



Propiedades psicométricas de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en adolescentes peruanos

Jhonatan S. NAVARRO-LOLI y Sergio DOMINGUEZ-LARA

Universidad de San Martín de Porres

(Recibido el 12 de Abril de 2018; Aceptado el 24 de Septiembre de 2018)

RESUMEN: El objetivo de la presente investigación fue evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA). La muestra estuvo conformada por 308 adolescentes (157 varones) de nivel secundaria de una Institución Educativa Estatal de Lima-Perú entre los 13 y 18 años ($M_{edad} = 15.22$; $DE_{edad} = 1.126$). Se realizó el análisis factorial confirmatorio con el programa Mplus a través de cuatro fases para identificar la *estructura interna*, y un análisis de regresión lineal para las *evidencias de validez en relación a otros constructos*. Los resultados indicaron una estructura unidimensional con la eliminación de los ítems dos, tres y nueve. Además, la fiabilidad del constructo y de las puntuaciones estuvieron en el rango de lo aceptable, y que las asociaciones encontradas con el afecto positivo y negativo son teóricamente coherentes. Se concluye que el EAPESA es un instrumento que se puede utilizar para fines de investigación y descripción de grupos.

Palabras claves: validez, fiabilidad, autoeficacia, adolescents

Psychometric properties of the Academic Situations Specific Perceived Self-efficacy Scale in Peruvian adolescents

ABSTRACT: The aim of the present research was to evaluate the psychometric properties of the Academic Situations Specific Perceived Self-Efficacy Scale (EAPESA). The sample was 308 adolescents (157 males) of a public high school from Lima-Peru between 13 and 18 years ($M_{year} = 15.22$; $SD_{year} = 1.126$). The confirmatory factor analysis was performed with the Mplus program through four phases to identify the internal structure, and a linear regression analysis for the evidence of validity in relation to other constructs. The results indicated a unidimensional structure with the elimination of items two, three and nine. In addition, the reliability of the construct and the scores were in the acceptable range, and that the associations found with the positive and negative affect are theoretically coherent. It is concluded that the EAPESA is an instrument that can be used for the purpose of research and description of groups.

Keywords: validity, reliability, self-efficacy, adolescents.

Correspondencia: Jhonatan S. Navarro-Loli, investigador en el Instituto de Investigación de la Escuela de Psicología de la Universidad de San Martín de Porres, Av. Tomas Marsano 242 (5to piso), Surquillo, Perú. Teléfono: 51-1-5136300, anexo 2186. Email: navarrol1@usmp.pe; jhonatan_navarro1602@yahoo.es

Introducción

La autoeficacia es definida como el conjunto de juicios valorativos que las personas realizan sobre sus propias capacidades para controlar situaciones específicas y alcanzar objetivos (Bandura, 1977, 1986, 1992), influyendo en la toma de decisiones respecto a la ejecución de una tarea específica y en persistir hasta completarla (Bandura, 1982). Esta característica se desarrolla a lo largo de la vida (Bandura, 1992) y es influenciada por diferentes fuentes: las experiencias anteriores, el aprendizaje vicario, la persuasión verbal y estados fisiológicos producidos por las cogniciones elaboradas de determinados eventos (Bandura, 1977). En este proceso, el aspecto cognitivo es importante porque atenúa o incrementa el efecto de las condiciones o exigencias ambientales sobre la conducta y la emoción de las personas (Bandura, 2000).

Las creencias de autoeficacia están orientadas a aspectos específicos del funcionamiento de las personas (Bandura, 1997, 2006). Por ejemplo, en el ámbito educativo se han desarrollado estudios sobre la autoeficacia académica (AA), que se define como la valoración que hacen los estudiantes sobre sus capacidades para el desarrollo y cumplimiento de actividades propias del ambiente educativo (Bandura 1997; Dominguez-Lara, 2014; Elias & McDonald, 2007), como las tareas, exámenes, etc.

La importancia de la AA excede lo descriptivo, ya que si bien es importante conocer la prevalencia de una baja AA con fines de orientación individual, es necesario establecer su relación con otros constructos. Por ejemplo, se ha reportado que está asociada directamente con rasgos de personalidad como *responsabilidad* (Caprara, Vecchione, Alessandri, Gerbino, & Barbaranelli, 2011), apoyo percibido por el docente (Aldridge, Afari, & Fraser, 2013), y resiliencia académica (Cassidy, 2015); e inversamente con aspectos relacionados a la salud mental, tales como el estrés, la depresión y ansiedad (Castellanos, LaTorre, Mateus, & Navarro, 2017; Galicia-Moyeda, Sánchez-Velasco, & Robles-Ojeda, 2013). Además, es un importante predictor tanto del rendimiento académico (Honicke & Broadbent, 2016; Khan, 2013; Richardson, Bond, & Abraham, 2012) y del autoconcepto académico (García et al., 2016a).

Por lo expuesto, el estudio de la AA es importante en todos los niveles educativos (e.g., educación básica) para conocer qué aspectos personales (p.e., conducta académica) y demográficos (e.g., nivel socioeconómico) lo anteceden, con el fin de entender su génesis y mantenimiento (e.g., Reina, Oliva, & Parra, 2010), y de ese modo establecer las medidas correctivas o de orientación pertinentes. En otros términos, plantear modelos explicativos.

En español, existen instrumentos para medir la AA basados en el modelo cognitivo-social como el Inventario de Expectativas y de Autoeficacia Académica (Barraza, 2010), Inventario de Autoeficacia para el Estudio (Pérez & Delgado, 2006) y la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA; Palenzuela, 1983) que en comparación con los dos instrumentos anteriores, presenta mayor robustez a nivel de replicación de estructura factorial y además al tener diez ítems parece ser una opción adecuada para una evaluación breve y unidimensional de la AA porque dadas las características del grupo etario, la aplicación de múltiples instrumentos de extensión considerable (e.g., > 60 ítems) podría afectar negativamente el proceso, por lo que es recomendado el uso de escalas breves.

Las propiedades psicométricas de la EAPESA han sido analizadas en muestras de adolescentes de España (García-Fernández et al., 2010) y Chile (García et al., 2016b),

replicando la estructura factorial unidimensional, además de reflejar indicadores favorables de fiabilidad. En Perú, las propiedades psicométricas de la EAPESA ha sido reportadas en estudiantes universitarios limeños (Dominguez-Lara, 2014; Dominguez-Lara, Villegas, Yauri, Mattos, & Ramírez, 2012), obteniendo resultados similares a los mencionados anteriormente, destacando la eliminación del ítem nueve porque no contribuye significativamente a la explicación del constructo en ese grupo.

Respecto a ello, los estudios realizados en muestra de adolescentes, tanto el original (Palenzuela, 1983) como las adaptaciones (García-Fernández et al., 2010; García et al., 2016b), han sido desarrollados tanto a nivel de análisis factorial exploratorio (EFA) como de análisis factorial confirmatorio (CFA); no obstante, existen problemas metodológicos que sería conveniente resaltar a fin de emplear las estrategias que sean más apropiadas. Por ejemplo, es cuestionable considerar como procedimientos análogos al EFA y el análisis por componentes principales (CPA), ya que este último no es recomendado desde hace varios años para uso en análisis psicométricos porque sobreestima las magnitudes de las cargas factoriales debido a que no diferencia la varianza común de la específica (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Hakstian, Rogers, & Cattell, 1982; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014; Ruiz & San Martín, 1992; Zwick & Velicer, 1986). Asimismo, en cuanto al CFA, no hay un adecuado reporte sobre el método de estimación de factores porque estos varían de acuerdo al tipo de variable analizada (Schmitt, 2011), y sobre los puntos de corte para la valoración de los índices de ajuste (e.g., CFI).

En relación a las *evidencias de validez con otras variables*, en los estudios instrumentales se han considerado variables académicas (García-Fernández et al., 2010) y no afectivas, a pesar de que Bandura (1997) menciona que cuando las personas enfrentan acontecimientos donde los estándares para su cumplimiento son elevados (personales y sociales) y no hay control sobre los pensamientos negativos, las personas pueden presentar sintomatología asociada a la depresión y ansiedad, por ello se considera que la autoeficacia afecta los pensamientos y sentimientos. Así es que una persona con bajos niveles de autoeficacia tiende a pensar más en la dificultad de la tarea, generando afecto negativo (ira, tristeza), mientras que altos niveles de autoeficacia genera tranquilidad para afrontar la tarea (Bandura, 1997). En el caso de la AA, se ha reportado que está asociada o influye sobre aspectos disfuncionales asociados al afecto negativo como la depresión y ansiedad o que su efecto sobre el rendimiento académico es modulado por dichas variables (Bandura, Pastorelli, Barbaranelli, & Caprara, 1999; Castellanos et al., 2017; Galicia-Moyeda et al., 2013; Chen, Chan, Bond, & Stewart, 2006; Muris, 2002; Muris, Schmidt, Lambrichs, & Meesters, 2001), y a aspectos funcionales asociados al afecto positivo como la autoestima (García et al., 2016a) y la resiliencia (Keye & Pidgeon, 2013). Por lo tanto, en base a los planteamientos teóricos y empíricos, es plausible hipotetizar asociaciones directas e inversas con el afecto positivo (*eutimia*) y negativo (*distimia*) respectivamente a fin de proveer mayores evidencias de validez que las proporcionadas por los estudios de enfoque analítico-factorial.

Finalmente, considerando la importancia de la AA en diferentes áreas del ámbito académico y personal del estudiante (Cassidy, 2015; García et al., 2013a; Galicia-Moyeda et al., 2013; Honicke & Broadbent, 2016; Khan, 2013; Richardson et al., 2012) y la necesidad de contar con instrumentos de medición que cumplan con los *Standards for Educational and Psychological Testing* (AERA, APA, & NCME, 2014), el presente estudio tiene como objetivo evaluar las

propiedades psicométricas de una escala para evaluar la AA en adolescentes escolares peruanos, tanto por su *estructura interna* como por su *relación con variables de corte afectivo*.

Método

La presente investigación es instrumental (Ato, López, & Benavente, 2013) debido a que se explora las propiedades psicométricas de un instrumento de medición.

Participantes

La muestra fue seleccionada por un procedimiento no probabilístico y estuvo conformada por 308 estudiantes (51% varones) de nivel secundaria de una Institución Educativa Estatal de Lima (Perú), de un distrito predominantemente de nivel socioeconómico medio-bajo, con edades comprendidas entre 13 y 18 años ($M_{edad} = 15.22$; $DE_{edad} = 1.126$).

Instrumento

La Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA; Palenzuela, 1983) es una medida unidimensional de la AA (e.g., *Me considero lo suficientemente capacitado para enfrentarme con éxito a cualquier tarea académica*) de diez ítems con cuatro opciones de respuesta en escala Likert: 1 = *Nunca*, 2 = *Algunas veces*, 3 = *Bastantes veces* y 4 = *Siempre*. La calificación se realiza mediante una sumatoria simple donde una mayor puntuación indica mayor AA.

Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER; Spielberger, Agudelo, & Buela-Casal, 2008). Se utilizó la versión derivada del estudio instrumental realizada en adolescentes peruanos por Merino, Pflucker y Riaño-Hernández (2013). Está compuesta por las secciones Estado con respuestas en formato Likert de 1 = Nada, 2 = Algo, 3 = Bastante y 4 = Mucho; y Rasgo con respuestas en formato Likert de 1 = Casi nunca, 2 = A veces, 3 = A menudo y 4 = Casi siempre. En cada una de ellas se encuentran las dimensiones *eutimia* (e.g., *Estoy contento/a*, *Me siento enérgico/a*) y *distimia* (e.g., *Estoy triste*, *No tengo ganas de nada*) que hacen referencia a la afectividad positiva y negativa, respectivamente. Solo se consideró la sección Rasgo y mediante un CFA con la muestra del presente estudio se obtuvo índices de ajuste considerados como aceptables para el modelo de dos factores oblicuos (CFI = .974, TLI = .961 y RMSEA = .045 [.029-.055]), lo que posibilita el uso en este procedimiento al ser una medida con un estructura interna definida.

Procedimiento

El proyecto de investigación fue aprobado por el Instituto de Investigación de Psicología y la Facultad a la cual se adscribe dicho instituto, considerando los aspectos éticos y procedimentales de la investigación, los cuales se enmarcan en la Declaración de Helsinki.

De forma preliminar a la aplicación de los instrumentos fueron realizadas reuniones de coordinación con las autoridades de la Institución Educativa con la finalidad de presentar el proyecto de investigación, los instrumentos de evaluación, y gestionar los permisos correspondientes. Posterior a ello se coordinaron los días y el horario de ingreso a las aulas.

Durante la fase de aplicación de los instrumentos se impartieron las instrucciones de manera clara, monitoreando constantemente el aula para resolver cualquier duda de los evaluados.

Análisis de datos

Las evidencias de validez de la estructura interna (AERA, APA, & NCME, 2014) se obtuvieron a través de un análisis factorial confirmatorio con el programa Mplus 7 (Muthén, & Muthén, 1998-2012) y la estimación de los factores se realizó con el *weighted least squares means and variance adjusted* (WLSMV; Muthén, 1984; Muthén, du Toit, & Spisic, 1997), que es un procedimiento robusto para medidas con variables categóricas (Brown, 2015; Lei, 2009; Raykov, 2012). El ajuste del modelo fue evaluado utilizando de forma conjunta la información del χ^2 y sus grados de libertad (*gl*), el *índice de ajuste comparativo* ($CFI \geq 0.95$; Hu & Bentler, 1999), el *índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error* ($RMSEA \leq 0.07$; Steiger, 2007), el *Tucker Lewis Index* ($TLI \geq .95$; Hu & Bentler, 1999) y la *raíz cuadrada media residual ponderada* ($WRMR \leq .90$; DiStefano, Liu, Jiang, & Shi, 2018). Se consideraron valores de las cargas factoriales $> .40$ como aceptables (Brown, 2015; Tabachnik, & Fidell, 2007).

A fin de detectar potenciales casos de errores de especificación, se analizaron los *índices de modificación* (IM) en que valores significativos del estadístico χ^2 estén asociados con magnitudes $\geq .20$ del *Expected Unstandardized Parameter Change* (EPC; Whittaker, 2012).

El análisis se realizó en cuatro fases. En una primera fase se evaluó el modelo original (Palenzuela, 1983) incluyendo posteriormente el modelamiento de errores correlacionados que los IM mostraban como significativos. Además, en este modelo también se realizó la comparación de los índices de ajuste del modelo entre la estructura original y la estructura que contempla el modelamiento de errores correlacionados. En la segunda fase, se obtuvo una estructura factorial de ocho ítems en base a los resultados de la fase anterior, así como errores correlacionados significativos según los EPC. En la tercera fase, se evaluó la estructura de ocho ítems en que finalmente se eliminó otro ítem.

Finalmente, y en el marco del análisis de fiabilidad, se realizó una comparación de los modelos de medición congénico y equivalente tau entre la estructura de siete ítems a fin de valorar la adecuación a este modelo más restrictivo, fue analizado el cambio en el CFI y RMSEA, esperando una disminución máxima de .01 (Cheung & Rensvold, 2002) y un aumento máximo de .015 (Chen, 2007), respectivamente. De este procedimiento, se obtuvo una versión final de la EAPESA.

La identificación de la tau equivalencia también es importante porque es condición necesaria para el reporte de la fiabilidad de las puntuaciones por medio del coeficiente α (Dominguez-Lara, 2016a), es decir, la igualdad estadística de las cargas factoriales como un requisito fundamental para su aplicación. Finalmente, luego de la estimación del coeficiente α fueron reportados sus intervalos de confianza (IC; Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2015).

Respecto a la *validez en relación con otras variables* (AERA, APA, & NCME, 2014), se utilizó la sección rasgo del IDER. Se planteó la hipótesis de que las puntuaciones de la EAPESA correlacionará de manera positiva con *eutimia* y negativamente con *distimia*. Respecto a ello, desde un enfoque de significancia práctica, las correlaciones $> .20$ fueron consideradas como aceptables (Ferguson, 2009). Además se realizó un análisis de regresión

lineal que se valoró desde un marco de magnitud del efecto (ES). Se interpretó el coeficiente de determinación (R^2) en que valores alrededor del .02 son considerados pequeños, .13 medianos y .26 grande (Ellis, 2010), además se estimó sus intervalos de confianza (IC; Dominguez-Lara, 2017a). También se interpretó los coeficientes de regresión estandarizados (β) considerando como significativos aquellos $> .20$ (Ferguson, 2009).

Dentro de esta estrategia, *validez en relación con otras variables*, fue analizada la validez discriminante de la EAPESA. Inicialmente fue estimada la varianza promedio extraída (*Average Variance Extracted* [AVE]), con valores alrededor del .50 considerados como aceptables (Fornell, & Larcker, 1981). Se comparó el AVE con el cuadrado de la correlación interfactorial (ϕ) o la varianza compartida entre factores (ϕ^2) para identificar si el único factor de la EAPESA es diferenciable de los otros constructos. Se espera que el valor de la AVE sea mayor que la varianza compartida.

En cuanto a la fiabilidad, se analizó a nivel de constructo y puntuaciones observadas. La fiabilidad de las puntuaciones se estimó a través del coeficiente α (Cronbach, 1951) y la del constructo a través del coeficiente omega (ω), que bajo el modelo de medidas congénicas (es decir, cuando los ítems son influidos significativamente por el mismo constructo) es más robusto (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014). Se consideraron valores $> .70$ como aceptables (Hunsley & Marsh, 2008, Ponterotto & Ruckdeschel, 2007).

Resultados

Estadísticos Descriptivos

Los valores de la asimetría y curtosis para cada ítem de la EAPESA, se encuentra en el rango de ± 2 , lo que indica que existe una variación aceptable de la distribución de los datos, por lo tanto es viable la ejecución de un análisis factorial (Gravetter & Wallnau, 2013; Pérez & Medrano, 2010).

Tabla 1. *Análisis factorial confirmatorio, coeficiente de omega, correlación con otras variables y estadísticos de distribución.*

	M	DE	Estadísticos de distribución	
			g_1	g_2
A1	2.68	.820	.241	-.857
A2	2.70	.833	.224	-.921
A3	2.69	.842	.145	-.867
A4	2.59	.792	.244	-.594
A5	2.71	.909	.000	-.966
A6	2.72	.843	.119	-.904
A7	3.08	.837	-.294	-1.173
A8	2.72	.899	.049	-.996
A9	2.11	.914	.637	-.314
A10	2.83	.905	-.068	-1.092

Nota: M = media; DE = desviación estándar; g_1 = asimetría; g_2 = curtosis.

Evidencias de validez de la estructura interna

En la primera fase se puso a prueba el modelo original. Los índices de ajuste se pueden considerar como inaceptables ($\chi^2 = 134.361$ [$gl = 35$], $p < .05$; CFI = .967; RMSEA = .099 [IC90% .081 - .117]; TLI = .958 y WRMR = 1.016). Además se identificaron tres especificaciones cuyos EPC fueron $\geq .20$ entre los residuales de tres pares de ítems (2 y 3; 2 y 5; 8 y 9), indicando una disminución significativa del valor χ^2 , y al ser incluidas estas especificaciones en el modelo, pese a tener una magnitud baja y moderada, incrementaron los índices de ajuste del modelo, los que se pueden considerar como aceptables ($\chi^2 = 82.361$ [$gl = 32$], $p < .05$; CFI = .983; RMSEA = .073 [IC90% .054 - .093]; TLI = .977 y WRMR = .768). Las cargas factoriales se pueden observar en la figura 1.

En la segunda fase se eliminó el ítem dos debido a que comparten varianza irrelevante de forma simultánea con los ítems tres y cinco, y además porque su contenido está representado por los mismos ítems. Este nuevo modelo presenta mejores índices de ajuste ($\chi^2 = 78.720$ [$gl = 27$], $p < .05$; CFI = .979; RMSEA = .081 [IC90% .061 - .102]; TLI = .973; WRMR = .824); además se identificaron dos especificaciones con IM cuyo EPC fue $\geq .20$: la correlación entre los residuales de dos pares de ítems (1 y 3; 3 y 4), que al incluirlas en la estructura factorial, obtuvieron magnitudes bajas, mejorando los índices de ajuste ($\chi^2 = 55.861$ [$gl = 25$], $p < .05$; CFI = .988; RMSEA = .065 [IC90% .042 - .088]; TLI = .982; WRMR = .671). En cuanto a las cargas factoriales, estuvieron en el rango de .436 a .819 (Figura 1).

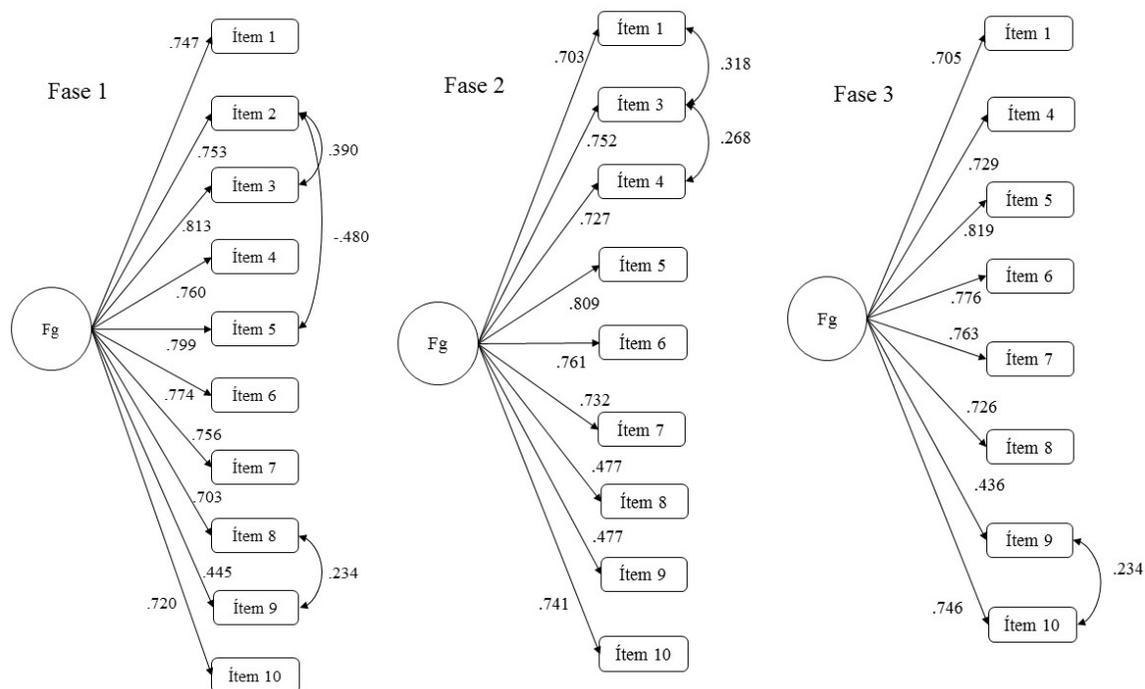


Figura 1. CFA de la fase 1, 2 y 3; errores correlacionados y cargas factoriales.

En la tercera fase, se eliminó el ítem tres porque al hacer un análisis de su contenido, puede ser representado por el ítem uno y cuatro. Los índices de ajuste de este modelo fueron buenos ($\chi^2 = 49.426$ [$gl = 20$], $p < .05$; CFI = .985; RMSEA = .071 [IC90% .046 - .096]; TLI =

.979; WRMR = .706), identificando solo un IM con $EPC \geq .20$ entre los errores de los ítems 8 y 9, que al incluirlo en el modelo, se obtiene los siguientes índices de ajuste: $\chi^2 = 40.275$ [$gl = 19$], $p < .05$; CFI = .989; RMSEA = .062 [IC90% .035 - .089]; TLI = .984; y WRMR = .622.

Con el modelo de medición resultante, se ejecutó una cuarta fase donde se puso a prueba además del modelo congénérico previamente estipulado, el modelo de medición tau-equivalente, en el que se especifica la igualdad estadística de las cargas factoriales. Los resultados indican que, con relación al análisis de la tau-equivalencia, al establecer las restricciones, la presencia del ítem 9 es relevante. Con el modelo resultante de la fase tres como base, el ajuste del modelo tau es pobre (CFI = .940; RMSEA = .124 [IC90% .105-.145], TLI = .935; WRMR = 1.490); lo que conlleva a variaciones en los índices de ajuste (ΔCFI y $\Delta RMSEA$) que exceden lo permitido y no respaldan la tau-equivalencia. Sin embargo, cuando se elimina el ítem 9 y se restringe la igualdad de cargas factoriales (modelo tau), el ajuste no difiere sustancialmente del modelo base. Además, estos resultados también indican que el uso del coeficiente α estaría justificado.

Tabla 2. Resultados del modelo equivalente tau y su variación respecto al modelo de la fase tres (congénérico)

	CFI	RMSEA	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Congénérico	.985	.071		
Tau (incluyendo ítem 9)	.940	.124	-.045	.053
Tau (excluyendo ítem 9)	.989	.060	.004	.011

La versión final de la EAPESA (siete ítems) obtuvo índices de ajuste aceptables ($\chi^2 = 30.640$ [$gl = 14$], $p < .05$; CFI = .991; RMSEA = .064 [IC90% .033 - .095]; TLI = .987; WRMR = .590); con cargas factoriales entre .705 y .825.

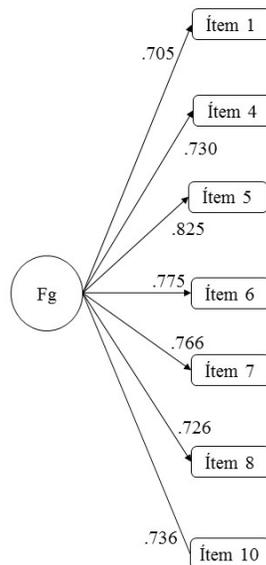


Figura 2. CFA de la fase final.

Evidencias de validez en relación con otras variables

En cuanto a las evidencias de validez en relación con otras variables, las correlaciones interfactoriales entre las puntuaciones de la EAPESA y *eutimia* fue $\phi = .556$ y con *distimia* $\phi = -.552$. El valor del AVE fue de .554, que es mayor que $\phi^2_{EAPESA-eutimia} = .309$ y $\phi^2_{EAPESA-distimia} = .304$.

El análisis de regresión lineal indica que la AA predice la *eutimia* de manera significativa ($F = 86.567, p < .05$), con un valor R^2 considerado como alto y con una asociación positiva aceptable ($\beta > .20$); mientras que para AA y *distimia*, la predicción es estadísticamente significativa ($F = 9.551; p > .05$) pero un valor R^2 considerado como bajo y con una asociación negativa inaceptable ($\beta < .20$).

Tabla 3. Regresión lineal entre autoeficacia académica, eutimia y distimia.

	B	β	t	R ²	IC (95%)
Eutimia	6.598	.479	8.459*	.227	.146-.313
Distimia	-.099	-.197	-3.091*	.082	.022-.141

Nota: (*) valores estadísticamente significativos; β = coeficiente beta estandarizado; IC = intervalo de confianza

Fiabilidad

En cuanto a la fiabilidad de las puntuaciones, se obtuvo un $\alpha = .866$ (IC95% = .835 - .891), y para la fiabilidad del constructo un valor de $\omega = .901$.

Discusión

El objetivo del presente trabajo de investigación fue evaluar las propiedades psicométricas relacionadas a las evidencias de validez de la *estructura interna* y la *relación con otras variables*, así como la fiabilidad de la EAPESA.

Los resultados indican que la estructura factorial unidimensional planteada por Palenzuela (1983) e identificada en otros estudios instrumentales en adolescentes y universitarios (Dominguez-Lara, 2014; Dominguez-Lara et al., 2012; García-Fernández et al., 2010; García et al., 2016), se replica en la muestra de adolescentes escolares peruanos. No obstante, en el presente estudio se sugiere la eliminación de los ítems dos (*Pienso que tengo capacidad para comprender bien y con rapidez una materia o curso*), tres (*Me siento con confianza para abordar situaciones que ponen a prueba mi capacidad académica*) y nueve (*Soy de esas personas que no necesito estudiar para aprobar una asignatura o pasar un ciclo completo*). En el caso de los ítems dos y tres, su eliminación fue en base a criterios psicométricos y de contenido, debido a que los enunciados se refieren a atributos que pueden ser representadas por los demás ítems. Respecto al ítem nueve, su eliminación fue con la finalidad de obtener un instrumento más homogéneo para la representación del constructo por parte de cada ítem, además de posibilitar el uso del coeficiente α . A pesar de estas eliminaciones, según los criterios de verosimilitud sustantiva y de plausibilidad, la versión final de la EAPESA (siete ítems) es parsimoniosa, homogénea, robusta e interpretable.

Si bien la unidimensionalidad es constante en todos los estudios revisados independientemente de las características de las muestras, las decisiones tomadas en el presente estudio contrastan con los procedimientos implementados por otros autores debido a que no habría sido necesario analizar la información derivada de los IM para lograr un modelo más preciso.

Referente a las *evidencias de validez en relación con otras variables*, el estudio corrobora las hipótesis planteadas al encontrar que, en el análisis discriminante, la estructura unidimensional de la EAPESA se diferencia satisfactoriamente como constructo porque el valor del AVE es mayor que la varianza compartida entre las puntuaciones de la EAPESA, *eutimia* y *distimia*. Además, se identificó que la AA predice la *distimia* (afecto negativo) y la *eutimia* (afecto positivo), aunque con esta última se encontró una mayor asociación. La explicación radica en la relación entre tarea y cogniciones. Es decir, que para el cumplimiento una determinada tarea, no basta con poseer las habilidades necesarias, ya que también son importantes las cogniciones que hagan referencia a que se cuentan con las competencias para cumplir el objetivo. De este modo, en presencia de ambas condiciones, las personas orientan su atención hacia el desarrollo óptimo de la tarea lo que está acompañado de afecto positivo; caso contrario, las personas pueden centrarse en la dificultad de la tarea lo que genera afecto negativo asociado a la depresión o ansiedad. Esto reafirma lo reportado en diversas investigaciones con respecto a la relación entre la AA y el afecto (Bandura, Pastorelli, Barbaranelli, & Caprara, 1999; Castellanos et al., 2017; Galicia-Moyeda et al., 2013; Chen, Chan, Bond, & Stewart, 2006; García et al., 2016a; Keye & Pidgeon, 2013; Muris, 2002; Muris, Schmidt, Lambrichs, & Meesters, 2001).

Referente a la fiabilidad, la comprobación de la tau equivalencia justifica la estimación del coeficiente α y ω , evitando un sesgo en la interpretación de α porque de no considerar y corroborar dicha condición, α tiene que ser interpretado como el límite inferior de la fiabilidad (Raykov, 1997), de lo contrario se puede originar una inadecuada interpretación de las puntuaciones (Viladrich, Angulo-Brunet, & Doval, 2017). Además, los valores de fiabilidad son aceptables lo que asegura estabilidad en la interpretación de las puntuaciones y la disminución de los falsos negativos (Ponterotto & Charter, 2009). Otro motivo de la *necesidad* de contar con el coeficiente α como un estimador de la fiabilidad de las puntuaciones observadas, es su uso en diversos procedimientos, como aquellos asociados a la elaboración de datos normativos (fiabilidad de los puntos de corte; Livingston, 1972), o incluso para la evaluación del error transitorio en estudios longitudinales (alfa test-retest; Green, 2003); tareas que no podrían ser llevadas a cabo con otros coeficientes.

Como muchos estudios instrumentales, pudieron ser identificadas algunas limitaciones que sería conveniente evitar a futuro. Por ejemplo, no se ha realizado el análisis de la invarianza de medición la que es condición previa para la realización de comparación de grupos (Dominguez-Lara, 2016b), lo que es importante porque la AA difiere de acuerdo al género y la materia o curso (Huang, 2013); y el análisis de invarianza longitudinal, que es necesario para garantizar la estabilidad de la medición del constructo cuando se desean implementar programas de intervención (Brown, 2015). Adicionalmente, sería necesario focalizar el estudio en asignaturas específicas, como matemáticas, ciencias o comunicación (Kiran, & Sungur, 2012), dado el bajo desempeño de los estudiantes peruanos en evaluaciones internacionales (Ministerio de Educación, 2017) y analizar si, en efecto, la AA podría ser un

factor decisivo en ese aspecto. En cuanto a la muestra, el procedimiento de selección del presente estudio puede ser considerado como un factor de riesgo a la validez externa de la investigación porque la generalización es un objetivo principal de las investigaciones cuantitativas (Ato et al., 2013). Debido a ello, existe la probabilidad de que los participantes incluidos sean los que mayores niveles de AA posean, sesgando así los resultados, por este motivo, se recomienda ampliar el tamaño de la muestra y realizar estudios con muestras probabilísticas.

A pesar de las limitaciones, se puede concluir que la EAPESA es un instrumento que cuenta con propiedades psicométricas robustas: estructura interna que refleja una varianza explicada de magnitud significativa, relación empírica con variables teóricamente vinculadas y puntuaciones observadas fiables; lo que respalda las inferencias que se realicen de las puntuaciones de la EAPESA, convirtiéndola en una opción para fines de investigación y de descripción grupal.

Se recomienda para futuras investigaciones ampliar el alcance de la evaluación a otras regiones del Perú. Adicionalmente, es necesario elaborar datos normativos (baremos) en base a una muestra significativa, y de preferencia de alcance nacional, a fin de poder establecer un diagnóstico de la AA en escolares, considerando su peso explicativo sobre el rendimiento académico (Honicke, & Broadbent, 2016; Khan, 2013; Richardson, Bond, & Abraham, 2012). Otro aspecto clave es su evaluación longitudinal, ya mencionada anteriormente, a fin de implementarlo como instrumento de evaluación antes y después de intervenciones orientadas a incrementar las creencias de AA en escolares. Por último, es necesario plantear modelos explicativos de la AA orientados a la realidad peruana con el objetivo de integrar diversos sistemas (e.g., familia) en pos de una mejora en el rendimiento académico del estudiante y, en consecuencia, de las oportunidades de crecimiento personal y profesional futuras.

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement in Education [AERA/APA/NCME] (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Aldridge, J. M., Afari, E., & Fraser, B. J. (2013). Influence of teacher support and personal relevance on academic self-efficacy and enjoyment of mathematics lessons: A structural equation modeling approach. *Alberta Journal of Educational Research, 58*(4), 614-633. doi: 10.1037/t38960-000
- 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. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review, 84*(2), 191-215.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: the exercise of control*. New York: Freeman.
- Bandura A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist, 2*(37), 122-147.

- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs [Nueva York]: Prentice Hall.
- Bandura, A. (1992). *Exercise of personal agency through the self-efficacy mechanism*. En R. Schwarzer (Ed.), *Self-efficacy: Thought control of action* (pp. 1-38). Washington d. c.: Hemisphere.
- Bandura, A. (2000). *Self-efficacy: The foundation of agency*. In W. J. Perrig (Ed.), *Control of human behavior, mental processes and consciousness* (pp. 17-33). N. J.: Erlbaum.
- Bandura, A., Pastorelli, C., Barbaranelli, C., & Caprara, G. V. (1999). Self-efficacy pathways to childhood depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, *76*, 258-269. doi: 10.1037/0022-3514.76.2.258
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd Ed.). New York: The Guilford Press.
- Caprara, G. V., Vecchione, M., Alessandri, G., Gerbino, M., & Barbaranelli, C. (2011). The contribution of personality traits and self-efficacy beliefs to academic achievement: A longitudinal study. *British Journal of Educational Psychology*, *81*, 78-96. doi: I:10.1348/2044-8279.002004
- Castellanos, V., LaTorre, D. C., Mateus, S. M., & Navarro, C. P. (2017). Modelo explicativo del desempeño académico desde la autoeficacia y los problemas de conducta. *Revista Colombiana de Psicología*, *26*(1), 149-161. doi: 10.15446/rcp.v26n1.56221
- Cassidy, S. (2015). Resilience building in students: the role of academic self-efficacy. *Frontiers in Psychology*, *27*. doi: 10.3389/fpsyg.2015.01781
- Chen, F.F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *14*, 464 – 504. doi: 10.1080/10705510701301834
- Chen, S. X., Chan, W., Bond, M. H., & Stewart, S. M. (2006). The effects of self-efficacy and relationship harmony on depression across cultures. Applying level-oriented and structure-oriented analyses. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *37*(6), 643-658. doi: 10.1177/0022022106292075
- Cheung, G.W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*(2), 233 – 255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, *16*(3), 297-334. doi: 10.1007/BF02310555
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *25*(3), 453-466. doi: 10.1080/10705511.2017.1390394
- Dominguez-Lara, S. (2014). Autoeficacia para situaciones académicas en estudiantes universitarios peruanos: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Revista de Psicología – UCSP*, *4*, 45-53.
- Dominguez-Lara, S. (2016a). Secretos del coeficiente alfa. *Actas Urológicas Españolas*, *40*(7), 471. doi:10.1016/j.acuro.2016.04.002
- Dominguez-Lara, S. (2016b). Comparación del autoconcepto entre grupos, ¿sesgo o diferencias?: comentarios a Castillo et al. *Revista Chilena de Pediatría*, *87*(5), 436. doi: 10.1016/j.rchipe.2016.03.003

- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- Dominguez-Lara, S., Villegas, G., Yauri, C., Mattos, E., & Ramírez, F. (2012). Propiedades psicométricas de una escala de autoeficacia para situaciones académicas en estudiantes universitarios peruanos. *Revista de Psicología-UCSP*, 2(1), 27-39.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Elias, S. M., & MacDonald S. (2007). Using past performance, proxy efficacy, and academic self-efficacy to predict college performance. *Journal of Applied Social Psychology*, 37(11), 2518-2531. doi: 10.1111/j.1559-1816.2007.00268.x
- Ellis, P. D. (2010b). *The essential guide to effect sizes: An introduction to statistical power, meta-analysis and the interpretation of research results*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ferguson, C. J. (2009). An effect size primer: a guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, 40(5), 532-538. doi: 10.1037/a0015808.
- Ferrando, P. & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Recuperado de www.papelesdelpsicologo.es
- Fornell, C., & Lacker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi: 10.2307/3151312
- 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), 491-500. doi: 10.6018/analesps.29.2.124691
- García-Fernández, J. M., Inglés, C. J., Torregrosa, M. S., Ruíz-Esteban, C., Díaz-Herrero, A., Pérez-Fernández, E., & Martínez-Monteagudo, M. C. (2010). Propiedades psicométricas de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en una muestra de estudiantes españoles de Educación Secundaria Obligatoria. *European Journal of Educational and Psychology*, 3(1), 61-74. doi: 10.30552/ejep.v3i1.51
- García, J. M., Inglés, C. J., Herrero, Á. D., San Martín, N. L., Torregrosa, M. S., & González, C. (2016a). Capacidad predictiva de la autoeficacia académica sobre las dimensiones del autoconcepto en una muestra de adolescentes chilenos. *Estudios sobre Educación*, 30, 31 - 50. doi: 10.15581/004.30.31-50
- García, J. M., Inglés, C. J., Vicent, J., González, C., Pérez A. M., & San Martín, N. L. (2016b). Validación de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en Chile y su relación con las estrategias de aprendizaje. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, 41(1), 118-131. Recuperado de <http://www.aidep.org/sites/default/files/articles/R41/Art10.pdf>

- Gravetter, F. J., & Wallnau, L. B. (2013). Introduction to statistics. In J. Hague, T. Matray, T. Williams, & L. Sarkisian (Eds.). *Statistics for the behavioral sciences* (pp. 3-36). Wadsworth: Cengage Learning.
- Green, S.B. (2003). A coefficient alpha for test-retest data. *Psychological Methods*, 8(1), 88 – 101. doi: 10.1037/1082-989X.8.1.88
- Hakstian, A. R., Rogers, W. T., & Cattell, R. B. (1982). The behavior of number of factor rules with simulated data. *Multivariate Behavioral Research*, 17, 193- 219.
- Honicke, T., & Broadbent, J. (2016). The influence of academic self-efficacy on academic performance: a systematic review. *Educational Research Review*, 17, 63-84. doi: 10.1016/j.edurev.2015.11.002
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Huan, C. (2013). Gender differences in academic self-efficacy: a meta-analysis. *European Journal of Psychology of Education*, 28(1), 1-35. doi: 10.1007/s10212-011-0097-y
- Hunsley, J., & Marsh, E. J. (2008). Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work. In J. Hunsley & E. J. Marsh (Eds.) *A guide to assessments that work* (pp. 3-14). Oxford: Oxford University Press.
- Kahn, M. (2013). Academic self-efficacy, coping, and academic performance in college. *International Journal of Undergraduate Research and Creative Activities*, 5(4). doi: 10.7710/2168-0620.1006
- Keye, M. D., & Pidgeo, A. M. (2013). An investigation of the relationship between resilience, mindfulness, and academic self-efficacy. *Open Journal of Social Sciences*, 1, 1-4. doi: 10.4236/jss.2013.16001
- Kiran, D., & Sungur, S. (2012). Middle school students' science self-efficacy and its sources: Examination of gender difference. *Journal of Science Education and Technology*, 21(5), 619-630. doi: 10.1007/s10956-011-9351-y
- Lei, P. (2009). Evaluating estimation methods for ordinal data in structural equation modeling. *Quality and Quantity*, 43, 495-507. doi: 10.1007/s11135-007-9133-z
- Livingston, S. A. (1972). A criterion-referenced application of classical test theory. *Journal of Educational Measurement*, 9(1), 13-26. doi:10.1111/j.1745-3984.1972.tb00756.x
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Merino-Soto, C., & Dominguez-Lara, S. (2015). Sobre la elección del número de factores en estudios psicométricos en la Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1320-1322. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/773/77340728051.pdf>
- Ministerio de Educación (2017). *El Perú en PISA 2015 Informe nacional de resultados*. Recuperado de: http://umc.minedu.gob.pe/wp-content/uploads/2017/04/Libro_PISA.pdf
- Muthén, B. O. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49, 115-132.

- Muthén, B. O., du Toit, S. H. C., & Spisic, D. (1997). *Robust inference using weighted least squares quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes*. Unpublished technical report. Artículo recuperado de: https://www.statmodel.com/bmuthen/articles/Article_075.pdf
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2010). *Mplus user's guide*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (1998-2012). *Mplus User's Guide* (version 7) [Computer program]. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Muris, P. (2002). Relationships between self-efficacy and symptoms of anxiety disorders and depression in a normal adolescents sample. *Personality and Individual Differences*, 32, 337-348. doi: 10.1016/S0191-8869(01)00027-7
- Muris, P., Shmidt, H., Lambrichs, R., & Meesters, C. (2001). Protective and vulnerability factors of depression in normal adolescents. *Behavior Research and Therapy*, 39, 555-565. doi: 10.1016/S0005-7967(00)00026-7
- Palenzuela, D. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9(21), 185-219.
- Ponterotto, J. G., & Ruckdeschel, D. E. (2007). An overview of coefficient alpha and a reliability matrix for estimating adequacy of internal consistency coefficients with psychological research measures. *Perceptual and Motor Skills*, 105, 997-1014. doi: 10.2466/pms.105.3.997-1014
- Pérez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Ponterotto, J. G., & Charter, R. A. (2009). Statistical extensions of Ponterotto and Ruckdeschel's (2007) reliability matrix for estimating the adequacy of internal consistency coefficients. *Perceptual and Motor Skills*, 108, 878-886. doi: 10.2466/PMS.108.3.878-886
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21(2), 173-184. doi: 0803973233
- Raykov, T. (2012). Scale construction and development using structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 472-492). New York: The Guildford Press.
- Reina, M.C., Oliva, A., & Parra, A. (2010). Percepciones de autoevaluación: Autoestima, autoeficacia y satisfacción vital en la adolescencia. *Psychology, Society, & Education*, 2(1), 55 – 69. Recuperado de <http://ojs.ual.es/ojs/index.php/psye>
- Richardson, M., Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological correlates of university student's academic performance: a systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353-387. doi:10.1037/a0026838
- Ruiz, M., & San Martin R. (1992). Una simulación sobre el comportamiento de la regla k1 en la estimación del número de factores. *Psicothema*, 4(2), 543-550.
- Schmitt, T. A. (2011). Current methodological considerations in exploratory and confirmatory factor analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304-321. doi: 10.1177/0734282911406653

- Spielberger, C. D., Agudelo, D., & Buela-Casal, G. (2008). *Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER)*. Madrid: TEA Ediciones.
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42, 893-898. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.017
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Allyn & Bacon: Pearson Education.
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la confiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. doi: 10.2466/PMS.108.3.878-886
- Whittaker, T. A. (2012). Using the modification index and standardized expect parameter change for model modification. *The Journal of Experiment Education*, 80(1), 26-44. doi: 10.1080/00220973.2010.531299
- Zwick, W. & Velicer, W., (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99, 432-442. doi: 10.1037/0033-2909.99.3.432