

Confiabilidad, dimensionalidad e invarianza de la Escala Rosenberg de autoestima en adolescentes colombianos*

Reliability, Dimensionality and Invariance of the Rosenberg Self-Esteem Scale in Colombian Adolescents

Recibido: 23 marzo 2020 | Aceptado: 14 julio 2023

CARLOS ALEJANDRO PINEDA-ROA^a

Centro Especializado en Asesoramiento Metodológico en Investigación
(CENAMI), Colombia

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9000-9302>

HUMBERTO LLINÁS-SOLANO

Universidad del Norte, Colombia

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2976-5109>

ELQUIS MANJARRES-JIMÉNEZ

SGS Colombia SAS, Colombia

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6243-3379>

YENNY SALAMANCA-CAMARGO

Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, Colombia

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0928-8907>

FREDY HERNÁN VILLALOBOS-GALVIS

Universidad de Nariño, Colombia

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2602-0283>

MARLY JOHANA BAHAMÓN

Universidad del Sinú, Colombia

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2528-994X>

ANA MERCEDES BELLO-VILLANUEVA

Universidad del Norte, Colombia

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4430-4634>

ANGELA PAOLA MARTÍNEZ-CHÍA

Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, Colombia

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5144-8505>

DIANA YURANNY CORREDOR-GONZÁLEZ

Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, Colombia

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4492-2624>

^a Autor de correspondencia. Correo electrónico:
cenami2024@gmail.com

RESUMEN

La Escala de Rosenberg de Autoestima (ERA) es un instrumento ampliamente usado para la estimación de la autoestima en población adolescente; sin embargo, poco se conoce del rendimiento psicométrico en adolescentes colombianos. El objetivo del presente estudio fue evaluar la consistencia interna, dimensionalidad e invarianza factorial según sexo y contexto en adolescentes escolarizados. Se realizó un estudio de validación con la participación de 725 estudiantes de dos regiones colombianas (Nariño y Boyacá) con edades comprendidas entre 11 y 19 años ($M = 13.90$; $DE = 1.82$); 52,8 % de sexo femenino. Se estimó la consistencia interna mediante omega de McDonald, la estructura dimensional por medio de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), y la invarianza factorial, por sexo y región. La consistencia interna de la ERA

Para citar este artículo: Pineda-Roa, C. A., Llinás-Solano, H., Manjarres-Jiménez, E., Salamanca-Camargo, Y., Villalobos-Galvis, F. H., Bahamón, M. J., Bello-Villanueva, A. M., Martínez-Chía, A. P., & Corredor-González, D. Y. (2023). Confiabilidad, dimensionalidad e invarianza de la Escala Rosenberg de autoestima en adolescentes colombianos. *Universitas Psychologica*, 22, 1-13. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy22.cdie>

fue de 0.78 y 0.65 para autoconfianza y autodesprecio respectivamente. El AFC ratificó que la ERA posee una estructura bifactorial, con excelente ajuste de los datos al modelo $\chi^2(26) = 72.77$; $p \leq 0.000$; RMSEA = 0.05, IC 90 % 0.03-0.06; CFI = 0.96 y factores intercorrelacionados ($r = 0.44$). Se concluye que la ERA en adolescentes colombianos presenta adecuada consistencia interna, estructura bidimensional e invarianza estricta fuerte según sexo e invarianza parcial según región. Los hallazgos corroboran estudios previos, sin embargo, más investigaciones son necesarias en contextos colombianos.

Palabras clave

estudiantes; adolescentes; autoestima; Rosenberg, estudios de validación.

ABSTRACT

The Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES) is a widely used instrument for estimating self-esteem in the adolescent population, however, little is known about psychometric performance in Colombian adolescents. The objective of this was to assess the internal consistency, dimensionality, and factorial invariance of RSES regarding context and sex in school adolescent. A validation study was conducted with 725 students aged 11–19 years (52.8 % female) from two Colombian regions (Nariño and Boyacá). Estimations of internal consistency using McDonald's omega, dimensional structure through Confirmatory Factor Analysis (CFA), and factor invariance by sex and region of origin were done. RSES confirmed that the RSES has a two-dimensional structure with excellent fit of the data to the model [$\chi^2(26) = 72.77$; $p \leq 0.000$; RMSEA = 0.05; CI 90 % 0.03-0.06; CFI = 0.96] and intercorrelated factors ($r = 0.44$). McDonald's omega of 0.78 and 0.65 for self-esteem and self-contempt, respectively. It is concluded that RSES in Colombian adolescents presents adequate internal consistency and a two-dimensional structure and strong strict invariance according to sex and partial invariance according to region. The findings corroborate previous studies; however, more research is needed in Colombian contexts.

Keywords

students; adolescents; self-esteem; Rosenberg; validation studies.

La Escala Rosenberg de Autoestima (ERA) ha sido uno de los instrumentos de medición del que más se ha escrito en la historia reciente, uno de los más usados a lo largo y ancho del mundo en la medición de la autoestima y por tanto, uno de los más traducidos en varios idiomas (Rojas et al., 2009). La escala inició aplicándose en adolescentes (Rosenberg, 1965); sin embargo, su uso se ha extendido a todo el ciclo vital (Pullmann et al., 2009).

Teniendo en cuenta que la autoestima es uno de los pilares que contribuyen al bienestar psicológico y al desarrollo de una personalidad saludable en los individuos (Gardner & Haley, 2017; Pullmann & Allik, 2000; Rojas et al., 2009), se convierte en clave para los adolescentes, al contribuir sustantivamente a mejorar sus condiciones académicas (Palacio et al., 2006) y de salud en general (Kim, 2003; Li et al., 2010); por lo tanto, se considera necesario contar con un instrumento que tenga las propiedades psicométricas adecuadas y adaptadas a una población específica.

La autoestima ha sido definida por Rosenberg (1965) como una parte del autoconcepto, referida a la valoración positiva y negativa de sí mismo; de igual manera, ha sido definida como “el conjunto de esquemas evaluativos que el sujeto hace de sí mismo” (Fierro, 1990, p. 86). entendiendo que en dicha reunión el sujeto hace alusión a aspectos de su valía, confianza e imagen de sí mismo. Autores como Cogollo et al. (2015) prefieren la denominación de *autoconfianza* o *satisfacción personal*, para el caso de la subescala de autoestima positiva, y *autodesprecio* o *devaluación personal*, para la subescala de autoestima negativa. La subescala *autoconfianza* hace alusión a “los aspectos relacionados con saberse o sentirse competente en varios aspectos de la vida” mientras que la subescala *autodesprecio* “emplea términos peyorativos para referirse a sí mismo” (Tafarodi & Milne, 2002).

En cuanto al análisis de la influencia del contexto en la autoestima de los individuos, Hatcher (2007) revisó el comportamiento de tres instrumentos diferentes para medir la autoestima (incluyendo la ERA) en un grupo de mujeres afroamericanas, caracterizado por su vulnerabilidad al sexismo y al racismo. Los resultados indican que la ERA mide de manera confiable este aspecto; sin embargo, en cuanto a la validez de constructo, se concluyó que “no hay evidencia suficiente para afirmar que la ERA mida de manera válida este constructo en dicha población, debido a que no logra capturar la idiosincrasia de esta población femenina, la cual tiene elementos de salud mental particulares haciendo que la ERA, sea un instrumento poco

sensible culturalmente y que no responda a las especificidades del comportamiento de las mujeres afroamericanas” (Hatcher, 2007, p. 230).

Respecto al contexto en que se evalúa la autoestima, Pullman et al. (2009) mostraron que la medición de la autoestima realizada a través de muestreos por internet es superior en comparación con muestreos aleatorios representativos, lo cual sugiere como necesario tener en cuenta esta variable de desarrollo en el que crecen los adolescentes.

En 1965, Rosenberg introdujo la versión de 10 ítems (ERA) para adolescentes; inicialmente, la aplicó a una muestra de más de 5.024 estudiantes del estado de Nueva York; desde entonces, gran parte de los estudios han reportado estimaciones de confiabilidad en población adolescente con valores por encima de 0.70 (entre 0.77 a 0.88), los cuales han sido obtenidos, en su mayoría, mediante el alfa de Cronbach y rara vez mediante omega de McDonald. Excepcionalmente, Cogollo et al. (2015) en su estudio de autoestima mediante la ERA en adolescentes con edades entre 10 a 15 años de Cartagena (Colombia), reportaron un omega de McDonald de 0.76 para los ítems de *autoconfianza* y de 0.57 para los ítems de *autodesprecio*. Mas recientemente, Ceballos-Ospino et al. (2017) corroboraron la misma estructura bifactorial de la ERA, sin embargo, reportaron únicamente un alfa de Cronbach global de 0.72 y un omega de McDonald de 0.65, y no por cada subescala, como suele recomendarse en cuanto a escalas multidimensionales (Cervantes, 2005).

A propósito del número de factores que resumen los 10 ítems, algunos investigadores han defendido la tesis acerca de un único factor de la ERA en población adolescente (Vasconcelos-Raposo et al., 2012; Gongora & Casullo, 2009; Romano et al., 2007; Rosenberg, 1965; Rosenberg et al., 1995); otros autores, han informado de dos dimensiones de autoestima (positiva y negativa) obtenidas mediante AFC que están altamente correlacionadas, las cuales, mediante un factor de segundo orden, conforman un factor unitario denominado *autoestima* (Roth et al., 2008, Ventura-León et al., 2018).

De manera opuesta, autores como Cogollo et al. (2015), mediante un Análisis Factorial Exploratorio (AFE), encontraron que la ERA es bidimensional en adolescentes colombianos. Análogamente se encontró el mismo resultado mediante AFC en una muestra de niños con padres en prisión (Sharratt et al., 2014). Estos datos ya habían sido soportados por Supple y Plunkett (2011) en una muestra de adolescentes latinos mediante AFC. El metanálisis de Huang y Dong (2012) también concluyó que la estructura de la ERA es bifactorial; no obstante, el desacuerdo respecto al número de factores o dimensiones parece persistir (Gómez-Lugo et al., 2016). Es probable que la estructura unifactorial o bifactorial dependa del contexto evaluado o del tipo de muestreo.

A pesar de la escasa literatura sobre invarianza factorial de la ERA, el abordaje está bien justificado por Caycho (2017) quien afirma que la invarianza es un proceso previo a cualquier tipo de comparación grupal y, por tanto, es posible que muchos análisis alrededor de la autoestima contengan errores acerca de las comparaciones de grupos, debido a que posiblemente no inspeccionaron si el instrumento es invariante o no para esos grupos (González & Landero, 2008; Siabato et al., 2017; Vicent et al., 2015).

En la actualidad, pocos estudios han analizado la invarianza factorial de la ERA en población hispana, por ejemplo, Gómez-Lugo et al. (2016) compararon la ERA entre población adulta colombiana y española; Tomas et al. (2015), realizaron un estudio cuyo objetivo fue evaluar la invarianza de la medición de la ERA según sexo en adolescentes españoles, concluyendo que aparentemente la ERA es invariante por sexo. Ventura et al. (2018) analizaron la invarianza factorial según sexo en adolescentes peruanos, encontrando una invarianza factorial parcial y Sharratt et al. (2014) evaluaron la invarianza factorial según sexo encontrando que la ERA es factorialmente invariante entre chicos y chicas europeos.

Asimismo, la ERA ha mostrado buen desempeño psicométrico en estudios nacionales e internacionales; sin embargo, algunos estudios se han limitado a análisis factoriales exploratorios

(Cogollo et al., 2015) y a informar el alfa de Cronbach como indicador de consistencia interna (Gongora & Casullo, 2009; Roth et al., 2008; Vasconcelos-Raposo et al., 2012), por lo tanto, no se cuenta con estudios de la ERA en adolescentes colombianos que aporten evidencia de los hallazgos obtenidos mediante AFE. Además, es necesario tener presente que el rendimiento psicométrico de las escalas de medición puede variar ampliamente según las características de la población (Keszei et al., 2010). Por último, antes de realizar comparaciones a nivel grupal (hombres versus mujeres, región nariñense versus boyacense), es preciso indagar la invarianza factorial del instrumento en cuestión.

En consecuencia, el objetivo general de la presente investigación fue evaluar la estructura interna de la ERA, su confiabilidad mediante consistencia interna y, finalmente, analizar su invarianza factorial según sexo y regiones (Nariño versus Boyacá). Con toda esta nueva información se podrá acumular evidencia de validez y confiabilidad acerca de la ERA en población adolescente escolarizada en Colombia (Prieto & Delgado, 2010).

Método

Diseño

Se trata de un estudio con diseño no experimental, de carácter psicométrico de tipo instrumental conocidos en otros contextos como estudios metodológicos o de evaluación de pruebas de tamización o diagnósticas, orientado al análisis de las características psicométricas de un instrumento de medición psicológico (Sousa & Rojjanasirrat, 2011).

Participantes

El presente estudio es un análisis secundario de la integración de las bases de datos de tres proyectos de investigación (Pineda-Roa et al., 2018; Pérez & Salamanca, 2017; Villalobos-

Galvis, 2010), constituyendo una muestra final de 725 adolescentes escolarizados. En este reporte se incluyen los datos de autoestima de adolescentes entre 11 y 19 años, cuya media de edad fue de 13.90 años ($DE = 1.82$). El rango etario incluye las adolescencias temprana, media y tardía, según la Organización Mundial de la Salud (OMS). El muestreo implementado fue no probabilístico según cuotas consistentes en un porcentaje proporcional de cada grado y sexo, de los cuales 383 (52.8 %) fueron mujeres y 342 (47.2 %) hombres. Por grados de secundaria y media vocacional, se incluyeron estudiantes de 6 a 11 grado.

La muestra analizada incluyó estudiantes matriculados en colegios públicos y privados de las dos regiones colombianas: Nariño ($n = 300$) y Boyacá ($n = 425$). En los estudios originales (Pérez & Salamanca, 2017; Pineda-Roa et al., 2018; Villalobos-Galvis, 2010), se obtuvo consentimiento informado de los padres y consentimiento asistido de los menores de edad, así como la autorización de las directivas de las instituciones educativas, teniendo en cuenta los lineamientos establecidos por la Ley 1090 de 2006 (Congreso de la República, 2006). Considerando que se tomaron las bases de datos de estudios previos, este trabajo se clasifica como investigación sin riesgo, de acuerdo con lo establecido en la Resolución 8430 de 1993 (Ministerio de Salud [Minsalud], 1993). La información con la que se contó en las bases de datos era anónima, porque no contenía información personal que permitiera identificar al estudiante.

Instrumento

El Cuestionario de Autoestima de Rosenberg (1965) consta de 10 ítems con puntuación tipo Likert de 4 opciones: *Muy de acuerdo*, *De acuerdo*, *En desacuerdo* y *Muy en desacuerdo*. La versión usada en el presente estudio es la que alterna los ítems de *autoconfianza* (ítems 1, 3, 5, 7, 9) y *autodesprecio* (ítems 2, 4, 6, 8, 10), los cuales se califican de modo inverso, de tal manera que a mayor puntaje, mayor es el nivel de

autoestima. Estudios más recientes en Colombia han corroborado la misma estructura bifactorial y consistencia interna de 0.76 para autoconfianza y 0.57 para autodesprecio (Cogollo et al., 2015).

Un ejemplo de ítems de autoconfianza es: *Siento que tengo buenas cualidades, en general estoy satisfecho(a) conmigo mismo(a) y tengo una actitud positiva hacia mí mismo(a)*. Un ejemplo de ítems de autodesprecio es: *Siento que no tengo mucho de qué estar orgulloso, en general, tiendo a pensar que soy un fracaso y me gustaría sentir más respeto por mí mismo (a)*.

Procedimiento

El procedimiento para la recolección de información se reportó en los estudios originales (Pineda-Roa et al., 2018; Villalobos-Galvis, 2010). Luego de obtener la base de datos de cada estudio previo, se conformó una única base de datos en SPSS versión 22, software con el cual se calcularon los estadísticos descriptivos. Los análisis estadísticos adicionales se realizaron mediante el software estadístico RStudio versión 1.1.383 (RStudio Team, 2016), empleando los paquetes estadísticos: *psych* para el cálculo del omega de McDonald y *Lavaan* para el análisis factorial confirmatorio y el análisis de invarianza métrica.

Con el objetivo de verificar las propiedades psicométricas del cuestionario se realizaron los siguientes análisis: a) Análisis descriptivo de los resultados de la muestra de estudiantes, que incluyó un estudio de las escalas, considerando valores de media, desviación típica, asimetría, curtosis, comunalidad y correlación ítem-total corregida. b) Análisis de confiabilidad de las escalas, se realizó a partir del coeficiente omega (ω) de McDonald (1999). Según Trizano-Hermosilla & Alvarado (2016), el coeficiente ω es útil cuando hay equivalencia (en este caso, Omega y Alfa coinciden matemáticamente), y cuando hay factores con cargas diferentes (Dunn et al., 2014). c) Análisis factorial confirmatorio para obtener criterios sobre el ajuste global del modelo y el funcionamiento de sus factores. El AFC se realizó sobre el número total de

encuestados de la muestra, aplicando el método mínimos cuadrados ponderados diagonalizables (de las siglas en inglés, *Diagonally Weighted Least Squares* [DWLS]), más conveniente cuando las puntuaciones son ordinales y se incumple el supuesto de normalidad multivariada. Se tuvieron en consideración los siguientes índices de bondad de ajuste: chi-cuadrado entre los grados de libertad (χ^2/gl), el índice de ajuste comparativo, CFI (Comparative Fit-Index), el TLI (Tucker Lewis index) con un punto de corte igual o superior a 0.95. Por último, el error cuadrático medio de aproximación, RMSEA (Root Mean-Square Error of Approximation), indica una bondad de ajuste buena a partir de valores iguales o inferiores a 0.06 (Byrne, 2006; Hu & Bentler, 1999). Para decidir si los modelos comparados son equivalentes, se utilizó el incremento ΔCFI en el índice de ajuste comparativo CFI, cuyo *cut-off* de ΔCFI fue 0.01. Si $\Delta CFI \leq 0.01$, se considera la equivalencia de los modelos y, con esto, se tiene en cuenta el modelo con las nuevas restricciones.

Para comprobar la invarianza factorial del cuestionario se realizó comparación por las variables sexo y región. Para llevar a cabo este análisis se realizó la secuencia indicada por Elosua (2005), mediante la evaluación de los estadísticos de ajuste de 4 grados de invarianza progresiva: configural, métrica o débil, invarianza escalar o fuerte e invarianza estricta. Para comparar los modelos en los análisis de invarianza se usó el *global score test* o *multivariate Lagrange Multiplier test* (Silvey, 1959). En este caso, debemos tener un $p > 0.05$, para no rechazar la hipótesis nula de que los dos modelos comparados son equivalentes. Si $p \leq 0.05$, se aplicó las *univariate score tests* (o *univariate Lagrange Multiplier tests*) con el fin de probar la hipótesis nula de que la igualdad individual de la restricción se cumple. Todos los casos de invarianza parcial (donde se dio el evento) se analizaron con ayuda de los índices de modificación (MI) para verificar cambios en la estructura factorial del modelo (Joreskog & Sorbom, 1981).

Para determinar cuáles ítems eran no invariantes se observaron los valores más altos de los cambios de los parámetros esperados (CPE)

en el modelo. De esta manera, se construyó el modelo restringiendo las cargas invariantes y dejando libres las cargas factoriales de los ítems no invariantes (Byrne et al., 1989). El MI indica el decrecimiento esperado en el valor chi-cuadrado si un parámetro restringido es liberado en un modelo menos restringido. Por lo general, se busca el valor MI más grande y se libera un parámetro a la vez a través de un proceso iterativo. El valor de corte habitual es 3.84, pero esto debe ajustarse según el tamaño de la muestra (ya que el valor chi-cuadrado es sensible a estos tamaños) y la cantidad de pruebas realizadas (error de tipo I). Por último, es importante anotar que al correr todos los modelos se le pidió al programa R que estandarizara las variables y la métrica de las variables latentes. Es decir, que los parámetros estimados fueran calculados con la matriz de correlaciones y no con la de covarianza.

Resultados

La tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos de los ítems de la ERA, se observa que el ítem 4 presentó la mayor media y la menor variabilidad, seguido por los ítems 8 y 9 con las medias mayores; a su vez se observa que todos los ítems presentaron una correlación ítem-total por encima de 0.30 a excepción del ítem 6 (*Me gustaría tener más respeto por sí mismo*).

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos de los ítems

Ítem	<i>M (DE)</i>	λ	r-cor	As	Kurt	Com.
1	3.18 (1.0)	0.59	0.53	-0.75	-0.66	0.57
2	2.89 (1.0)	0.33	0.36	-0.57	-0.76	0.32
3	3.32 (0.87)	0.62	0.56	0.95	0.31	0.59
4	3.40 (0.65)	0.78	0.54	-1.17	0.98	0.63
5	3.24 (0.84)	0.58	0.51	-0.66	-0.57	0.45
6	3.06 (0.95)	< 0.3	0.20	-0.73	-0.52	0.55
7	3.27 (0.94)	0.72	0.62	-0.91	-0.06	0.57
8	3.34 (0.76)	0.72	0.51	-1.10	0.42	0.82
9	3.36 (0.88)	0.71	0.63	-1.11	0.34	0.59
10	2.95 (0.73)	0.37	0.37	-0.69	-0.36	0.32

Nota λ = Cargas factoriales por factor; r-cor = correlación ítem-total corregida., As: Asimetría, Kurt: Kurtosis, Com: Comunalidad.

Asimismo, los valores de asimetría y curtosis permitieron establecer que la distribución de la mayoría de los ítems se encuentra dentro de los valores esperados (-1,1), según Lloret-Segura et al. (2014) y que su contribución a la varianza, según lo muestran las comunalidades está entre 0.32 y 0.82, siendo el ítem 8 el que más aporta a la explicación de la varianza y el ítem 2 y 10 los que menos varianza explicada generan.

Mediante el AFC se pusieron a prueba tres posibles modelos M1, M2 y M3. En la tabla 2 se muestran los índices de ajuste de cada uno de ellos. El modelo M1 constó de un nico factor que asume la existencia de una variable latente referida a la autoestima global, el cual no arrojó buen ajuste. El modelo M2 definió dos variables latentes correlacionadas: autoconfianza y autodesprecio. El modelo M3 añadió al modelo M2 una variable latente de segundo orden para la autoestima global, formada por las subescalas autoconfianza y autodesprecio. M1a y M2a sustraen el ítem 6, el cual tuvo baja correlación ítem-total corregida, según se vio en la tabla 1.

Los resultados de la tabla 2 muestran que el modelo M2a de 9 ítems y dos variables latentes autoconfianza y autodesprecio correlacionados ($r = 0.44$) arrojan el mejor ajuste con respecto a los demás modelos y las cargas factoriales estandarizadas superiores a 0.30 (Tabla 1). Allí se puede ver que el cociente χ^2/gl más bajo es del

modelo M2a, índice que corroboró que M2a es el que mejor ajuste posee.

Tabla 2.
Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos planteados (N = 725)

Modelo	$\chi^2(gl)$	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA	IC 90 % RMSEA	
						LI	LS
M1	221.94 (35)	6.34	0.83	0.78	0.083	0.075	0.097
M1a	178.63 (27)	6.61	0.86	0.81	0.088	0.076	0.101
M2	114.84 (34)	3.36	0.93	0.90	0.057	0.046	0.069
M2a	72.77 (26)	2.79	0.96	0.94	0.050	0.036	0.064
M3	106.48 (36)	4.28	0.92	0.88	0.066	0.054	0.080

Nota χ^2 Chi-squared distribution; gl = grados de libertad; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CI = Intervalo de confianza; LI = Límite inferior; LS = Límite superior.
* $p \leq 0.001$

Los resultados del análisis de confiabilidad del modelo M2a, teniendo en cuenta la matriz policórica, muestran que la consistencia interna de los factores del cuestionario presenta unos valores de omega de McDonald de 0.78 y 0.65 para la autoconfianza y autodesprecio respectivamente, mientras que para los 9 ítems el omega de McDonald fue de 0.81, valor que también fue encontrado en hombres y en mujeres. Igualmente, en adolescentes de Nariño el omega de McDonald fue de 0.83 para autoconfianza y de 0.65 para autodesprecio. En adolescentes de Boyacá fue de 0.82 para autoconfianza y de 0.72 para autodesprecio, por lo que la consistencia interna es adecuada.

Para comprobar si el ajuste del modelo M2a y sus coeficientes son comparables entre hombres y mujeres se analizaron los siguientes modelos anidados con especificaciones de parámetros cada vez más restrictivas en los grupos (ver tabla 3).

Tabla 3.
Índices de bondad de ajuste de los modelos de invarianza factorial por sexo

Modelo	$\chi^2(gl)^*$	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA	IC 90 % RMSEA		p
						LI	LS	
General (2a)	73 (26)	2.79	0.95	0.940	0.05	0.0366	0.06	-
Hombres	32.71 (26)	1.25	0.98	0.980	0.02	0.00	0.05	-
Mujeres	51 (26)	1.98	0.95	0.93	0.05	0.03	0.07	-
Configural	84 (52)	1.62	0.97	0.95	0.04	0.02	0.05	-
Métrica	87 (59)	1.48	0.97	0.96	0.03	0.01	0.05	0.87
Escalar	96 (66)	1.46	0.97	0.96	0.03	0.01	0.05	0.24
Estricta	104 (75)	1.39	0.97	0.97	0.03	0.01	0.04	0.53

Nota χ^2 Distribución Chi cuadrado; gl = grados de libertad; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation. IC = Intervalo de Confianza.
* $p \leq 0.001$

En esta situación se encontró invarianza total por género. La comparación y las diferentes pruebas *score* (*global test score*) entre los modelos anidados descritos anteriormente permiten afirmar que no se encontraron diferencias significativas en el ajuste de los modelos anidados, de manera que el modelo M2a se ajusta de forma similar tanto en la muestra de hombres como en la de mujeres. A través de este modelo, se pueden estimar las diferencias de las medias latentes.

De acuerdo con los factores latentes, no existe una escala implícita para ellas; por esta razón, solo se pudo realizar una comparación de las medias de estos factores entre los grupos de acuerdo al sexo. De esta manera, se interpretó la diferencia de medias latentes entre los grupos, como se explica a continuación. Al respecto, es necesario recordar que la media del grupo de referencia o de control (femenino) se fija a 0; por consiguiente, para cada dominio, se tiene que: Media (Masculino) – Media (Femenino) = Media (Masculino) - 0 = Media (Masculino).

Es decir, las medias latentes de los factores del otro grupo (Masculino) se pueden interpretar como una diferencia de medias con respecto al primer grupo (Femenino). Debido a que las medias muestrales de las variables latentes se asumieron normalmente distribuidas, se presenta el valor p correspondiente a una prueba Z de una cola a la derecha en donde la hipótesis alternativa es Media (Masculino) > Media (Femenino).

Teniendo en cuenta lo explicado anteriormente, se pudo observar que las personas de sexo masculino de la muestra obtuvieron puntuaciones mayores en autoconfianza y autodesprecio con respecto a los de sexo femenino (en cada factor, en promedio, el puntaje de los de sexo masculino estuvo entre 0.06 y 0.02 unidades más alta que el de los de sexo femenino). Sin embargo, de acuerdo con los valores p obtenidos, se puede concluir que no hay diferencia significativa en los puntajes obtenidos en autodesprecio por sexo ($z = 0.86$, $p = 0.39$, $d = 0.07$); por el contrario, se encontró diferencia significativa por sexo entre las medias para autoconfianza ($z = 2.14$, $p = 0.03$, $d = 0.12$).

Para comprobar si el ajuste del modelo M2a y sus coeficientes son comparables en las dos regiones, Nariño y Boyacá, se analizaron los siguientes modelos anidados con especificaciones de parámetros cada vez más restrictivas en los grupos.

Tabla 4.
Índices de bondad de ajuste de los modelos de invarianza factorial por región

Modelo	χ^2 (gl)	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA	IC 90 % RMSEA		p
						LI	LS	
General (2a)	73 (26)	2.79	0.95	0.94	0.05	0.03	0.06	-
Boyacá	20 (26)	0.77	1.00	1.01	0.00	0.00	0.02	-
Nariño	29 (26)	0.94	0.99	0.99	0.02	0.00	0.05	-
Configural	49 (52)	0.94	1.00	1.00	0.00	0.00	0.03	-
Métrica	55 (56)	0.98	1.00	1.00	0.00	0.00	0.03	0.23
Escalar	59 (59)	0.99	1.00	1.00	0.00	0.00	0.03	0.27
Estricta	63 (61)	1.03	0.99	0.99	0.00	0.00	0.03	0.15

Nota: χ^2 Distribución Chi cuadrado; gl = grados de libertad; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker Lewis Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation. IC = Intervalo de Confianza; LI = Limite inferior; LS = Limite superior
* $p \leq 0.001$

Es importante resaltar que se encontró invarianza parcial en los diferentes modelos; los parámetros que se liberaron en cada uno de estos fueron los correspondientes a las variables que se indican a continuación: Step 2 (Invarianza métrica/débil): auto4, auto8 y auto10; Step 3 (Invarianza escalar/fuerte): auto1, auto2, auto5

y auto10; Step 4 (Invarianza estricta): auto1, auto2, auto3, auto4, auto5, auto7 y auto10.

Para determinar estos ítems no invariantes, se llevaron a cabo diferentes *scores* pruebas multivariadas de Lagrange en los distintos análisis a nivel de las cargas factoriales, dejando libre los parámetros con el CPE más alto. Siguiendo este procedimiento, el modelo se obligó a restringir las cargas invariantes y a dejar libres las cargas factoriales de los ítems mencionados anteriormente en cada paso, obteniendo el modelo ajustado y logrando reducir el incremento en los diferentes índices de ajuste.

Al permitir estas invariancias parciales, la evaluación progresiva de la invarianza y las diferentes pruebas *score* (*global test score*) entre los modelos anidados descritos anteriormente, permiten afirmar que no se encontraron diferencias significativas en el ajuste de los modelos anidados, de manera que el modelo M2a se ajustó de forma similar en cada región (Nariño y Boyacá). Tomando como grupo de referencia al interior, se puede observar que los adolescentes de Pasto obtuvieron 0.122 unidades más altas en autoconfianza con respecto a los adolescentes del interior ($z = 3.48$, $p = 0.00$, $d = 0.23$). Recíprocamente, los adolescentes de Pasto obtuvieron 0.21 unidades más bajas en los puntajes de autodesprecio en comparación con los del interior ($z = 5.48$, $p = 0.00$, $d = 1.24$).

Discusión

El propósito de este estudio fue evaluar la consistencia interna, dimensionalidad e invarianza factorial según sexo y región de la escala de autoestima de Rosenberg en adolescentes colombianos escolarizados. Los resultados permiten concluir que la escala de Rosenberg presenta evidencia de calidad psicométrica para su utilización en el contexto colombiano.

En cuanto a los hallazgos del presente estudio, los 10 ítems se organizaron en una estructura factorial de dos dimensiones, cuestión que se ratificó en el análisis empírico de su estructura teórica. Por tanto, los dos factores que componen

el instrumento dan cuenta de dimensiones distintas, pero suficientemente relacionadas para medir la autoestima. Estos hallazgos son consecuentes con las investigaciones previas en Ecuador (Bueno-Pacheco et al., 2020), Colombia (Ceballos-Ospino et al., 2017; Cogollo et al., 2015; Villalobos-Galvis, 2006) y Perú (Ventura-León et al., 2018).

El análisis específico de los índices de ajuste encontrados en el AFC mostró que el modelo que mejor se ajustó a los datos corresponde con una estructura bifactorial compuesta por cinco ítems de autoconfianza y cuatro de autodesprecio excluyendo el ítem 6 (*Me gustaría sentir más respeto por mí mismo*) el cual tuvo correlación ítem total corregida inferior a lo esperado. Este hallazgo confirma lo encontrado por Gómez-Lugo et al., (2016) quienes también encontraron deficiencias en este ítem en adultos colombianos. Un funcionamiento deficiente en este ítem también fue reportado por Supple y Plunkett (2011) y por Ventura-León et al. (2018) en adolescentes de Lima Perú y Nuñez Delgado y Ortiz Cam (2021) en adultos de Tacna Perú.

El omega de McDonald arrojó valores de 0.78 y 0.65 para la autoconfianza y autodesprecio, respectivamente, coeficientes admisibles para la subescala de autoconfianza, pero no para la subescala de autodesprecio, dado que algunos autores sugieren que coeficientes entre 0.70 y 0.90 son admisibles (Campo-Arias & Oviedo, 2008; Streiner, 2003); sin embargo, otros investigadores afirman que valores ideales se ubican entre 0.90 y 0.95 (Tavakol & Dennick, 2011). Estos resultados coinciden con lo encontrado en estudios con población africana cuyos valores oscilan entre 0.65 y 0.75 (Fromont et al., 2017); por su parte, autores que exploraron las propiedades psicométricas del instrumento en población canadiense encontraron coeficientes más altos de 0.78 y 0.82 (Liang & Zhang, 2014).

El hecho de haber encontrado invarianza total según sexo posibilitó la comparación entre chicos y chicas. No obstante, el nivel promedio de autoconfianza fue superior en los chicos, mientras que, en autodesprecio, no se encontraron diferencias significativas. Este hallazgo ha sido detectado por otros estudios y

sugiere, la capacidad de la escala para diferenciar entre hombres y mujeres (Eklund et al., 2018). En particular, es necesario explicar por qué la valoración positiva de sí mismo es más baja en las mujeres y más alta en los hombres, estos hallazgos son consistentes con investigaciones previas que reportan menor grado de autoestima en las mujeres, (Tulviste, 2011).

Por su parte, mediante el criterio región, el resultado de invarianza fue parcial. Según Dimitrov (2010), no hay una regla que establezca que nivel de invarianza parcial permita realizar comparaciones. No obstante, se realizaron comparaciones entre adolescentes por región dada la similitud entre las características sociodemográficas de las dos regiones. Las diferencias significativas encontradas en los resultados de autoconfianza y autodesprecio por región pueden ser explicados por la influencia del contexto social de crianza en el desarrollo de la autoestima del adolescente. Por ejemplo, la investigación de Tulviste (2011) comparó la autoestima en dos ambientes (jóvenes criados en instituciones y adolescentes criados en su hogar). Tulviste encontró que la autoestima en adolescentes institucionalizados era más baja en comparación con los niveles de autoestima de adolescentes criados en su hogar.

En cuanto a los ítems, nuestros resultados mostraron que los ítems 1, 5 y 10 fueron no invariantes en al menos dos pasos de las pruebas de invarianza. Estos hallazgos confirman lo encontrado por Ventura-León et al. (2018), quienes también encontraron invarianza parcial para estos tres ítems, por lo que debe sospecharse que poseen funcionamiento diferencial del ítem en algún grado.

Dentro de las limitaciones del presente estudio están el no tener muestras de otras regiones que posibiliten un estudio representativo de adolescentes colombianos, además, los estudios de los cuales se obtuvo la información fueron realizados con muestreos no probabilísticos, lo cual incrementa el riesgo de sesgo de selección. Así mismo es importante que investigaciones futuras tomen muestras con adolescentes no escolarizados y de sectores rurales para analizar el comportamiento de la ERA.

Se concluye que la escala de autoestima de Rosenberg, mostró ser una herramienta confiable, compuesta por dos dimensiones relacionadas que evalúan la autoconfianza y el autodesprecio. Su uso es recomendado en poblaciones de adolescentes colombianos similares a los aquí descritos. Las comparaciones por grupos poblacionales en cuanto a autoestima son recomendadas por sexo pero no por región de residencia, aun cuando los contextos de residencia sean similares. En futuras investigaciones será necesario continuar con la revisión de sus propiedades psicométricas excluyendo el ítem 6, el cual ha mostrado dificultades reiteradas en los estudios, por la complejidad de su estructura al incluir una doble negación, cuestión que es problemática para su comprensión lingüística y cultural.

Contribuciones de los autores

Todos los autores han contribuido de manera importante en alguno de los siguientes temas relacionados al artículo: diseño de la investigación, recolección de los datos, análisis e interpretación crítica de los resultados y búsqueda de antecedentes empíricos para la introducción y la discusión.

Referencias

- Bueno-Pacheco, A., Lima-Castro, S., Arias-Medina, P., Peña-Contreras, E., Aguilar-Sizer, M., & Cabrera-Vélez, M. (2020). Estructura factorial, invarianza y propiedades psicométricas de la escala de autoestima de Rosenberg en el contexto ecuatoriano. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 56(3), 87–100. <https://doi.org/10.21865/RI-DEP56.3.07>
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3), 456-466.
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en ciencias de la salud. *Revista Cubana de Educación Médica Superior*, 31, 2.
- Ceballos-Ospino, G. A., Paba-Barbosa, C., Suescún, J., Oviedo, C. H., Herazo, E., & Campo-Arias, A. (2017). Validez y dimensionalidad de la escala de autoestima de Rosenberg en estudiantes universitarios. *Pensamiento Psicológico*, 15(2), 29-39. <https://doi.org/10.11144/Javerianacali.PPSI15-2.vdea>
- Cervantes, V. H. (2005). Interpretaciones del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Avances en Medición*, 3, 9-28.
- Cogollo, Z., Campo-Arias, A., & Herazo, E. (2015). Escala de Rosenberg para autoestima: consistencia interna y dimensionalidad en estudiantes de Cartagena, Colombia. *Psychologia: Avances de la Disciplina*, 9(2), 61-71. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=297241658005>
- Congreso de la República (2006). Ley 1090 de 2006, por la cual se reglamenta el ejercicio de la profesión de Psicología, se dicta el Código Deontológico y Bioético y otras disposiciones. <http://www.colpsic.org.co/quienes-somos/ley-1090-de-2006/182>
- Dimitrov D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43, 121–149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- 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. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Eklund, M., Bäckström, M. & Hansson, L. (2018). Psychometric evaluation of the

- Swedish version of Rosenberg's self-esteem scale. *Nordic Journal of Psychiatry*, 72(5), 318-324. <https://doi.org/10.1080/08039488.2018.1457177>
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, 17(2), 352-362.
- Fierro, A. (1991). Autoestima en adolescentes. Estudios sobre su estabilidad y sus determinantes. *Estudios de Psicología*, 12(45), 85-107.
- Fromont, A., Haddad, S., Heinmüller, R., Dujardin, B. & Casini, A. (2017). Exploring the validity of scores from the Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES) in Burundi: A multi-strategy approach, *Journal of Psychology in Africa*, 27(4), 316-324. <http://dx.doi.org/10.1080/14330237.2017.1347751>
- Gardner, A., & Haley, J. (2017). A contextual examination of the associations between social support, self-esteem, and psychological well-being among Jamaican adolescents. *Youth and Society*, 1-24. <https://doi.org/10.1177/0044118X17707450>
- Gómez-Lugo, M., Espada, J. P., Morales, A., Marchal-Bertrand, L., Soler, F., & Vallejo-Medina, P. (2016). Adaptation, validation, reliability and factorial equivalence of the Rosenberg self-esteem scale in Colombian and Spanish population. *The Spanish Journal of Psychology*, 19. <https://doi.org/10.1017/sjp.2016.67>
- Gongora, V. C., & Casullo, M. M. (2009). Validación de la escala de autoestima de Rosenberg en población general y en población clínica de la ciudad de Buenos Aires. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 1, 27, 179-194.
- González M., T. & Landero, R. (2008). Síntomas psicósomáticos y estrés: comparación de un modelo estructural entre hombres y mujeres. *Ciencia.UANL*, 10(4), 403-410.
- Hatcher, J. (2007). The state of measurement of Self-Esteem of African American women. *Journal of Transcultural Nursing*, 18(3), 224-232. <https://doi.org/10.1177/1043659607301299>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indices in Covariance Structure Analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huang, C., & Dong, N. (2012). Factor structures of the Rosenberg self-esteem scale. A meta-analysis of pattern matrices. *European Journal of Psychological Assessment*, 28(2), 132-138. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000101>
- Joreskog, K., & Sorbom, D. (1981). *LISREL V: Analysis of linear structural relationships by the method of maximum likelihood*. National Educational Resources.
- Keszei, A. P., Novak, M., & Streiner, D. L. (2010). Introduction to health measurement scales. *Journal of Psychosomatic Research*, 68(4), 319-323. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2010.01.006>
- Kim, Y.H. (2003). Correlation of mental health problems with psychological constructs in adolescence: final results from a 2-year study. *International Journal of Nursing Studies*, 40(2), 115-124. [https://doi.org/10.1016/s0020-7489\(02\)00037-8](https://doi.org/10.1016/s0020-7489(02)00037-8)
- Li, H. C. W., Chan, S. L. P., Chung, O. K. J., & Chui, M. L. M. (2010). Relationships among mental health, self-esteem and physical health in Chinese adolescents: An exploratory study. *Journal of Health Psychology*, 15(1), 96-106. <https://doi.org/10.1177/1359105309342601>
- Liang, B., & Zhang, J. (2014). Deal with the item 8 of Rosenberg Self Esteem Scale (1965) and revalidate the factor structure: based on measuring groups of middle school students. *Canadian Social Science*, 10(6), 201-205. <https://doi.org/10.3968/5416>
- 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. <http://dx.doi.org/10.6018/anal.esps.30.3.199361>
- Romano, A., Negreiros, J., & Martins, T. (2007). Contributos para a validação da escala de auto-estima de Rosenberg numa amostra de adolescentes da região interior norte do país. *Psicologia, Saúde & Doenças*, 8(1), 107-114. <https://www.redalyc.org/pdf/362/36280108.pdf>
- McDonald, R. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Ministerio de Salud (Minsalud). (1993). Resolución 008430 por la cual se establecen las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud.
- Núñez Delgado, R. del P., & Ortiz Cam, J. C. (2021). Evidencias métricas de la escala de autoestima de Rosenberg en estudiantes de educación superior en la ciudad de Tacna. *PsiqueMag*, 10(2), 97-108. <https://doi.org/10.18050/psiquemag.v10i1.2748>
- Palacio, J., Martínez, B. Y., Ochoa, N. L., & Tirado, M. E. (2006). Relación del rendimiento académico con las aptitudes mentales, salud mental, autoestima y relaciones de amistad en jóvenes universitarios de Atlántico y Bolívar. *Psicogente*, 9(15), 11-31. <https://www.redalyc.org/pdf/4975/497552137001.pdf>
- Pérez, N., & Salamanca, Y. (2017). Relación entre autoestima e ideación suicida en adolescentes colombianos. *Revista de Psicología GEPU*, 8(1), 8-21. <https://revista.depsicologiagepu.es.tl/Relaci%F3n-entre-Autoestima-e-Ideaci%F3n-Suicida-en-Adolescentes-Colombianos.htm>
- Pineda-Roa, C.A., Martínez, A.P., Corredor D.Y., Herazo, E., Campo-Arias, A. (2018). Hallazgos psicométricos de la escala para ideación suicida del centro de estudios epidemiológicos en adolescentes escolarizados de Samacá, Boyacá, Colombia. *Revista Biosalud*, 17(2), 47-55. <https://doi.org/10.17151/biosa.2018.17.2.4>
- Prieto, G., & Delgado, A. R. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74.
- Pullmann, H., & Allik, J. (2000). The Rosenberg Self-Esteem scale. Its dimensionality, stability and personality correlates in Estonian. *Personality and Individual Differences*, 28, 701-715. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00132-4](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00132-4)
- Pullmann, H., Allik, J., & Realo, A. (2009). Global self-esteem across the life span: A cross-sectional comparison between representative and self-selected internet samples. *Experimental Aging Research*, 35(1), 20-44. <https://doi.org/10.1080/03610730802544708>
- Rojas, C., Zegers, B. & Förster, C. (2009). *La escala de autoestima de Rosenberg: validación para Chile en una muestra de jóvenes adultos, adultos y adultos mayores*. Sociedad Médica de Santiago.
- Rosenberg, M., Schooler, C., Schoenbach, C., & Rosenberg, F. (1995). Global self-esteem and specific self-esteem: Different concepts, different outcomes. *American Sociological Review*, 60, 141-156. <http://dx.doi.org/10.2307/2096350>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Roth, M., Decker, O., Herzberg, P. Y., & Brahler, E. (2008). Dimensionality and norms of the Rosenberg self-esteem scale in a German general population sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 24(3), 190-197. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.24.3.190>
- RStudio Team (2016). RStudio: Integrated Development for R. RStudio, Inc., Boston, MA. <http://www.rstudio.com/>.
- Sharratt, K., Boduszek, D., Jones, A., & Gallagher, B. (2014). Construct validity, dimensionality and factorial invariance of the Rosenberg Self-Esteem Scale: a bifactor modelling approach among children of prisoners. *Current Issues in Personality Psychology*, 2(4). <https://doi.org/10.5114/cipp.2014.47447>
- Siabato, E. F., Forero, I. X., & Salamanca, Y. (2017). Asociación entre depresión e ideación suicida en un grupo de

- adolescentes colombianos. *Pensamiento Psicológico*, 15(1), 51-61. <https://doi.org/10.11144/Javerianacali.PPSI15-1.ADIS>.
- Silvey, S. D. (1959). The Lagrangian Multiplier Test. *Annals of Mathematical Statistics*, 30, 389-407.
- Sousa, V. M., Rojjanasrirat, W. (2011). Translation, adaptation and validation of instruments or scales for use in cross-cultural health care research: a clear and user-friendly guideline. *Journal Evaluation Clinical Practice*, 17(2), 268-74. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2753.2010.01434.x>
- Streiner, D. L. (2003). Starting at the beginning: An introduction to coefficient alpha and internal consistency. *Journal of Personality Assessment*, 80(1), 99-103. https://doi.org/10.1207/S15327752JPA8001_18
- Supple, A., & Plunkett, S. (2011). Dimensionality and validity of the Rosenberg self-esteem scale for use with Latino adolescents. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 33(1), 39-53. <https://doi.org/10.1177/0739986310387275>
- Tafarodi, R. W., & Milne, A. B. (2002). Decomposing global self-esteem. *Journal of Personality*, 70, 443-483. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.05017>
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Tomas, J. M., Oliver, A., Hontangas, P. M., Sancho, P., & Galiana, L. (2015). Method effects and gender invariance of the Rosenberg Self-esteem Scale: A study on adolescents. *Acta de Investigación Psicológica*, 5, 2194 -2203. [http://dx.doi.org/10.1016/S2007-4719\(16\)30009-6](http://dx.doi.org/10.1016/S2007-4719(16)30009-6).
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Tulviste, T. (2011). Autonomy, educational plans, and self-esteem in institution-reared and home-reared teenagers in Estonia. *Youth & Society*, 43(4), 1335-1354. <https://doi.org/10.1177/0044118X10384497>
- Vasconcelos-Raposo, J., Fernandes, H. M., Teixeira, C. M., & Bertelli, R. (2012). Factorial validity and invariance of the Rosenberg Self-Esteem Scale among Portuguese youngsters. *Social Indicators Research*, 105(3), 483-498. <https://doi.org/10.1007/s11205-011-9782-0>
- Ventura-León, J., Caycho, T., Barboza, M., & Salas, G. (2018). Evidencias psicométricas de la escala de autoestima de Rosenberg en adolescentes limeños. *Revista Interamericana de Psicología*, 52(1), 44-60.
- Vicent, M., Lagos-San Martín, N., González, C., Inglés, C. J., García-Fernández, J. M., & Gomis, N. (2015). Diferencias de género y edad en autoconcepto en estudiantes adolescentes chilenos. *Revista de Psicología*, 24(1), 1-16. <http://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2015.36752>
- Villalobos-Galvis, F. (2006). *Validación de instrumentos de evaluación psicológica en estudiantes de la ciudad de San Juan de Pasto*. Documento inédito.
- Villalobos-Galvis, F. H. (2010). Validez y fiabilidad del Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa—PANSI, en estudiantes colombianos. *Universitas Psychologica*, 9(2), 509-520. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy9-2.vfii>

Notas

- * Artículo de investigación.