estresantes (Schwarzer & Jerusalem, 1995) requiriendo para su logro, las experiencias de éxito y dominio como fuente principal seguido de las experiencias vicarias, la persuasión social y el estado fisiológico o de activación emocional (Bandura, 1977; Schunk, 1995).

Dentro del proceso motivacional, Bandura (1986) señala que debe diferenciarse las expectativas de eficacia de las expectativas de resultados. En el primer caso, está relacionado con el incremento de las creencias para realizar acciones efectivas con el propósito de lograr un objetivo mientras que las expectativas de resultados son las creencias sobre la acción realizada y determinadas por la dificultad de la tarea, la comparación social, los rasgos de personalidad y la retroalimentación (Bandura; 1997; Reeve, 1994). La autoeficacia entonces facilita el cumplimiento de objetivos, la inversión del esfuerzo, la persistencia y recuperación ante los obstáculos, incrementa la motivación, favorece las conductas prosociales (Bandura, 1992; Caprara & Steca, 2005; Cook & Artino Jr., 2016; Schwarzer, 1992) además, reduce el estrés y disminuye las posibilidades de generar depresión (Bandura, 1997; Merino & Lucas, 2016). Estos resultados reflejan que las creencias de eficacia aportan al bienestar de las personas y al afronte de estresores.

En el ámbito universitario, la autoeficacia está asociada al rendimiento académico (Gutiérrez, Corrás, Novo & Fariña, 2017; Talsma, Schütz, Schwarzer, & Kimberley Norris), el apoyo social y autoestima (Simon, Molero, Pérez-Fuentes, Gázquez, Barragán, & Martos, 2017), las estrategias de afrontamiento (Piergiovanni & Depaula, 2018), autorregulación del aprendizaje (Covarrubias-Apablaza, Acosta-Antognioni, & Mendoza-Lira, 2019), procrastinación académica, competencia percibida, (Brando-Garrido, Montes-Hidalgo, Limonero, Gómez-Romero, & Tomás-Sábado, 2019), motivación para aprender (Rossi, Trevisol, dos Santos-Nunes, Dapieve-Patias, & Von Honhendorff, 2020), permanencia universitaria (Navarro, Redondo, Contreras, Romero, & D’Andreis, 2017), autorregulación emocional (Merino & Lucas, 2016), práctica de la actividad deportiva (Lewis, Williams, Frayeh, & Marcus, 2016). Estos resultados ameritan la continuidad de estudios de la autoeficacia particularmente en escenarios donde su examinación es escasa como ocurre en el Perú.

La medición de la autoeficacia está basada a partir de la evaluación de tareas específicas (Bandura, 2006) y también desde una concepción global de estudio (Luszczynska, Scholz & Schwarzer, 2005; Schwarzer & Jerusalem, 1995). Precisamente, la Escala de Autoeficacia General (EAG; Schwarzer, 1993) se encuentra en esta última perspectiva de abordaje, evaluando las creencias acerca de la competencia personal que tiene un individuo para manejar eficazmente diversas situaciones estresantes.

Sobre la validez de la EAG, se desarrollaron estudios multiculturales que corroboraron su unidimensionalidad (Scholz, Gutiérrez, Sud, & Schwarzer, 2002; Schwarzer, Babler, Kwiatek, Schroder, Xin, 1997; Schwarzer & Born, 1997). La versión al español elaborada por Baessler y Schwarzer (1996) es preferentemente seleccionada para analizar la estructura interna de la EAG, teniendo como resultado la corroboración de su unidimensionalidad en contextos como España (Espada, González, Orgilés, Carballo, & Piqueras, 2012), Chile (Cid, Orellana & Barriga, 2010), México (Padilla, Acosta, Guevara, Gómez & González, 2006), Ecuador (Bueno-Pacheco, Lima-Castro, Peña-Contreras, Cedillo-Quizhpe & Aguilar-Sizer, 2017; Moreta-Her-

rera, Lara-Salazar, Camacho-Bonilla & Sánchez-Guevera, 2019) y Perú (Grimaldo, 2005).

Uno de los indicadores poco evaluados en el estudio de la EAG es la verificación de la presencia de errores correlacionados. En el estudio de Crandall, Rahim y Yount (2016), se correlacionaron 9 residuales debido a la similitud semántica que presentaban dos grupos de ítems, los tres primeros versados en la creencia relacionada resolución de problema y los cuatro últimos ítems asociados a la creencia en la capacidad de afrontamiento del individuo. En la versión peruana de la EAG (Grimaldo, 2005), los tres primeros ítems del estudio de Crandall et al. (2016) son el 2, 1 y 3 y los cuatro últimos corresponden a los ítems 6, 10, 9, y 7.

En cuanto a la confiabilidad, Sanjuán, et al. (2000) señala lo siguiente: “En los distintos estudios realizados, con muestras de distintas nacionalidades (alemanes, costarricenses, etc.), la escala ha mostrado una consistencia interna considerable (entre .79 y .93)” (p. 509). Al centrarnos en estudios latinoamericanos (México, Chile, Argentina, Ecuador, y Perú), la confiabilidad por consistencia interna ha sido preferentemente aplicado con el alfa de Cronbach presentando valores que oscilan entre .76 y .89 (Brenlla et al., 2010; Cid et al., 2010; Grimaldo, 2005; Moreta-Herrera et al., 2019; Padilla et al., 2006). Sin embargo, se conoce que el uso de este coeficiente requiere de dos condiciones que la literatura ha sostenido que son difíciles de demostrar: la ausencia de errores correlacionados y el cumplimiento de la tau-equivalencia, sugiriendo otros estimadores útiles en el marco del análisis factorial como son el Coeficiente Omega (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014; McDonald, 1999) y el coeficiente de fiabilidad compuesta el cual considera el impacto de los errores correlacionados (Hair et al., 2010).

Contar con un instrumento como la EAG con evidencias de validez favorables en el contexto universitario será un punto de partida para el diseño y ejecución de programas de intervención orientados en incentivar la autoeficacia (Bueno-Pacheco, et al., 2017). Trabajar en las creencias positivas relacionadas con las propias capacidades del individuo es relevante para el enfrentamiento de los desafíos de la salud contemporánea (Medeiros, Loureiro, Linhares y Maturano, 2003; Peripolli, Melo, Oliveira, de Almeyda, de Mello & Barbosa, 2017) y, dada la asociación de la autoeficacia con los procesos de aprendizaje (Moreta-Herrera, et al., 2019), podría ser considerada en las tutorías (Navarro, et al., 2017) mejorando de esta manera el rendimiento académico (Gutiérrez, et al., 2017).

Al centrarnos en el estudio peruano, la validación de la estructura interna de la EAG se desarrolló hace 15 años y fue aplicado en estudiantes de cuarto y quinto grado de educación regular (Grimaldo, 2005). Este resultado es emergente en los estudios psicométricos de la EAG en el Perú, aunque tomando en cuenta que el análisis factorial fue priorizado exploratoriamente además que no se han elaborado otros estudios de replicación en otros escenarios de estudio, parece necesaria la continuidad de su evaluación instrumental.

Por lo tanto, el presente estudio tiene como objetivo evaluar psicométricamente la EAG (Baessler y Schwarzer, 1996). La estructura interna de la EAG será examinada mediante un análisis factorial confirmatorio adhiriendo la detección de errores correlacionados. También se incluirá la validez por su relación con otros constructos, demostrando las relaciones convergentes de la autoeficacia con el afecto positivo y el afecto negativo, esta premisa se justifica de los resultados previos que acreditan sus asociaciones (Chan, 2007; Kaimal, & Ray, 2016; Luszczynska, Gutiérrez-Doña et al., 2005).

Debido a los problemas en el uso del coeficiente alfa de Cronbach, el coeficiente Omega Categórico ($\omega_{\text{categórico}}$) y la confiabilidad compuesta constituyen medidas más eficientes. En el primero caso por demostrar imparcialidad en modelos congénicos en presencia de errores no correlacionados (Muñiz, 2018) y la confiabilidad compuesta por ser adecuado para medidas congénicas y considerar en

su cálculo el impacto de los errores correlacionados (Zumbo, Gaderman, & Meisser, 2007).

De manera adicional se examinará la invarianza de medición en el género. Este procedimiento aporta a la reducción del sesgo de medición por medio de la verificación de la equivalencia del constructo en diferentes grupos evaluados (Byrne, 2008). Respecto al género, los resultados indican que los varones tienen mayores niveles de autoeficacia que las mujeres (Scholz, et al., 2002; Choi, 2004). Al verificar los estudios de invarianza, si bien es demostrada su equivalencia en este grupo de estudio (Leung & Leung, 2010), su resultado todavía amerita de comprobación debido a que las características culturales podrían afectar la interpretación de la EAG.

Método

Diseño

En el presente estudio se sigue un diseño instrumental, pues se analizan las propiedades psicométricas de un instrumento de medida (Ato, López & Benavente, 2013).

Participantes

Tomando en cuenta la accesibilidad y una participación regular a clases, se seleccionó mediante un muestreo no probabilístico a un total de 907 estudiantes provenientes de universidades públicas (67.6%) y privadas (32.4%). Las edades de las mujeres (53.4%; $M = 16.52$, $DE = 1.93$) y los varones (46.6%; $M = 16.73$, $DE = 2.24$) oscilaron entre los 17 y 26 años, todos presentaron un nivel cultural y socioeconómico nivel medio. En el estudio se consideró a los estudiantes que repitieron y no cursos.

Instrumentos

Escala de Autoeficacia General (EAG; Baessler y Schwarzer, 1996)

El objetivo de la escala es evaluar las creencias acerca de la competencia personal para responder eficazmente frente a diversas situaciones calificadas como estresantes (Baessler & Schwarzer, 1996). La EAG se compone de 10 reactivos organizados unifactorialmente con alternativas de respuesta que van de uno a cuatro puntos (*incorrecto, apenas cierto, más bien cierto y cierto*). La prueba es administrada individual o colectivamente. La versión original cuenta con evidencias de validez de criterio, para ello se usaron instrumentos que medían depresión, ansiedad y optimismo (Baessler & Schwarzer, 1996) y se encontró una correlación entre el constructo autoeficacia y depresión ($r = .42$) y ansiedad ($r = -.43$); además una correlación positiva con optimismo ($r = .57$). En cuanto a la confiabilidad de obtuvo .81 al aplicar el Coeficiente alfa de Cronbach.

Escala de Afectos Positivos y Negativos (SPANAS; Joiner et al., 1997)

Constituido por 20 ítems, el SPANAS se compone de dos dimensiones denominadas Afectividad Positiva (2, 4, 5, 8, 9, 11, 15, 17, 18, 20) y Afectividad Negativa (1, 3, 6, 7, 10, 12, 13, 14, 16, 19). El total de los ítems se puntúa con un escalamiento de cinco opciones de respuesta (1= *Casi nada*, 2= *Un poco*, 3= *Moderadamente*, 4= *Bastante*, 5= *Extremadamente*). Para la presente investigación se empleó la validación realizada por Grimaldo (2003), cuyos re-

sultados señalan que las evidencias psicométricas de la SPANAS se analizaron en una muestra de universitarios limeños. La validez del instrumento se determinó a través de un análisis factorial exploratorio con el método de extracción de Ejes Principales y rotación Promax. Asimismo, la fiabilidad se obtuvo mediante el coeficiente alfa Cronbach para Afectividad Positiva ($\alpha = .74$) y Negativa ($\alpha = .83$).

Procedimientos

La administración de los instrumentos fue realizada en los meses de abril y mayo del 2019, en diferentes grupos y de forma colectiva. Tomando en cuenta que el estudio no estaba asociado a la experimentación con seres humanos, las universidades descartaron la inclusión de un comité de ética. Se consideraron las recomendaciones y normativas para la aplicación de pruebas propuestas por la *International Test Commission* (2000), con el objetivo de minimizar la varianza irrelevante al constructo proclive a ocurrir durante la administración de pruebas psicológicas. Previo a la administración de los test, los participantes firmaron el consentimiento informado, en ella se dio a conocer el carácter voluntario del estudio, la libertad de su participación, la ausencia de daño físico y psicológico, el anonimato y la confidencialidad de la información recabada. De esta manera, se respetaron los lineamientos éticos según los derechos de Helsinki acoplándose además al Código de Ética del Perú (Colegio del Psicólogo del Perú, 2017) y a las normas éticas establecidas por la *Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas* (2017).

Análisis de datos

Para los análisis se utilizaron el programa IBM SPSS, versión 25 y el Rstudio versión 3.3.2 (RStudio Team, 2015), empleándose los paquetes Lavaan (Rosseel, 2012), semPlot (Epskamp et al., 2019), semTools (Jorgensen, 2021) y la sintaxis de Wu y Estrabrook, (2016) para determinar la invarianza por sexo. Inicialmente, se buscó identificar datos faltantes y outliers, una vez identificada la presencia de faltantes (menor al 2%), se procedió a completarlos a través de un procedimiento de imputación de datos mediante el método de regresión logística para datos categóricos (Hair et al., 2010).

El análisis descriptivo comprende a la media (M), desviación estándar (DE), asimetría (g_1) y curtosis (g_2), a través de estos últimos fue posible evaluar la distribución de los ítems considerando ± 1.5 como valor marginal de normalidad (Pérez & Medrano, 2010).

El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se realizó con el método *Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted* (WLSMV, por sus siglas en inglés), a razón de la naturaleza ordinal de los reactivos (Domínguez-Lara, 2014; Verdamm Oort, & Sprangers, 2016). Se analizaron 3 modelos: Modelo 1 = Modelo congénico sin errores correlacionados; Modelo 2 = Modelo re-especificado con errores correlacionados entre los ítems 9 y 10; Modelo 3 = Modelo re-especificado con errores correlacionados entre los ítems 2 y 8 y los ítems 9 y 10. Para verificar la pertinencia de los modelos se reportaron los índices de bondad de ajuste absoluto, incremental y de parsimonia (Véliz, 2016). En cuanto a los índices de ajuste absoluto, se revisa la ji cuadrado entre los grados de libertad (Xia & Yang, 2018), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) y el *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) sugeridos por Bentler y Bonnet (1980) cuyos valores se espera que se encuentren por debajo de .05; además, se incluye el índice *Comparative Fit Index* (CFI) de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom (1986) para verificar el ajuste incremental y el *Índice de Tucker-Lewis* (TLI) para cotejar el ajuste de parsimonia (Kline, 2016) cuyos valores se esperan que estén por encima de .95.

Finalmente, para comparar los modelos se empleó el índice *Weighted Root Mean Square Residual* (WRMR, por sus siglas en inglés) de acuerdo con la literatura el mejor modelo debe obtener el índice más bajo (Hair et al., 2010; Kline, 2016).

Adicionalmente, se calculó el *Average Variance Extracted* (AVE, por sus siglas en inglés), este es un procedimiento complementario que aporta a la validez de la estructura interna del instrumento debido a que verifica la cantidad de varianza que se aporta al constructo general a partir de la operativización de las cargas factoriales, siendo la obtención de un valor superior a .50 considerado como satisfactorio (Fornell & Larcker, 1981; Navarro, Domínguez, & Medrano, 2019).

Tabla 1.
Análisis descriptivo y correlación ítem-test

Nº	Escala	M	DE	g ₁	g ₂	r _{ít}
1	Puedo encontrar la manera de obtener lo que quiero, aunque alguien se me oponga	2.91	.880	-.378	-.657	.292
2	Puedo resolver problemas difíciles si me esfuerzo lo suficiente	3.63	.602	-1,535	1,978	.314
3	Me es fácil persistir en lo que me he propuesto hasta llegar a alcanzar mis metas	3.22	.731	-.710	.280	.302
4	Tengo confianza en que podría manejar eficazmente acontecimientos inesperados	2.99	.774	-.183	-.820	.468
5	Gracias a mis cualidades y recursos, puedo superar situaciones imprevistas.	3.14	.767	-.484	-.265	.496
6	Cuando me encuentro en dificultades puedo permanecer tranquilo(a) porque cuento con las habilidades necesarias para manejar situaciones difíciles.	2.91	.817	-.271	-.604	.509
7	Venga lo que venga, por lo general soy capaz de manejarlo.	2.93	.719	-.199	-.332	.557
8	Puedo resolver la mayoría de los problemas si me esfuerzo lo necesario	3.55	.643	-1,061	.346	.392
9	Si me encuentro en una situación difícil, generalmente se me ocurre qué debo hacer	3.15	.707	-.433	-.229	.414
10	Al tener que hacer frente a un problema, generalmente se me ocurren varias alternativas de cómo resolverlo	3.16	.747	-.501	-.368	.352

Nota. M= Media; DE= Desviación Estándar, g1= asimetría, g2= curtosis, r í-t= correlación ítem test.

Es necesario demostrar la invarianza de la medición en diferentes grupos, ya que con ello es posible interpretar de una misma forma los ítems (Byrne, 2008). Para ello, se utilizó el criterio de Wu y Estrabrook (2016) quienes consideran un nivel estándar y una parametrización tetha. Asimismo, realizan una variación a la invarianza configuracional, fijando los thresholds (umbrales), para la invarianza métrica se fijaron los umbrales y las cargas factoriales, en el caso de la invarianza escalar se fijaron los umbrales, las cargas factoriales y los interceptos. Finalmente, para determinar la invarianza estricta se restringieron los umbrales, cargas factoriales, interceptos y residuos. La invarianza de la medida se evaluó a través de los cambios menores a .01 en los índices CFI, ΔCFI, RMSEA y ΔRMSEA (Byrne, 2008).

Para determinar la relación de la EAG con los Afectos Positivos (AP) y Afectos Negativos (AN), se analizó un modelo de relaciones latentes que considera el impacto de los errores correlacionados

(Hair, et al., 2010). Se utilizó el método de WLSMV y se analizaron los índices de ajuste de CFI y TLI con valores esperados por encima de .95 (Batista & Coenders, 2012); Asimismo, se verifico el RMSEA y SRMR con valores expectantes por debajo de .05 (Kline, 2016). Se espera que la relación entre EAG y AP sea positiva, mientras que con la AN la relación sea negativa.

La confiabilidad se evaluó en su consistencia interna con el coeficiente Omega Categórico ($\omega_{\text{categórico}}$) obtenido a través del *BCA Bootstrap* junto a sus Intervalos de Confianza (IC) al 95% (Ventura, 2018). La Confiabilidad Compuesta se calculó a partir de la sumatoria cuadrática de las cargas factoriales entre los errores de medida la cual considera los cambios en las cargas factoriales producto de la inclusión de errores correlacionados entre los ítems.

Tabla 2.
Análisis Factorial Confirmatorio de la EAG

EAG	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	λ	λ ²	σ _e ²	λ	λ ²	σ _e ²	λ	λ ²	σ _e ²
AG1	.370	.136	.863	.377	.142	.857	.381	.145	.854
AG2	.456	.207	.792	.465	.216	.783	.358	.128	.871
AG3	.373	.139	.860	.377	.142	.857	.380	.144	.855
AG4	.623	.388	.611	.640	.409	.590	.649	.421	.578
AG5	.689	.474	.525	.705	.497	.502	.716	.512	.487
AG6	.657	.431	.568	.669	.447	.552	.678	.459	.540
AG7	.713	.508	.491	.729	.531	.468	.739	.546	.453
AG8	.571	.326	.673	.584	.341	.658	.510	.260	.739
AG9	.557	.310	.689	.445	.198	.801	.451	.203	.796
AG10	.497	.247	.752	.368	.135	.864	.371	.137	.862
AVE	.317			.246			.296		

Nota. λ = Carga factorial; λ²= Comunalidad; σ_e² = Varianza específica; AVE = Average Variance Extracted; FC = Fiabilidad Compuesta. Modelo 1 = Modelo congénico sin errores correlacionados; Modelo 2 = Modelo re-especificado con errores correlacionados entre los ítems 9 y 10 (.463); Modelo 3 = Modelo re-especificado con errores correlacionados entre los ítems 2 y 8 (.429) y los ítems 9 y 10 (.461).

Resultados

En la **Tabla 1**, se presentan los análisis descriptivos y distribucionales de los ítems que componen la Escala de Autoeficacia General (EAG). Los resultados muestran que los ítems 2 (M = 3.63) y 9 (M = 3.55) presentan promedios mayores, mientras que los ítems 1 (M = 2.91) y 7 (M = 2.91) cuentan con promedios más bajos, siendo los valores teóricos mínimo igual a 1 y máximo igual a 5 para todos los reactivos. Asimismo, la mayor variabilidad se aprecia en los ítems (DE = 0.88) y 8 (DE = 0.82), y los ítems que presentan menor variabilidad son el 2 (DE = 0.60) y 8 (M = 0.64). En cuanto a los coeficientes de asimetría y curtosis se aprecia que el ítem 2 sobre pasa los márgenes recomendados +- 1.5, lo que sugiere el incumplimiento de normalidad univariada (Pérez & Medrano, 2010).

Evidencias de basada en la estructura interna

Los resultados muestran una representatividad unidimensional de la EAG (**Tabla 1**). En el modelo 1, las cargas factoriales oscilaron dentro de los parámetros sugeridos (Hair et al., 2010), pero los índices de ajuste son insatisfactorios. El modelo 2, tampoco obtiene índices de ajuste adecuados, pese a que se incluye errores correlacionados entre los ítems 9 y 10. El modelo 3, que da cuenta de dos pares de errores correlacionados obtiene cargas factoriales

con valores adecuados e índices de ajuste satisfactorios. Además, respecto a los valores AVE, no corresponden a evidencia de validez interna convergente. Asimismo, se aprecia que en los tres modelos los ítems 1, 2 y 3 son los que presentan cargas factoriales más bajas.

El análisis de la unidimensional de la EAG fue parcialmente satisfactorio (modelo 1). Este resultado se vio afectado por la presencia de errores correlacionados pues al modelarlos (modelo 2 y 3), los índices mejoraron, siendo el modelo 3 el que alcanza índices de bondad de ajuste más satisfactorio; asimismo, obtiene el WRMR lo que constituye evidencia de que es el que mejor representa la medida (ver [Tabla 3](#)).

Tabla 3.
Índices de ajuste del modelo de medida

	SB $\chi^2_{(gl)}$	p	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	WRMR
Modelo 1	449.706 ₍₃₅₎	<.001	.865	.827	.114 [.105 - .124]	.076	2.099
Modelo 2	221.024 ₍₃₄₎	<.001	.939	.920	.078 [.068 - .088]	.058	1.443
Modelo 3	87.912 ₍₃₃₎	<.001	.982	.976	.043 [.032 - .054]	.036	0.894

Nota. SB χ^2 = Satorra-Bentler ji cuadrado. Modelo 1 = Modelo sin errores correlacionados; Modelo 2 = Modelo con un error correlacionado; Modelo 3 = Modelo con dos errores correlacionados.

Invarianza de la medida por sexo

Adicionalmente, se analizó la invarianza de la EAG del modelo 3, debido a que presentó un mejor ajuste. Asimismo, los valores RMSEA y sus variaciones son aceptables. En cuanto, ΔCFI para las variaciones métricas son suficientes (<.01). Estos hallazgos muestran que la invarianza Configuracional, Métrica, Escalar y Estricta se han establecido en varones y mujeres. En la [Tabla 4](#), se observa que los valores de los índices de ajuste son satisfactorios para la invarianza Configuracional (threshold), Métrica, Escalar y Estricta, el delta de la variación métrica se encuentra dentro de lo sugerido ([Byrne, 2008](#)).

Evidencias de validez basada en la relación con otras variables

Se determino la validez convergente de la EAG con el PANAS, dada la naturaleza del modelo identificado (con errores correlacionados) se consideró conveniente analizar las relaciones latentes entre los constructos (ver [Figura 1](#)). El modelo se calculó con un estimador robusto WLSMV y presenta un ajuste adecuado donde SB $\chi^2=95.663$ (52), p <.001; con un CFI igual a .972 y TLI = .965; el RMSEA es igual a 0.030 (IC95%= .021 - .040); con un SRMR igual a 0.030.

Tabla 4.
Invarianza de la Escala de Autoeficacia General por sexo

Invarianza	$\chi^2_{(gl)}$	Δgl	CFI	ΔCFI	RMSEA [IC 90%]	$\Delta RMSEA$	$\Delta SRMR$
Configuracional*	166.758 ₍₇₆₎	10	.971	-0.001	.051 [.041 - .062]	-0.003	0.000
Métrica	192.674 ₍₈₅₎	9	.965	-0.005	.053 [.043 - .063]	0.002	0.005
Escalar	201.292 ₍₉₄₎	9	.965	0.000	.050 [.041 - .060]	-0.003	0.001
Estricta (residual)	204.538 ₍₁₀₄₎	10	.967	0.002	.032 [.020 - .043]	-0.004	0.002

* con Threshold fijados según el método de Wu y Estrabook (2016).

Evidencias de fiabilidad

La fiabilidad de la EAG se evaluó por el método de consistencia interna, se reporta el coeficiente Omega categórico ($\omega_{\text{categórico}}$) con sus respectivos intervalos de confianza, obteniéndose un valor de .795 [IC=.761 - .820]. Adicionalmente, se reporta el coeficiente de Fiabilidad Compuesta el cual, si considera el impacto de los errores correlacionados, obteniéndose un coeficiente igual a .795 (modelo 3) considerado adecuado.

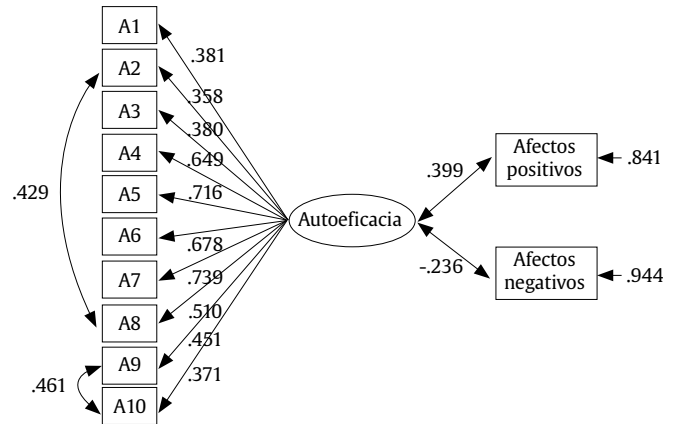


Figura 1. Modelo SEM para la Autoeficacia General y los Afectos positivos y Afectos negativos.

Discusión

El presente estudio tuvo por objetivo examinar las evidencias de validez de la EAG, un instrumento de medición para valorar la autoeficacia general. Los hallazgos obtenidos en cuanto a la validez de estructura interna y por su relación otros constructos dan sostenibilidad a la unidimensionalidad del EAG, la confiabilidad fue adecuada según el coeficiente Omega. La invarianza de medición demostró equivalencia de las puntuaciones según el género.

El conocimiento sobre los recursos personales de los estudiantes universitarios peruanos sigue siendo un tema de interés a nivel de reportes empíricos. Desde esta perspectiva, es la autoeficacia general un constructo que en otros contextos de estudio se alinea a una red de resultados asociados al bienestar y el malestar psicosocial del estudiante ([Morales-Rodríguez & Pérez-Mármol, 2019](#); [Zyl & Dhurup, 2018](#)) y, en la prevención de estresores académicos ([Morton, Mergler, & Boman, 2014](#)). Dado estos resultados y la poca de información sobre este constructo en el Perú, la presentación de un instrumento de medición con evidencias de validez y confiabilidad favorables es un primer paso para dar viabilidad a verificación de sus resultados.

El resultado sobre la unidimensionalidad de la EAG respalda el planteamiento original de [Baessler y Schwarzer \(1996\)](#) y es con-

vergente con otros reportes de investigación tanto a nivel nacional (Grimaldo, 2010) como internacional (Bueno-Pacheco et al., 2017; Moreta-Herrera et al., 2019). Si bien todas las cargas factoriales presentaron un nivel adecuado, una característica de este estudio, al igual que otros estudios en habla hispana, fue la presencia de bajas cargas factoriales en los tres primeros ítems en comparación con los demás ítems (Blanco, Vázquez, Guisande, Sánchez, & Otero, 2019; Espada et al., 2012; Grimaldo, 2010), esta situación no parece ser similar en otros idiomas y escenarios culturales (Damásio et al., 2016).

Si bien se confirma la unidimensionalidad de la EAG, el modelo congénico no presentó un adecuado ajuste. Por ello, fue necesario probar dos modelos adicionales; de los cuales el Modelo 3 fue el que presentó mejor ajuste, en esta re-especificación se incluye la presencia de errores correlacionados 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*) y los ítems 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*). Lo cual sugiere que estos ítems (2, 8, 9 y 10) presentan varianza irrelevante compartida, la cual puede deberse a la redundancia de las afirmaciones (Hair et al., 2010). Futuros estudio deberán verificar la necesidad de proponer una versión reducida de la EAG, esto en la medida que no se altere la estructura teórica del instrumento y considerando que el ajuste del modelo introduzca mejoras sustanciales en las cargas factoriales y en los índices de bondad de ajuste del instrumento (Muñiz, 2018).

Así también, se aprecia que en los tres modelos los ítems 1 (*Puedo encontrar la manera de obtener lo que quiero, aunque alguien se me oponga*), 2 (*Puedo resolver problemas difíciles si me esfuerzo lo suficiente*) y 3 (*Me es fácil persistir en lo que me he propuesto hasta llegar a alcanzar mis metas*) son los que presentan cargas factoriales más bajas. Esto puede deberse a que el contenido específico de estos reactivos no evalúa directamente el dominio teórico de autoeficacia (Bandura, 1997) sino que podrían corresponder al dominio de *grit* o perseverancia (Duckworth, 2016; Daura, et al., 2020).

Por otra parte, la invarianza no demostró sesgos de medición con respecto al sexo, este resultado es congruente con lo reportado por Leung y Leung (2010). Al establecerse la invarianza configuracional, implica que la EAG es una medida que sostiene la misma organización del constructo para los grupos. Asimismo, al demostrarse la invarianza métrica, se entiende que cada reactivo contribuye en la medición del constructo en grado similar (Putnick & Bornstein, 2016). Al corroborarse la invarianza escalar, es posible realizar comparaciones entre estos grupos (Lee, 2018). Finalmente, al demostrarse la invarianza estricta (residual) implica que la varianza específica y error es similar en ambos grupos (Elosua, 2005).

Sobre sus relaciones con otros constructos, la autoeficacia general demostró asociación con el afecto positivo y negativo, este resultado es congruente con otras investigaciones (Luszczynska, Gutiérrez-Doña, & Schwarzer, 2005). Bandura (1997) sostuvo que es la activación emocional una fuente de autoeficacia, de esta forma, las emociones positivas o negativas presentes en una situación estresante puede aportar en modificar las creencias autoeficacia, igualmente, los niveles altos o bajos de autoeficacia son consecuentes de emociones positivas y negativas.

Así también, la confiabilidad de la EAG presentó un coeficiente omega aceptable (>.70) aportando a la posible clasificación de los individuos que sean muestralmente equiparables al grupo evaluado. Estos resultados coinciden con estudios realizados en diferentes contextos (Baessler & Schwarzer, 1996; Grimaldo, 2005; Bueno-Pacheco et al., 2017; Brenlla et al., 2010; Moreta-Herrera et al., 2019).

Entre las principales limitaciones de la investigación, los resultados no pueden ser generalizable siendo interpretativos única-

mente a la particularidad de la muestra seleccionada. En cuanto a las recomendaciones, es necesario que pueda incrementar la cantidad de participantes considerando otras provincias del Perú y que incluyan otros estratos económicos y sociales además de plantear un tipo de muestreo probabilístico. Es pertinente plantear la invarianza de medición a nivel regional debido a las marcadas diferencias de esta característica sociodemográfica que existe en el Perú. Por último, se cree necesario plantear un modelo explicativo para conocer las causas y consecuencias involucradas en la autoeficacia general.

Referencias

- Ato, M., López, J. & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología, *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Baessler, J. & Schwarzer, R. (1996). Evaluación de la autoeficacia: Adaptación Española de la Escala de Autoeficacia General [Measur - ing generalized self-beliefs: Spanish Adaptation of the General Self-Efficacy Scale]. *Ansiedad y Estrés*, 2(1), 1-8.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a Unifying Theory of Behavioral Change, *Psychological Review*, 84(2), 191-215.
- Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, 37(2), 122-147. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.37.2.122>
- Bandura, A. (1986). *The social foundations of thought and action*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Bandura, A. (1987). Autoeficacia. *Pensamiento y acción: fundamentos sociales*. Barcelona: Martínez Roca SA.
- Bandura, A. (1992). Exercise of personal agency through the self-efficacy mechanism. En R. Schwarzer (Ed.), *Self-efficacy: Thought control of action* (pp. 3-38). Washington, DC: Hemisphere.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Bandura, A. (2006). Guide for constructing self-efficacy scales. En F. Pajares & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (Vol. 5, pp. 307-337). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Batista, J. M. & Coenders, G. (2012). *Modelos de ecuaciones estructurales*. Madrid: Editorial la Muralla.
- Bentler, P. M., y Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Brando-Garrido, C., Montes-Hidalgo, J., Limonero, J., Gómez-Romero, M.J., & Tomás-Sábado, J. (2019). Relación de la procrastinación académica con la competencia percibida, el afrontamiento, la autoestima y la autoeficacia en estudiantes de enfermería, *Enfermería Clínica*, en prensa. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2019.07.012>
- 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.
- Bueno-Pacheco, A., Lima-Castro, S., Peña-Contreras, E., Cedillo-Quizhpe, C. & Aguilar-Sizer, M. (2018). Adaptación al Español de la Escala de Autoeficacia General para su uso en el contexto ecuatoriano. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación RIDEP*, 1-13. <https://doi.org/10.21865/RIDEP48.3.01>
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.
- Caprara, G.V., y Steca, P. (2005). Affective and social self-regulatory efficacy beliefs as determinants of positive thinking and happiness. *European Psychologist*, 10(4), 275-286. <https://doi.org/10.1027/1016-9040.10.4.275>
- Chan, D. W. (2007). Positive and Negative Perfectionism among Chinese Gifted Students in Hong Kong: Their Relationships to General Self-Efficacy and Subjective Well-Being. *Journal for the Education of the Gifted*, 31(1), 77-102. <https://doi.org/10.4219/jeg-2007-512>
- Choi, N. (2004). Sex Role Group Differences in Specific, Academic, and General Self-Efficacy. *The Journal of Psychology*, 138(2), 149-159. <http://dx.doi.org/10.3200/jrlp.138.2.149-159>
- Cid, P., Orellana, A. & Barriga, O. (2010). Validación de la escala de autoeficacia general en Chile, *Revista Médica de Chile*, 138, 551-557. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872010000500004>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. 2nd ed. New York: Erlbaum, Hillsdale.
- Cook, D. A., & Artino Jr., A. R. (2016). Motivation to learn: An overview of contemporary theories. *Medical Education*, 50(10), 997-1014. <http://dx.doi.org/10.1111/medu.13074>
- Covarrubias-Apablaza, C., Acosta-Antognioni, 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. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062019000600103>
- Crandall, A., Rahim, H.F., & Yount, K. M. (2016). Validation of the General Self-Efficacy Scale among Qatari young. *Eastern Mediterranean Health Journal*, 21(6), 891-896. <http://dx.doi.org/10.26719/2015.21.12.891>
- Damáso, B. F., Valentini, F., Núñez-Rodríguez, S. I., Kliem, S., Koller, S. H., Hinz, A., ... Zenger, M. (2016). Is the General Self-Efficacy Scale a Reliable Measure to be used in Cross-Cultural Studies? Results from Brazil, Germany and Colombia. *The Spanish Journal of Psychology*, 19. <https://dx.doi.org/10.1017/sjp.2016.30>
- Daura, F. T., Barni, M. C., Gonzales, M. L., Asirio, J. A., & Luque, G. (2020). Evaluación del Compromiso académico y Grit. Fortalezas de carácter a desarrollar en estudiantes de postgrado. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 14(1), e1172. <https://doi.org/10.19083/ridu.2020.1172>
- Domínguez-Lara, S. (2014). ¿Matrices policóricas/tetracóricas o matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)* 6 (1), 39-48. <https://doi.org/10.21500/19002386.2134>
- Duckworth, A. (2016). *Grit: el poder de la pasión y de la perseverancia*. Barcelona: Ediciones Urano
- Dunn T. J., Baguley, T., & Brunnsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problema of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3): 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, 17(2), 356-362.
- Epskamp, S. (2019). *Path Diagrams and Visual Analysis of Various SEM Packages Output*. <https://github.com/SachaEpskamp/semPlot>
- Espada, J.P., González, M.T., Orgilés, M., Carballo, J.L., & Piqueras, J.A. (2012). Validación de la Escala de Autoeficacia General con adolescentes españoles. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 10(1), 355-370.
- Fornell, C., y 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/10.2307/3151312>
- García-Álvarez, D., Soler, M.J., Cobo-Rendón, R. (2018). Efectos del Programa Creciendo Fuertes sobre el bienestar psicológico y autoeficacia generalizada en adolescentes: estudio preliminar. *Búsqueda*, 5(20), 28-47. <http://doi.org/10.21892/01239813.390>
- Grimaldo, M. (2005). Propiedades Psicométricas de la escala de Autoeficacia General de Baessler & Schwarzer. *Cultura*, 19, 213-229. <https://bit.ly/30usOWU>
- Gutiérrez, L. R., Corrás, T., Novo, M., & Fariña, F. (2017). El rendimiento académico: La influencia de las expectativas, el optimismo y la autoeficacia. *Revista de Estudios e Investigación en Psicología y Educación*, 10(1), 104-108. <https://doi.org/10.17979/reipe.2017.0.10.2972>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2010). *Analisis multivariante (2a ed.)*. Madrid, España: Pearson Prentice Hall. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2009.12.014>
- International Test Commission (ITC) (2000). *Guidelines on Test Use: Spanish Version*. ITC: Author. Recuperado de: https://www.intestcom.org/files/guideline_test_use.pdf
- Joiner, T. E., Jr., Heatherton, T. F., Rudd, M. D., & Schmidt, N. B. (1997). Perfectionism, perceived weight status, and bulimic symptoms: Two studies testing a diathesis-stress model. *Journal of Abnormal Psychology*, 106(1), 145-153. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.106.1.145>
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1986). *Lisrel VI: Analysis of Linear Structural Relationships by Maximum Likelihood and Least Square Methods*. Mooresville, IN: Scientific Software, Inc.
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2021). semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-4. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kaimal, G., & Ray, K. (2016). Free art-making in an art therapy open studio: changes in affect and self-efficacy. *Arts & Health*, 9(2), 154-166. <https://doi.org/10.1080/17533015.2016.1217248>
- Kline, R. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling (4th Edition)*. The Guilford Press
- Leung, D. Y. P., & Leung, A. Y. M. (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>
- Lee, S. T. (2018). Testing for measurement invariance: Does your measure mean the same thing for different participants? *APS Observer*, 31(8), 32-33.
- Lewis, B., Williams, D., Frayeh, A., & Marcus, B. (2016). Self-efficacy versus perceived enjoyment as predictors of physical activity behavior. *Psychology & Health*, 31, 456-469. <https://dx.doi.org/10.1080/08870446.2015.1111372>
- Lozano-Paz, C.R. & Reyes-Bossio, M.A. (2017). Docentes universitarios: Una mirada desde la Autoeficacia general y engagement laboral. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11(1), 134-148. <https://dx.doi.org/10.19083/ridu.11.503>
- Luszczynska, A., Gutiérrez-Doña, B., & Schwarzer, R. (2005). General self-efficacy in various domains of human functioning: Evidence from five countries. *International Journal of Psychology*, 40(2), 80-89. <https://dx.doi.org/10.1080/00207590444000041>
- Luszczynska, A., Scholz, U. & Schwarzer, R. (2005) The General Self-Efficacy Scale: Multicultural Validation Studies. *The Journal of Psychology*, 139(5), 439-457. <https://dx.doi.org/10.3200/JRPL.139.5.439-457>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Medeiros, P.C., Loureiro, S.R., Linhares, M.B., & Maturano, E.M. (2003). O senso de auto-eficácia e o comportamento orientado para aprendizagem em crianças com queixa de dificuldade de aprendizagem. *Estudos de Psicologia*, 8(1), 93-105. <https://doi.org/10.1590/S1413-294X2003000100011>
- Merino Tejedor, E., & Lucas Mangas, S. (2016). La autoeficacia y la autorregulación como variables moderadoras del estrés laboral en docentes de educación primaria. *Universitas Psychologica*, 15(1), 205-218. <http://dx.doi.org/10.25115/psye.v10i1.2024>
- Morales-Rodríguez, F. M., & Pérez-Mármol, J. M. (2019). The Role of Anxiety, Coping Strategies, and Emotional Intelligence on General Perceived Self-Efficacy in University Students. *Frontiers in Psychology*, 10. <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01689>
- Moreta-Herrera, R., Lara-Salazar, M., Camacho-Bonilla, P., & Sánchez-Guevera, S. (2019). Análisis factorial, fiabilidad y validez de la escala de autoeficacia general (EAG) en estudiantes ecuatorianos. *Psychology, Society, & Education*, 11(2), 193-204.
- Morton, S., Mergler, A., & Boman, P. (2013). Managing the Transition: The Role of Optimism and Self-Efficacy for First-Year Australian University Students. *Australian Journal of Guidance and Counselling*, 24(01), 90-108. <http://dx.doi.org/10.1017/jgc.2013.29>
- Muñiz, J. (2018). *Introducción a la psicometría*. Madrid: Pirámide
- Navarro, N., Redondo, O.E., Contreras, J.A., Romero, C.H., & D'Andreis, A.C. (2017). Permanencia y deserción versus autoeficacia de estudiantes universitarios: un desafío de la calidad educativa. *Revista Lasallista de Investigación*, 14(1), 198-206. <http://doi.org/10.22507/rli.v14n1a17>
- 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.
- Pérez, E. & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Peripolli, A., Melo, R.C., Oliveira, M., de Almeida, P.C., de Mello, S.M., & Barbosa, L. (2017). Promoção da Autoeficácia em amamentar por meio de sessão educativa grupal: ensaio clínico randomizado. *Texto & Contexto Enfermagem*, 26(4), e1220017. <https://doi.org/10.1590/0104-07072017001220017>
- Piergiovanni, L.F. & Depaula, P.D. (2018). Estudio descriptivo de la autoeficacia y las estrategias de afrontamiento al estrés en estudiantes universitarios argentinos. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 23(77). http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-66662018000200413&lng=es&tlng=es
- Putnick, D. L., Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Reeve, J. (1994). *Motivación y emoción*. Madrid, España: Mc Graw-Hill.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rossi, T., Trevisol, A., dos Santos-Nunes, D., Dapieve-Patias, N. & Von Hohenhorff, J. (2020). Autoeficacia general percibida y motivación para aprender en adolescentes de educación media. *Acta Colombiana de Psicología*, 23(1), 254-263. <http://doi.org/10.14718/ACP.2020.23.1.12>
- RStudio Team (2015). RStudio: Integrated Development for R. RStudio, Inc., Boston, MA. <http://www.rstudio.com/>
- Sanjuán, P., Pérez, A. & Bermúdez, J. (2000). Escala de Autoeficacia General: Datos psicométricos de la adaptación para población española. *Psicothema*, 12, 509-513.
- Scholz, U., Gutiérrez-Doña, B., Sud, S. & Schwarzer, R. (2002). Is general self-efficacy a universal construct? Psychometric findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18, 242-251. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.18.3.242>
- Schunk, D.H. (1995). Self-efficacy and education and instruction. En J.E. Maddux (Ed.), *Self-efficacy, adaptation and adjustment. Theory, research and application* (pp. 281- 303). New York: Plenum Press.
- Schwarzer, R. (1992). *Self-efficacy: Thought control of action*. Washington, DC: Hemisphere.
- Schwarzer, R. (1993). *Measurement of perceived self-efficacy. Psychometric scales for cross-cultural research*. Berlin, Germany: Freie Universität Berlin.

- Schwarzer, R. & Jerusalem, M. (1995). Generalized Self-Efficacy Scale. En J. Weinman, S. Wright & M. Johnston (Eds.), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs* (pp. 35-37). Windsor, UK: NFER- NELSON.
- Simon, M., Molero, M., Pérez-Fuentes, M., Gázquez, J.J., Barragán, A.B., & Martos, A. (2017). Análisis de la relación existente entre el apoyo social percibido, la autoestima global y la autoeficacia general, *European Journal of Health Research*, 3(2), 137-149. <https://doi.org/10.30552/ejhr.v3i2.71>
- Talsma, K., Schüz, B., Schwarzer, R., & Norris, K. (2018). I believe, therefore I achieve (and vice versa): A meta-analytic cross-lagged panel analysis of self-efficacy and academic performance. *Learning and Individual Differences*, 61, 136-150. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.11.015>
- Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas (2017). *Código de Ética en la Investigación Científica*. Lima: autor.
- Wu, H., and Estabrook, R. (2016). Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika* 81, 1014-1045. <https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>
- Van Zyl, Y., & Dhurup, M. (2018). Self-efficacy and its relationship with satisfaction with life and happiness among university students. *Journal of Psychology in Africa*, 28(5), 389-393. <https://dx.doi.org/10.1080/14330237.2018.1528760>
- Véliz, C. (2016). Análisis multivariante, métodos estadísticos multivariantes para la investigación. Lima: CENGAGE Learning.
- Verdam, M. G., Oort, F. J., & Sprangers, M. A. (2016). Using structural equation modeling to detect response shifts and true change in discrete variables: An application to the items of the SF-36. *Quality of Life Research*, 25(6), 1361-1383. <https://doi.org/10.1007/s11136-015-1195-0>
- Xia, Y., y Yang, Y. (2018). *RMSEA, CFI, and TLI* in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*. <http://dx.doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>
- Zumbo, B. D., Gadermann, A.M., y Zeisser, C. (2007). Ordinal version of coefficients Alpha and Theta for Likert rating scales. *Journal of Mo-*

tern Applied Statistical Methods, 6, 21-29.