



# EVIDENCIAS PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE AUTOESTIMA DE ROSENBERG EN ADOLESCENTES LIMEÑOS

**José Ventura-León<sup>1</sup>**

**Tomás Caycho-Rodríguez**

**Miguel Barboza-Palomino**

*Universidad Privada del Norte, Peru*

**Gonzalo Salas**

*Universidad Católica del Maule, Chile*

---

## RESUMEN

La investigación tuvo como objetivos analizar la estructura interna de la Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) y comprobar el funcionamiento diferencial de los ítems de acuerdo al sexo. Se desarrolló un estudio instrumental en dos muestras, la primera conformada por 450 (226 mujeres y 224 varones) y la segunda por 481 (225 mujeres y 256 varones) adolescentes peruanos pertenecientes a instituciones educativas públicas y privadas de Lima Metropolitana. Se evaluó la estructura interna mediante el análisis factorial confirmatorio, asimismo, se efectuó el análisis de consistencia interna, que para todos los modelos fue bueno ( $H > .80$ ). Por otro lado, se estimó el funcionamiento diferencial a través de la invarianza factorial. Los resultados indican que la EAR debe ser interpretada de acuerdo a un modelo bidimensional, encontrándose a su vez invarianza fuerte parcial, debiendo liberarse los ítems 1, 5 y 10, sugiriendo retirar el ítem 8. En base a los resultados del estudio, la EAR cuenta con evidencia empírica de validez, confiabilidad y funcionamiento no invariante de algunos ítems.

## Palabras clave

Adolescentes, Autoestima, Validez, Invarianza Factorial,

## ABSTRACT

The objective of the research was to analyze the internal structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale (RSE) and to verify the differential functioning of the items according to sex. An instrumental study was developed in two samples, the first one consisting of 450 (226 women and 224 males) and the second one by 481 (225 females and 256 males) Peruvian adolescents belonging to public and private educational institutions of Metropolitan Lima. The internal structure was evaluated by exploratory and confirmatory factor analysis. Internal consistency analysis was performed, which for all models was good ( $H > .80$ ). On the other hand, differential functioning was estimated through factor invariance. The results indicate that the RAS should be interpreted according to a two-dimensional model, with a strong partial invariance, and items 1, 5 and 10 should be released, suggesting that item 8 be removed. Based on the results of the study, RSE has empirical evidence of validity, reliability and non-invariant operation of some items.

## Keywords

Escala de Autoestima de Rosenberg, Estructura Factorial, Invarianza Factorial, Adolescentes Peruanos.

---

<sup>1</sup> Correspondence concerning this article should be addressed to José Ventura-León. Email Address: jventuraleon@gmail.com.

## PSYCHOMETRIC EVIDENCE OF ROSENBERG SELF-ESTEEM SCALE IN ADOLESCENT FROM LIMA

La autoestima es uno de los conceptos más antiguos en psicología, siendo objeto de análisis, por primera vez, en 1890 por William James en su libro *Principios de Psicología* (Branden, 2004). Años después, Morris Rosenberg y colaboradores, comenzaron a referirse a las temáticas concernientes a la valoración, autoconcepto y autoestima (Rosenberg, 1957, 1965, 1986; Rosenberg & Tielens, 1952; Rosenberg & Simons, 1972; Rosenberg & Rosenberg, 1978; Rosenberg & Kaplan, 1982). Sin embargo, es a partir de la década de 1980, que el concepto es utilizado con mayor frecuencia en diferentes ámbitos (publicidad, educación, economía, política, entre otros), entendiéndose como una variable que influye en el éxito personal (González, 1999). Es así que, en años posteriores, se ha estudiado la relación que mantiene con otras variables, en el ámbito clínico, académico y social, considerándose también las distintas etapas del desarrollo humano.

En el plano clínico, diversos estudios reportan que la autoestima está vinculada con la hiperactividad en la infancia y la depresión en la adolescencia y adultez (González & Méndez, 2006; Molina & Maglio, 2013; Sowislo & Orth, 2013; Orth, Robins, Widaman, & Conger, 2014; Steiger, Allemand, Robins & Fend, 2014), problemas alimenticios (Ghaderi & Scott, 2001; Moreno & Ortiz, 2009), fobia social (Baños & Guillén, 2000), bienestar general (Robins, Hendin & Trzesniewski, 2001), ansiedad (Contreras-García, Jara-Riquelme & Manríquez-Vidal, 2016; Baquero et al, 2015; Godoy, 2014) y diversos rasgos de personalidad (Morejón, Jiménez & Zanin, 2013; Lazarevich, Delgadillo-Gutiérrez, Mora-Carrasco & Martínez-González, 2013; Simkin & Azzollini, 2015). Al interior del escenario educativo, se ha evidenciado que se encuentra relacionada con el estrés percibido (Cabanach, Souto, Freire & Ferradás, 2014), acoso escolar (Malecki et al, 2015) y rendimiento académico (Peleg, 2009; Vialle, Heaven & Ciarrochi, 2015). En lo que concierne al ámbito social, se obtuvieron resultados que informan su vínculo con el soporte social (Marshall, Parker, Ciarrochi & Heaven, 2014) y las actitudes patriarcales (Mason, Mason & Mathews, 2016).

A pesar de su importancia, existen dificultades al momento de definirla, debido a su asociación con variables como el autoconcepto, la autoeficacia, la autoimagen, entre otros (Byrne, 1996; Valentine, DuBois, & Cooper, 2004). Desde una perspectiva psicológica, se conceptualiza como una actitud respecto de sí mismo, que se vincula con las creencias personales acerca de las propias habilidades, relaciones sociales y los logros futuros (Hewit, 2002). También, puede ser entendida como la evaluación que realiza el individuo de sí mismo, expresada en una actitud de aprobación o desaprobación de su grado de capacidad, éxito o dignidad (Coopersmith, 1967a). Siguiendo el modelo de Rosenberg (1965), la autoestima se define como el sentimiento, aprecio y consideración que una persona siente acerca de sí mismo.

De acuerdo a un análisis multidimensional, se determinó que la autoestima comprende cuatro dimensiones: (1) área personal, hace referencia a la evaluación que realiza el individuo de sí mismo, su imagen corporal y capacidades; (2) área académica, se relaciona con la evaluación que hace la persona de su desempeño en el ámbito escolar tomando en consideración su productividad y capacidad; (3) área familiar, es la evaluación que la persona efectúa de sus interacciones con los miembros de su grupo familiar; (4) área social, es la valoración que el individuo ejecuta con respecto a sus interacciones sociales (Coopersmith, 1967b).

En relación a las diferencias de la autoestima en función al sexo, éstas se encuentran mediadas por la edad y etapa de desarrollo (Rodríguez & Caño, 2012). En este sentido, estudios de metaanálisis (Robins, Trzesniewski, Tracy, Gosling & Potter, 2002) y longitudinales (Block & Robins, 1993; Zimmerman, Copeland, Shope & Dielman, 1997) acerca de la autoestima sostienen que a diferencia de la infancia, donde no se observan diferencias de acuerdo al sexo, es en la adolescencia donde las diferencias son más marcadas, siendo los varones los que presentan niveles más elevados y menores pérdidas de autoestima en comparación con las mujeres, especialmente entre los 16 y 17 años de edad (Garaigordobil, Pérez & Mozaz, 2008). Los resultados anteriores podrían ser explicados por las relaciones interpersonales diferenciadas establecidas por ambos sexos (Rodríguez & Caño, 2012). Así, la autoestima de los adolescentes varones dependería de la comparación de sus logros personales con los de sus iguales, mientras que las mujeres tienden a evaluarse a sí mismas respecto a la aprobación o no de personas significativas (Thorne & Michalieu, 1996).

Con el objetivo de medir la autoestima, se han elaborado diferentes instrumentos, entre los que destacan el Self Esteem Index (SEI) (Brown & Alexander, 1991), la Escala de Autoestima Personal (Warr & Jackson, 1983), la Escala de Autoestima Colectiva (Luhtanen & Crocker, 1992) y el Cuestionario Autoestima de Coopersmith (1967a). Uno de los instrumentos más utilizados es la Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) (Rosenberg, 1965), que evalúa la autoestima a partir de un conjunto de pensamientos y sentimientos que muestra el individuo acerca de su valor propio e importancia, por ende, una actitud positiva o negativa



global de sí mismo, teniendo en consideración los ideales de la sociedad y cultura en la cual se desarrolla. Si la percepción de sí mismo no muestra discrepancia con los ideales mencionados, se tendrá como resultado una alta autoestima, caso contrario se generará una valoración negativa y una disminución de la autoestima (Jurado, Jurado, López & Querevalú, 2015).

La EAR ha sido objeto de múltiples adaptaciones a diversos idiomas y contextos (Vallieres & Vallerand, 1990; Santos & Maia, 2003; Vázquez, Jiménez & Vázquez-Morejón, 2004; Schmitt & Allik, 2005; Roth, Decker, Herzberg & Brähler, 2008; Mullen, Gothe & McAuley, 2013), exhibiendo adecuadas propiedades psicométricas. En América del Sur, también se han desarrollado investigaciones instrumentales respecto a la EAR, en poblaciones de jóvenes, adultos y adultos mayores (Rojas-Barahona, Zegers, & Förster, 2009; Meurer, Luft, Benedetti, & Mazo, 2012), asimismo, se consideró muestras clínicas y no clínicas (Góngora & Casullo, 2009).

No obstante, existe aún discusión acerca del número apropiado de factores latentes necesarios para explicar la estructura de factores subyacente a la medida (Martín-Albo, Núñez, Navarro & Grijalvo, 2007). En este sentido, los resultados de los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios de diferentes versiones de EAR (6, 7 y 10 ítems) en diferentes poblaciones apoyan la existencia de una estructura unidimensional (Góngora, Fernández & Castro, 2010). Evidencia empírica reciente, en base al análisis factorial confirmatorio, no brinda soporte al modelo unidimensional, indicando que la escala es, casi sin excepción, de naturaleza multidimensional (Huang & Dong, 2012). Asimismo otros autores (Dunbar, Ford, Hunt & Der, 2000) sugieren un modelo unidimensional con errores correlacionados para los ítems redactados negativamente. La presencia de errores correlacionados hace referencia a la presencia de un factor latente adicional no especificado en el constructo, lo que puede generar dificultades en la interpretación y replicación de los resultados derivados de la aplicación de la escala (Brown, 2006). Un estudio de metanálisis (Huang & Dong, 2012) concluyó que la mejor estructura era aquella que presentaba dos dimensiones, representadas por aspectos positivos y negativos de la autoestima. Esta conclusión está acorde con lo reportado por otros autores (Boduszek, Hyland, Dhingra & Mallet, 2013).

Un conjunto de estudios (para una revisión más completa ver Marsh, Scalas & Nagengast, 2010), que utilizaron la versión original y diferentes revisiones del EAR en diversas muestras, han reportado la influencia de la redacción inversa de los ítems en las respuestas de los participantes producto de la variabilidad vinculada al método de medición (en este caso, la redacción). Los resultados inconsistentes acerca de la estructura latente del EAR, han llevado a considerar que un modelo bifactor, que incluye un único factor general de autoestima y dos factores representados por la autoestima positiva y negativa, puede brindar una alternativa empírica y conceptualmente satisfactorio el problema (Hyland, Boduszek, Dhingra, Shevlin & Egan, 2014; Reise, Moore, & Haviland, 2010). El modelo bifactor permite un mejor control de los posibles efectos de método inherentes a la varianza de error del EAR. Además, a nivel teórico, pareciera ser consistente con el modelo inicial de Rosenberg que postulaba la presencia de un único factor latente de autoestima. Un estudio acerca de la estructura del EAR (Marsh, Scalas & Nagengast, 2010), en base a datos longitudinales de adolescentes del Reino Unido recolectados durante ocho años, estudió ocho modelos de EAR (modelo unidimensional, modelo dos factores, modelos unidimensionales con presencia de errores correlacionados y modelo bifactor) reportando un fuerte apoyo para el modelo bifactor.

La presencia del efecto del método, que está asociado a la redacción negativa de algunos ítems, tiene implicaciones importantes en el análisis de la invariancia factorial del EAR (DiStefano & Motl, 2009a, DiStefano & Motl, 2009b). Un estudio (Supple, Su, Plunkett, Peterson & Bush, 2013) que contó con la participación de adolescentes europeos, latinos, armenios e iraníes, señaló que el efecto del método fue más notorio en aquellos adolescentes de minorías étnicas, sugiriendo que el control del efecto del método es importante para evitar interpretaciones sesgadas respecto a las diferencias culturales en la autoestima. Respecto a la invarianza en función al sexo, y hasta lo que se conoce de la literatura, un único estudio (DiStefano & Motl, 2009b) analizó la invariancia por sexo del EAR considerando los efectos del método asociados a la redacción negativa de los ítems en base a un análisis factorial confirmatorio. Se reportaron pequeñas pero significativas diferencias a favor de hombres en las medias latentes de autoestima, ( $d = -.10$ ).

El análisis de invarianza factorial permite examinar el grado en que un instrumento (en este caso el EAR) mide el mismo constructo en dos o más grupos (Vandenberg & Lance, 2000). Establecer la invarianza factorial es un proceso previo e importante antes de realizar comparaciones entre grupos (Caycho, 2017). Demostrar algún grado de invarianza factorial de un instrumento permitirá conocer si las diferencias observadas en las puntuaciones entre los grupos comparados se deben exactamente a las diferencias reales en el constructo medido (en este caso, autoestima). Por otro lado, no demostrar la invarianza factorial afectará la

validez de las conclusiones debido a la presencia de sesgo a favor de uno de los grupos (Byrne, 2008; Cheung & Rensvold, 2002; French & Finch, 2006).

En el Perú, la escala es muy utilizada en la práctica profesional (Tarazona, 2005; Guillén & Nieri, 2009; Gonzales & Quispe, 2016), no obstante, se emplean versiones adaptadas y validadas en otras realidades (Atienza, Moreno & Balaguer, 2000), presentándose la necesidad de un análisis detallado de sus propiedades psicométricas: confiabilidad, evidencias de validez y funcionamiento diferencial de los ítems en función al sexo. En función a lo expuesto, se realizaron dos estudios. El estudio 1, tuvo como objetivo analizar la estructura factorial y la confiabilidad del EAR en una muestra de estudiantes de educación secundaria en Lima. Enseguida, el estudio 2, tuvo como propósito examinar el funcionamiento diferencial de los ítems a través de la invarianza factorial de acuerdo al sexo, para determinar si el modelo factorial fue confirmado en ambos grupos de sexo.

### Método

Se desarrolló un estudio instrumental, ya que se analizó las propiedades psicométricas de un test (Montero & León, 2007).

### Participantes

La población objetivo estuvo conformada por estudiantes de secundaria por 931 estudiantes de nivel secundario de colegios públicos y privados de Lima Metropolitana, 480 hombres ( $M= 15.06$  años;  $DE= 1.578$ ) y 451 mujeres (Media= 14.95 años;  $DE= 1.431$ ), seleccionados a través de un muestreo no probabilístico por conveniencia.

Para fines del primer estudio 1, se trabajó con 450 participantes, conformado por 226 mujeres y 224 varones, cuyas edades oscilaron entre 11 y 18 años (Media = 14.92,  $DE = 1.492$ ). No se evidenciaron diferencias de la edad de acuerdo al sexo ( $t_{(437)} = .573$ ,  $p = .567$ ). En el estudio 2, participaron 481 adolescentes (225 mujeres y 256 varones), la edad también osciló entre 11 a 18 años (Media = 15.10,  $DE = 1.516$ ); se evidenciaron diferencias de la edad de acuerdo al sexo ( $t_{(479)} = -2.084$ ,  $p = .038$ ). El tamaño muestral fue equivalente, con el fin de realizar la invarianza factorial (Bollen, 1989).

### Instrumento

Se utilizó la Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) adaptada al español por Atienza, Moreno y Balaguer (2000), compuesta por 10 ítems (Anexo 1). Los ítems se puntúan del 1 al 4 (Muy en desacuerdo, Desacuerdo, Acuerdo, Muy de acuerdo). Según Atienza et al (2000), la mitad de los ítems de la escala (ítems 1, 3, 4, 7 y 10) se encuentran redactados en forma positiva, mientras que la otra mitad (ítems 2, 5, 6, 8 y 9) en sentido inverso. Al momento de realizar la corrección de la escala, a los ítems redactados en forma negativa se le asigna una puntuación inversa. Así, para la obtención de la valoración general de la autoestima, se suman los puntajes de la totalidad de ítems de la EAR, permitiendo tener puntuaciones que oscilan entre 10 y 40 puntos, donde una mayor puntuación expresaría niveles elevados de autoestima. Respecto a las propiedades psicométricas de la EAR, se realizó el estudio de validación en una muestra de 488 estudiantes de 15 a 17 años de Valencia (España), obteniendo adecuados niveles de estabilidad temporal, mediante el método de test-retest, tanto para la muestra de varones ( $r = 0.86$ ,  $p < 0.001$ ) y mujeres ( $r = 0.64$ ,  $p < 0.001$ ) y el alfa de Cronbach fue de 0.86 (Atienza, et al., 2000). Asimismo, el análisis factorial confirmatorio sugirió la presencia de un solo factor global de autoestima.

### Procedimiento

Primero, se realizó la aplicación de la Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) a un grupo piloto de diez personas, que no formaron parte de la muestra final, con el objetivo de identificar dificultades en la comprensión de los ítems. La versión final de la escala se administró de forma colectiva en varios días, bajo la modalidad presencial. Se excluyeron las escalas que: (a) omitieran datos personales como género, edad, tipo de relación; (b) que tengan más de tres omisiones de respuesta y (c) que evidenciaran un patrón de respuesta en los ítems.

### Análisis de datos

Para la realización de los análisis estadísticos se utilizó el programa computacional de acceso libre "R" versión 3.1.2 (R Development Core Team, 2007), a través de cinco etapas. En primer lugar, se analizó los estadísticos descriptivos de los ítems; en vista que proporcionan información acerca de las respuestas de los participantes; revisándose así, la media aritmética, desviación estándar, curtosis y asimetría. En segundo



lugar, se procedió con el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mediante el método de estimación de máxima verosimilitud para comprobar la calidad de los modelos factoriales en base a las bondades de ajuste. Se calcularon los índices de ajuste absoluto, tales como: Chi-cuadrada [ $\chi^2$ ], la razón entre Chi-cuadrado y grados de libertad [ $\chi^2/gl$ ] donde valores inferiores a 2 son apropiados (Tabachnick & Fidell, 2007); la Raíz Residual Estandarizada Cuadrática Media [SRMR,  $\leq .08$ ]; índices de ajuste incremental: Índice de Ajuste Comparativo [CFI,  $\geq .95$ ]; índices de parsimonia: El error cuadrático medio de aproximación [RMSEA,  $\leq .06$ ], el Criterio de Información de Akaike [AIC] que se considera apropiado el modelo que presenta menor valor (Hair et al, 2005; Hancock & Mueller, 2006; Hu & Bentler, 1999, Manzano & Zamora, 2010). En tercer lugar, se comprobó la confiabilidad mediante el coeficiente H (Hancock & Mueller, 2001). En cuarto lugar, se calcularon los índices de resistencia para un modelo bifactor, en vista de la influencia que presentan los ítems redactados en forma positiva y negativa sobre el factor general en estudios previos (Mullen, Gothe, & McAuley, 2013; DiStefano & Motl, 2009): Varianza Común Explicada [ECV], Porcentaje de no Contaminadas Correlaciones [PUC], Omega Jerárquico [ $\omega_h$ ], índice H (Ríos & Wells, 2014). En quinto lugar, se examinó la invarianza de medida de acuerdo a los expuesto por Byrne (2008): invarianza configural, que refiere a modelar una estructura sin colocar restricciones; invarianza en dos niveles (Barrera-Barrera, Navarro-García & Peris-Ortiz, 2015); métrica (cargas factoriales), fuerte (Cargas factoriales e interceptos).

## Resultados

### Estudio 1

#### Análisis preliminar de los ítems

En la tabla 1, se examinan los ítems de la escala a nivel descriptivo. Se observa que el ítem 4, presenta la mayor media aritmética, seguido del ítem 1 y 3; no obstante, este último ítem presenta la variabilidad más baja. Por otro lado, los ítems 5, 8 y 10 son los más altos a nivel de su desviación estándar. Los valores de la curtosis y la asimetría revelan una distribución normal, siendo corroborado mediante el estadístico de Mardia (1970) que ostentó un valor de 33.75, siendo inferior a 70, no fue necesario atenuar los datos de acuerdo al estudio de transformaciones de variables de Rodríguez & Ruiz (2008).

Tabla 1  
*Análisis preliminar de los ítems de la Escala de Rosenberg*

Ítem	Media	$\sigma$	g1	g2
Me siento una persona tan valiosa como las otras	3.311	.641	-1.062	.626
Generalmente me inclino a pensar que soy un fracaso	1.811	.655	.735	-.099
Creo que tengo algunas cualidades buenas	3.298	.449	-.876	1.328
Soy capaz de hacer las cosas tan bien como los demás	3.327	.540	-.970	.729
Creo que no tengo mucho de lo que estar orgulloso	2.156	.909	.302	-.932
Tengo una actitud positiva hacia mí mismo	3.238	.608	-.894	.481
En general me siento satisfecho conmigo mismo	3.176	.580	-.791	.496
Me gustaría tener más respeto por mí mismo	2.929	.924	-.730	-.342
Realmente me siento inútil en algunas ocasiones	2.309	.880	.045	-.977
A veces pienso que no sirvo para nada	1.949	.911	.579	-.791

Nota:  $\sigma$  = Desviación Estándar; g1 = Asimetría; g2 = Curtosis

#### Análisis Factorial confirmatorio

En la tabla 2, se presentan las bondades de ajuste de las seis estructuras factoriales que fueron modeladas: (a) Modelo 1, modelo unidimensional de 10 ítems; (b) Modelo 2, con dos factores relacionados; (c) Modelo 3, dos factores independientes; (d) Modelo 4, un solo factor con el efecto de ítems negativos; (e) Modelo 5, un solo factor con el efecto de los ítems positivos; (f) Modelo 6, un factor general y dos factores específicos, denominado "Modelo Bifactor" (Holzinger & Swineford, 1937). Los modelos pueden observarse en la Figura 1.

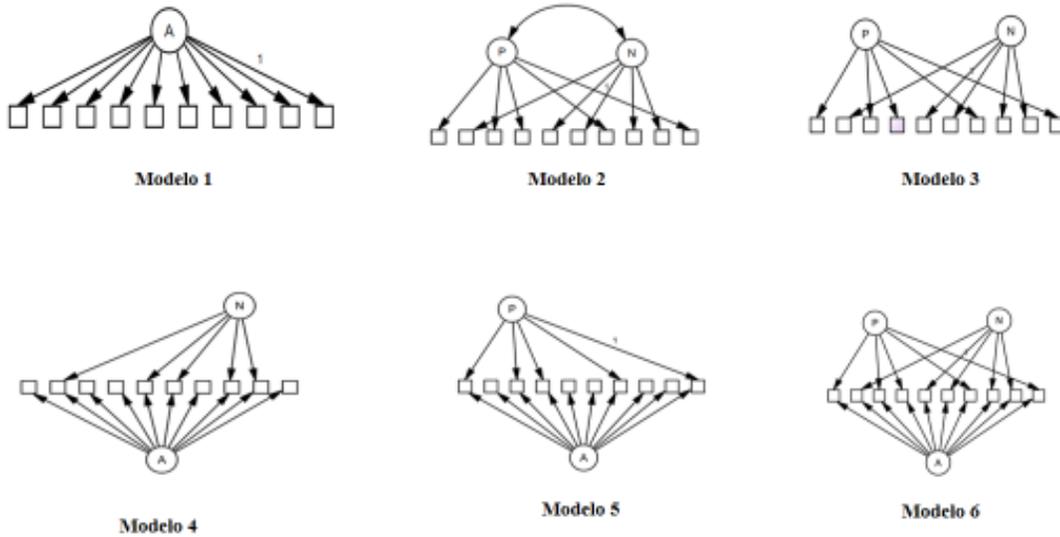


Figura 1. Modelos Factoriales evaluados

Los resultados se presentan en la tabla 2, indicando que el modelo 6, presenta las mejores bondades de ajuste: (S-B  $\chi^2(23) = 27.066$ ;  $\chi^2/gl = 1.177$ ; CFI = .997; SRMR = .023; RMSEA = .020; AIC = -18.933). En vista que, el modelo 6, es una estructura bifactor se utilizaron los índices de resistencia (ECV = .641;  $\omega_h = .636$ ; PUC = .556; H = .823), cuyo análisis brinda evidencia para preferir el modelo 2 (bidimensional oblicuo) cuyos valores de bondades de ajuste también son buenos.

Tabla 2  
Análisis Factorial confirmatorio de la escala de Rosenberg (N = 450)

Modelo	$\chi^2$	gl	$\chi^2/gl$	CFI	SRMR	RMSEA [90%IC]	AIC
Modelo 1	313.475	35	8.956	.778	.085	.133 [.120, .147]	243.475
Modelo 2	<b>75.249</b>	<b>34</b>	<b>2.213</b>	<b>.967</b>	<b>.038</b>	<b>.052</b> <b> [.036, .068]</b>	<b>7.248</b>
Modelo 3	190.605	35	5.446	.876	.114	.100 [.086, .113]	120.605
Modelo 4	70.618	29	2.435	.967	.034	.057 [.040, .073]	12.618
Modelo 5	68.515	29	2.362	.968	.034	.055 [.038, .072]	10.514
Modelo 6	<b>27.066</b>	<b>23</b>	<b>1.177</b>	<b>.997</b>	<b>.023</b>	<b>.020</b> <b> [.000, .045]</b>	<b>-18.933</b>

En la tabla 3, se presentan las cargas factoriales de cada uno de los modelos. Se observa que las cargas en todos los modelos son superiores a .50, siendo considerada una estructura fuerte (Costello & Osborne, 2005). No obstante, el ítem 8 presenta un valor inferior a .20, en todos los modelos. En relación a ello, y por la variabilidad en los pesos factoriales se prefirió utilizar el coeficiente H, en vez de otros métodos de confiabilidad existentes (Domínguez-Lara, 2016a); cabe mencionar que los valores de este coeficiente en todos los modelos fueron  $>.80$ .



Tabla 3  
*Saturaciones de los ítems en los diversos modelos (N = 450)*

Ítems	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
1	.637	.682	.681	.683	.405/.549	.663/.002
3	.488	.549	.564	.548	.244/.526	.546/.233
4	.632	.660	.655	.660	.417/.517	.704/.422
6	.679	.744	.746	.744	.432/.601	.727/.063
7	.659	.707	.701	.707	.439/.543	.768/.376
2	.630	.774	.768	.470/.610	.778	.462/.616
5	.400	.473	.475	.273/.391	.473	.273/.391
8	.090	.163	.175	.014/.207	.164	.019/.202
9	.516	.638	.644	.354/.540	.635	.342/.548
10	.638	.800	.799	.475/.640	.798	.467/.646
$\omega$	.781	.835	.836	.799/.602	.801/.665	.815/.532/.639
$\omega_h$	-	-	-	.647	.604	.636
ECV	-	-	-	.696	.640	.641
H	.761	.806	.806	.807	.807	.823

Nota: / = simboliza las cargas factorial del modelo bifactor;  $\omega$  = coeficiente omega;  $\omega_h$  = Omega Jerárquico

## Estudio 2

En base a la evidencia recolectada en el estudio 1, se procedió a modelar una estructura bidimensional en una nueva muestra de 481 participantes, para evaluar la invarianza de acuerdo al sexo. Se evaluó progresivamente la invarianza configural [M1], métrica [M2], fuerte [M3] y estricta [M4]. Inicialmente, se evaluó la bondad de ajuste del modelo sin establecer restricciones en ambos grupos por separado (Tabla 4). Posteriormente, se analizó la estructura del RSE entre los grupos (invarianza configural, M1) reportando adecuados valores, con un  $\chi^2_{(34)} = 112.70$ ;  $p < .05$ ; CFI = .938; SRMR = .046 y RMSEA = .069 (.055, .089). El M1 es el modelo de referencia para el establecimiento de restricciones de los modelos M2, M3, M4.

Tabla 4  
*Invarianza de medición de la Escala de Autoestima*

Modelo	$\chi^2$ (gl)	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta$ gl)	RMSEA [IC 90%]	P	SRMR	CFI	( $\Delta$ CFI)	( $\Delta$ RMSEA)
General	112.70 (34)	-	.069 [.055, .084]	.000	.046	.938	-	-
Mujeres	56.581 (34)	-	.054 [.027, .079]	.000	.045	.964	-	-
Hombres	94.026 (34)	-	.083 [.063, .103]	.000	.057	.907	-	-
M1	150.607 (68)	-	.071 [.056, .086]	-	.051	.935	-	-
M2	156.855 (76)	6.248 (8)	.067 [.052, .081]	.619	.055	.937	.001	.005
M3	182.191 (84)	25.335 (8)	.070 [.056, .084]	.001	.060	.923	.014	.003
M3(a)	159.325 (81)	2.469 (5)	.063 [.049, .078]	.781	.056	.939	.002	.003
	206.019 (94)	23.828 (10)	.070 [.040, .061]	.008	.055	.923	.011	.001

*Nota.* M1: Configuracional; M2: Métrica; M3: Fuerte; M3(a): Fuerte parcial (liberando el  $\tau$  en los ítems 1, 5 y 10).

Enseguida, se examinó la invarianza métrica (M2), entendida como el M1 con restricciones en las cargas factoriales, encontrándose índices: CFI = .937 y RMSEA = .067 (.052, .081). Los valores son parecidos (diferencia pequeña entre índices de ajuste:  $\Delta$ RMSEA < .01 y  $\Delta$ CFI < .01) a los valores del M1 (Cheung & Rensvold, 2002). Esto hallazgos sugieren que entre el modelo bajo (M1) y el modelo con restricciones en las cargas factoriales (M2), son equivalentes (Tabla 4).

Posteriormente, se revisó la equivalencia entre interceptos (invarianza fuerte, M3), en donde los índices establecen valores de ajuste no similares al modelo anterior: CFI = .923, SRMR = .060 y RMSEA = .070 (.056, .084). Se evidencia que las diferencias entre los modelos de comparación exceden el criterio requerido ( $\Delta$ RMSEA < .01 y  $\Delta$ CFI < .01, Cheung & Rensvold, 2002), no lográndose aceptar la invarianza de los interceptos. Por tal razón, se procedió a calcular la invarianza fuerte parcial [M3(a)], debiendo liberarse los ítems 1, 5 y 10, con estas modificaciones se logró diferencias mínimas entre los modelos (tabla 5).

Tabla 5  
*Interceptos de los Ítems no invariantes del RSE: invarianza fuerte*

Ítems	Factor	$\tau$ Mujeres	$\tau$ Varones
1. Me siento una persona tan valiosa como las otras	F1	3.470	3.270
5. Creo que no tengo mucho de lo que estar orgulloso	F2	1.981	2.187
10. A veces pienso que no sirvo para nada	F2	1.916	1.793

### Discusión

El objetivo principal del estudio fue evaluar la estructura factorial, la consistencia interna y la invarianza factorial en función del sexo de la EAR en una muestra de adolescentes peruanos. El primer estudio tuvo como objetivo estimar la estructura factorial de la EAR a través del AFC, además de la fiabilidad a través del coeficiente H. En primer lugar, se realizó un análisis preliminar de los ítems donde, en forma general, la asimetría revela una tendencia hacia puntuaciones altas (Vance, Winne & Wright, 1983); mientras que las curtosis se ubican en un rango moderado (Kartali, et al, 2016).

En segundo lugar, se realizó el AFC para verificar y comparar seis modelos: primero, un modelo con solo un factor; segundo, dos factores relacionados; tercero, dos factores independientes; cuarto, un modelo de



un solo factor teniendo en cuenta el efecto de ítems negativos; quinto, un modelo con un solo factor considerando el efecto de los ítems positivos; finalmente, sexto, un factor general y dos factores específicos.

Los resultados de ajuste a los datos muestran que el modelo de un factor general y dos factores específicos, denominado bifactor, presenta niveles de ajuste satisfactorios, lo que es reforzado por los resultados del estudio de Marsh, Scalas y Nagengast (2010) desde una perspectiva transversal. Aun así, el análisis de los resultados de los índices de resistencia descritos anteriormente, revelan que existe una moderada influencia de los factores específicos respecto al factor general (Ríos & Wells, 2014), razón por la cual se eligió el modelo 2 (bidimensional oblicuo), donde dos factores específicos relacionados presenta mejores bondades de ajuste a los datos en comparación con los otros modelos. En el análisis complementario mediante el coeficiente ECV para el para el modelo 6 (Bifactor), sugiere la bidimensionalidad por encontrarse debajo de criterio esperado ( $<.70$ ) (Ríos & Wells, 2014).

En relación a este modelo bidimensional podemos interpretar los índices de ajuste. Así, el índice de ajuste comparativo (CFI= .967), importante para realizar la comparación entre el modelo estimado y el modelo nulo que expresa la existencia de independencia entre las variables analizadas (Hair, et al., 2005; Manzano & Zamora, 2010), tiene un valor superior a .90 considerado como adecuado (MacCallum & Austin, 2000). En este sentido, valores numéricos cercanos a la unidad, como en nuestro caso, estarían indicando la medida en que el modelo estimado presenta mejores virtudes que el modelo nulo (Hu & Bentler, 1999). Respecto del SRMR, el valor obtenido (SRMR= .038) es menor a .08, indicando un ajuste bueno (Browne & Cudeck, 1993; Formiga Rique, Camino, Mathias & Medeiros, 2011). Asimismo, el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA=.052) es aceptable con un valor inferior a .08 (Browne & Cudeck, 1993). Para finalizar, el Criterio de Información de Akaike (AIC = -96,75) brinda información complementaria importante para señalar que el modelo bidimensional es el más apropiado debido a presentar un valor inferior al de los demás modelos (Hancock & Mueller, 2006).

Es importante resaltar que la no utilización de los índices de resistencia, generaría el realizar interpretaciones equivocadas respecto a la autoestima. En este sentido los resultados concuerdan con lo señalado por Boduszek, et al. (2013) y Hyland, et al. (2014) acerca de la existencia de una estructura bidimensional, diferente al modelo unidimensional tradicional, utilizado en diversos estudios, que al parecer no es el más apropiado (Hyland, et al., 2014).

Ante los resultados, se sugiere que la EAR debe ser utilizada en base a un modelo bidimensional para una muestra de estudiantes de nivel secundario del Perú, y no un modelo bifactor. Esto último toma mayor fuerza si se toma en consideración estudios (Reise, Moore & Haviland, 2010) que señalan que los modelos bifactor son de difícil interpretación dentro del entorno clínico. Sin embargo, se requiere realizar otros estudios con el objetivo de brindar mayor evidencia a estos resultados.

La confiabilidad obtenida mediante el coeficiente H, revelo valores  $>.80$ , siendo considerados buenos. No obstante, el ítem ocho presenta en todos los modelos un valor  $<.20$ , el mismo que puede ser considerado débil (Costello & Osborne, 2005), recomendándose el retiro de la escala.

Respecto al análisis de invarianza factorial, el presente estudio es el primero que, en el Perú, busca una estimación de un mismo modelo de autoestima entre las muestras de varones y mujeres empleando un Análisis Factorial Multigrupo (Abalo, Lévy, Rial & Varela, 2006). Los resultados del análisis de invarianza configural y métrica revelan que la estructura bidimensional y las cargas factoriales se muestra equivalente entre ambos grupos. No obstante, los interceptos en los ítems 1, 5 y 10 presentan un comportamiento no-invariante. De acuerdo a los hallazgos, las mujeres presentan una mayor valoración positiva de sí misma con respecto a otras personas y una mayor frecuencia de pensar que no sirven para nada; mientras que los varones piensan con más frecuencia que no tiene mucho de lo que estar orgulloso. En ese sentido, estos indicadores expresan un funcionamiento diferencial. Situación que no ha sido considerada en estudios donde se ha comparado las diferencias de la autoestima en función de sexo (Block & Robins, 1993; Garaigordobil, Pérez & Mozaz, 2008; Rodríguez & Caño, 2012; Robins, Trzesniewski, Tracy, Gosling & Potter, 2002; Rodríguez & Caño, 2012; Thorne & Michalieu, 1996; Zimmerman, Copeland, Shope & Dielman, 1997). Debido a que es necesario contar con la equivalencia de cargas factoriales e interceptos para proceder a la comparación de la media (Dimitrov, 2010; Dominguez-Lara, 2016b).

La comprobación de invarianza factorial parcial del EAR permite contar con evidencia acerca de si es prudente comparar la autoestima entre varones y mujeres; no considerando el funcionamiento diferencial de los ítems 1, 5, 10. Acción que reduce las interpretaciones erróneas y aumenta la precisión de las conclusiones (Dominguez-Lara & Medrano, 2016).

Los resultados antes expuestos señalan que la EAR aplicada en adolescentes peruanos de educación secundaria debe ser interpretada como una escala bidimensional. Por presentar bondades de ajuste buenos, indicadores de confiabilidad aceptables. No obstante, debe considerarse, el retiro del ítem 8 y la invarianza parcial de los indicadores 1, 5 y 10.

A pesar de los resultados aquí encontrados, se requieren mayor cantidad de estudios para ser considerados concluyentes. Por tanto, se recomienda en futuros estudios con el EAR, aumentar el tamaño muestral utilizado, el mismo que tendrá efectos en la estimación de los parámetros (Van Dierendonck, et al. 2006). Así también, al ser la muestra derivada de un muestreo no probabilístico, los resultados podrían contener algún porcentaje de sesgo, recomendándose muestreos probabilísticos. El estudio del EAR en diferentes poblaciones permitirá considerar los resultados de este estudio como concluyentes.



### Referencias

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. In J. Lévy (Ed.), *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales*. (pp. 259-278). Madrid: Netbiblo.
- Atienza, F.L., Moreno, Y., & Balaguer, I. (2000). Análisis de la dimensionalidad de la Escala de Autoestima de Rosenberg en una muestra de adolescentes valencianos. *Revista de Psicología. Universitas Tarraconensis*, 23(2), 29-42.
- Baños, R. M., & Guillén, V. (2000). Psychometric characteristics in normal and social phobic samples for a Spanish version of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Psychological reports*, 87(1), 269-274. doi: 10.2466/PRO.87.5.269-274.
- Baquero, A., Calmo, G., Ballester, R., Francés, S., Dalae, M., & Haro, G. (2015). Ansiedad, depresión y autoestima en población general, transeúntes y consumidores de sustancias adictivas. *Revista española de drogodependencias*, 40(2), 24-39.
- Barrera-Barrera, R., Navarro-García, A., & Peris-Ortiz, M. (2015). El papel de la invarianza factorial en la validación del constructo calidad de servicio electrónico. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 24(1), 13-24.
- Block, J., & Robins, R.W. (1993). A longitudinal study of consistency and change in self-esteem from early adolescence to early adulthood. *Child Development*, 64(3), 909-923. doi: 10.1111/j.1467-8624.1993.tb02951.x
- Boduszek, D., Hyland, P., Dhingra, K., & Mallett, J. (2013). The factor structure and composite reliability of the Rosenberg Self-Esteem Scale among ex-prisoners. *Personality and individual differences*, 55(8), 877-881. doi: 10.1016/j.paid.2013.07.014
- Bollen, K. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Branden, N. (2004). *El poder de la autoestima*. Barcelona: Paidós
- Brown, L., & Alexander, J., (1991). *Self-Esteem Index*. Texas: PRO-ED.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford Press
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: a walk through the process. *Psicothema*, 2, 872-882.
- Byrne, B.M. (1996). *Measuring self-concept across the lifespan: Issues and instrumentation*. Washington, DC: APA
- Cabanach, R.G., Souto, A., Freire, C., & Ferradás, M. (2014). Relaciones entre autoestima y estresores percibidos en estudiantes universitarios. *European Journal of Education and Psychology*, 7(1), 43-57. doi: 10.1989/ejep.v7i1.151
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en Ciencias de la Salud. *Educación Médica Superior*, 31(2), 1-3.
- Cheung, G., & Rensvold, R. (2002). Evaluating goodness of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902\_5
- Contreras-García, Y., Jara-Riquelme, V., & Manríquez-Vidal, C. (2016). Descripción de niveles de ansiedad, desesperanza y autoestima en un grupo de mujeres chilenas con diagnóstico de infertilidad primaria: un estudio piloto. *Revista Colombiana de Obstetricia y Ginecología*, 67(1), 50-60.
- Coopersmith, S. (1967a). Parental characteristics related to self-esteem. En S. Coopersmith (Ed.), *The antecedents of self-esteem* (pp. 96-117). San Francisco: W. H. Freeman & Co.
- Coopersmith, S. (1967b). *The antecedents of self-esteem*. San Francisco: W. H. Freeman & Co.
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation* 10(7), 1-9.
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- DiStefano, C., & Motl, R. W. (2009). Personality correlates of method effects due to negatively worded items on the Rosenberg Self-Esteem scale. *Personality and Individual Differences*, 46(3), 309-313. doi: 10.1016/j.paid.2008.10.020
- DiStefano, C., & Motl, R. W. (2009b). Self-esteem and method effects associated with negatively worded items: Investigating factorial invariance by sex. *Structural Equation Modeling*, 16(1), 134-146. doi: 10.1080/10705510802565403

- Dominguez-Lara S. (2016b). Comparación del autoconcepto entre grupos, ¿sesgo o diferencias?: comentarios a Castillo et al. *Revista Chilena de Pediatría*. doi: 10.1016/j.rchipe.2016.03.003
- Dominguez-Lara, S. (2016a). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente H: breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia: Avances de la Disciplina*, 10(2), 87-94.
- Dominguez-Lara, S., & Medrano, L. A. (2016). Invarianza factorial del Cognitive Emotional Regulation Questionnaire (CERQ) en universitarios limeños y cordobeses. *Universitas Psychologica*, 15(1), 89-98.
- Formiga, N., Rique, J., Camino, C., Mathias, A., & Medeiros, F. (2011). Escala Multidimensional de Reatividade Interpessoal – EMRI: consistência estrutural da versão reduzida. *Revista de Psicologia*, 13(2), 188- 198.
- French, B., & Finch, W. (2006). Confirmatory factor analytic procedures for the determination of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 13(3), 378–402. doi: 10.1207/s15328007sem1303\_3
- Gana, K., Saada, Y., Bailly, N., Joulain, M., Hervé, C., & Alaphilippe, D. (2013). Longitudinal factorial invariance of the Rosenberg Self-Esteem Scale: Determining the nature of method effects due to item wording. *Journal of Research in Personality*, 47(4), 406-416. doi: 10.1016/j.jrp.2013.03.011
- Garaigordobil, M., Pérez, J.I., & Mozaz, M. (2008). Self-concept, self-esteem and psychopathological symptoms. *Psicothema*, 20, 114-123.
- Ghaderi, A., & Scott, B. (2001). Prevalence, incidence and prospective risk factors for eating disorders. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 104(2), 122-130. doi: 10.1034/j.1600-0447.2001.00298.x.
- Godoy, F. A. (2014). Sintomatología de depresión, ansiedad y baja autoestima en mujeres obesas con trastorno del comedor compulsivo. *Revista Chilena de Nutrición*, 41(3), 260-263. doi: 10.4067/S0717-75182014000300005
- Góngora, 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*, 27(1), 179-194.
- Góngora, V., Fernández, M., & Castro A. (2010). Estudio de validación de la escala de autoestima de Rosenberg en población adolescente de la ciudad de Buenos Aires. *Perspectivas en Psicología*, 7(1), 24-30.
- Gonzales, A., & Quispe, P. (2016). Autoestima y rendimiento académico en estudiantes de la Facultad de Ingeniería Estadística e Informática de la UNA Puno. *Revista de Investigaciones Altoandinas*, 18(1), 103-108.
- González, L. & Méndez, L. (2006). Relación entre Autoestima, Depresión y Apego en Adolescentes Urbanos de la Comuna de Concepción, Chile. *Terapia Psicológica*, 24, 5–14.
- González, M. T. (1999). Algo sobre la autoestima: Qué es y cómo se expresa. *Aula*, 11, 217-232.
- Guillén, F., & Nieri, D. (2009). Autoestima y competitividad en una selección juvenil peruana de surf. *Revista iberoamericana de psicología del ejercicio y el deporte*, 4(2), 253-270.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2005). *Análisis multivariante*. Madrid: Pearson.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. D. (2006). *Structural equation modeling, a second course*. Greenwich, Connecticut: IAP.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. D. (2006). *Structural equation modeling, A second course*. Greenwich, Connecticut: IAP.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking Construct Reliability Within Latent Variable Systems. En R. Cudeck, S. H. C. du Toit & D. Sörbom (Eds.), *Structural Equation Modeling: Past and Present. A Festschrift in Honor of Karl G. Jöreskog* (pp. 195-261). Chicago: Scientific Software International.
- Hewit, J. P. (2002). The social construction of self-esteem. En S. J. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 135-147). New York: Oxford University Press.
- Hyland, P., Boduszek, D., Dhingra, K., Shevlin, M., & Egan, A. (2014). A bifactor approach to modelling the Rosenberg Self Esteem Scale. *Personality and Individual Differences*, 66, 188-192. doi: 10.1016/j.paid.2014.03.034
- Holzinger, K.J., & Swineford, F. (1937). The bi-factor method. *Psychometrika*, 2, 41-54.
- Hu, L.T. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118



- Hu, L.T., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6* (1), 1-55. doi: 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*, 132-138. doi: 10.1027/1015-5759/a000101
- Hyland, P., Boduszek, D., Dhingra, K., Shevlin, M., & Egan, A. (2014). A bifactor approach to modelling the Rosenberg Self Esteem Scale. *Personality and Individual Differences, 66*, 188-192. doi: 10.1016/j.paid.2014.03.034
- Jurado, D., Jurado, S., López, K., & Querevalú, B. (2015). Validez de la Escala de Autoestima de Rosenberg en universitarios de la Ciudad de México. *Revista Latinoamericana de Medicina Conductual, 5*(1), 18-22.
- Kartali, N., Manikis, G. C., Loizou, L., Albiin, N., Zollner, F.G., Del Chiaro, M., & Papanikolaou, N. (2016). Diffusion-weighted MR imagin of pancreatic cancer. A comparison of mono-exponential, bi-exponential and non-Gaussian kurtosis models. *European Journal of Radiology Open, 3*, 79-85. doi: 10.1016/j.ejro.2016.04.002
- Lazarevich, I., Delgadillo-Gutiérrez, H. J., Mora-Carrasco, F., & Martínez-González, Á. B. (2013). Depresión, autoestima y características de personalidad asociadas al género en estudiantes rurales de México. *Alternativas en Psicología, 17*(29), 44-57.
- Luhtanen, R., & Crocker, J. (1992). A Collective Self-Esteem Scale: Self-Evaluation of One's Social Identity. *Personality and Social Psychology Bulletin, 18*(3), 302-318. doi: 10.1177/0146167292183006
- MacCallum, R. C., & Austin, J. T. (2000). Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology, 51*, 201-226. doi: 10.1146/annurev.psych.51.1.201
- Malecki, C. K., Demaray, M. K., Coyle, S., Geosling, R., Rueger, S. Y., & Becker, L. D. (2015). Frequency, Power Differential, and Intentionality and the Relationship to Anxiety, Depression, and Self-Esteem for Victims of Bullying. *Child & Youth Care Forum, 44*(1), 115-131. doi: 10.1007/s10566-014-9273-y
- Manzano, A., & Zamora, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D.F.: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Mardia, K.V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika, 57*(3), 519-530. doi: 10.1093/biomet/57.3.519
- Marsh, H. W., Scalas, L. F., & Nagengast, B. (2010). Longitudinal tests of competing factor structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale: Traits, ephemeral artifacts, and stable response styles. *Psychological Assessment, 22*(2), 366-381. doi: 10.1037/a0019225
- Marshall, S. L., Parker, P. D., Ciarrochi, J., & Heaven, P. C. (2014). Is self-esteem a cause or consequence of social support? A 4-year longitudinal study. *Child Development, 85*(3), 1275-1291. doi: 10.1111/cdev.12176
- Martín-Albo, J., Núñez, J. L., Navarro, J. G., & Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and Validation in University Students. *The Spanish Journal of Psychology, 10*(2) 458-467. doi: 10.1017/S1138741600006727
- Mason, C., Mason, K., & Mathews, A. (2016). Aspiring to Lead: An Investigation into the Interactions Between Self-Esteem, Patriarchal Attitudes, Gender, and Christian Leadership. *Journal of Psychology & Theology, 44*(3), 244-256.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Meurer, S., Luft, C., Benedetti, T., & Mazo, G. (2012). Validade de construto e consistência interna da escala de autoestima de Rosenberg para uma população de idosos brasileiros praticantes de atividades físicas. *Motricidade, 8*(4), 5-15. doi:10.6063/motricidade.8(4).1548
- Molina, M.F., & Maglio, A.L. (2013). Características del autoconcepto y el ajuste en las autopercepciones de los niños con Trastorno de Déficit de Atención con Hiperactividad de Buenos Aires. *Cuadernos de Neuropsicología / Panamerican Journal of Neuropsychology, 7*(2), 50-71. Doi: 10.7714/cnps/7.2.203
- Montero, O., & León, I. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 7*(3), 847-862.
- Morejón, A. J. V., Jiménez, R. V. M., & Zanin, G. B. (2013). Fiabilidad y validez de la Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) en pacientes con diagnóstico de psicosis. *Apuntes de Psicología, 31*(1), 37-43.

- Moreno, M., A., & Ortiz, G., R. (2009). Trastorno Alimentario y su Relación con la Imagen Corporal y la Autoestima en Adolescentes. *Terapia psicológica*, 27(2), 181-190. doi: 10.4067/S0718-48082009000200004.
- Mullen, S. P., Gothe, N. P., & McAuley, E. (2013). Evaluation of the factor structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale in older adults. *Personality and individual differences*, 54(2), 153-157. doi: 10.1016/j.paid.2012.08.009
- Mullen, S. P., Gothe, N. P., & McAuley, E. (2013). Evaluation of the factor structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale in older adults. *Personality and individual differences*, 54(2), 153-157.
- Orth, U., Robins, R. W., Widaman, K. F., & Conger, R. D. (2014). Is low self-esteem a risk factor for depression? Findings from a longitudinal study of Mexican-origin youth. *Developmental psychology*, 50(2), 622-633. doi: 10.1037/a0033817.
- Peleg, O. (2009). Test anxiety, academic achievement, and self-esteem among arab adolescents with and without learning disabilities. *Learning Disability Quarterly*, 32(1), 11-20. doi: 10.2307/25474659
- R Development Core Team. (2007). *R: A language and environment for statistical computing*. Viena, Austria: R Foundation for Statistical Computing [programa informático] [en línea] Recuperado de: <http://cran.r-project.org/>
- Reise, S.P., Moore, T.M., & Haviland, M.G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544-559. doi: 10.1080/00223891.2010.496477
- Rios, J., & Wells, C. (2014). Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*, 26(1), 108-116.
- Robins, R. W., Hendin, H. M., & Trzesniewski, K. H. (2001). Measuring global self-esteem: Construct validation of a single-item measure and the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Personality and social psychology bulletin*, 27(2), 151-161. doi: 10.1177/0146167201272002
- Robins, R.W., Trzesniewski, K.H., Tracy, J.L., Gosling, S.D., & Potter, J. (2002). Global self-esteem across the lifespan. *Psychology and Aging*, 17(3), 423-434. doi: 10.1037/0882-7974.17.3.423
- Rodríguez, C., & Caño, A. (2012). Autoestima en la adolescencia: análisis y estrategias de intervención. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 12(3), 389-403.
- Rodríguez, M., & Ruiz, A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica* 29, 205-227.
- Rojas-Barahona, 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. *Revista Médica de Chile*, 137(6), 791-800. doi: 10.4067/S0034-98872009000600009
- Rosenberg, F., & Rosenberg, M. (1978). *Self-esteem and delinquency*. *Journal of Youth and adolescence*, 7(3), 279-291. Doi: 10.1007/BF01537978
- Rosenberg, M. (1957). *Occupations and values*. Illinois: The Free Press.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self image*. Princeton: Princeton University Press.
- Rosenberg, M. (1986). Self concept from middle childhood through adolescence. In J. Suls & A. Greenwald. *Psychological Perspectives on the self*. (Vol. 3). (pp. 107-136). Hillsdale: Erlbaum.
- Rosenberg, M., & Kaplan, H.B. (1982). *Social psychology of the self-concept*. Michigan: Davison.
- Rosenberg, M., & Simmonds, R.G. (1972). *Black and white self-esteem*. Washington. D.C: American Sociological Association.
- Rosenberg, M., & Thielens, W. (1952). The panel study. In M. Jahoda, M. Deutsch & S. W. Cook. (Eds.). *Research methods in social relations*. (Vol. II). (pp. 588-609). New York: Dryden Press.
- Roth, M., Decker, O., Herzberg, P. Y., & Brähler, 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. doi: 10.1027/1015-5759.24.3.190
- Santos, P.J., & Maia, J. (2003). Análise factorial confirmatória e validação preliminar de uma versão portuguesa da escala de auto-estima de Rosenberg. *Psicologia: Teoria, Investigação e Prática*, 2, 253-268.
- Schmitt, D.P., & Allik, J. (2005). Simultaneous administration of the Rosenberg Self-Esteem Scale in 53 nations: Exploring the universal and culture-specific features of global self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 623-642. doi: 10.1037/0022-3514.89.4.623
- Simkin, H., & Azzollini, S. C. (2015). Personalidad, autoestima, espiritualidad y religiosidad desde el modelo y la teoría de los cinco factores. *PSIENCIA: Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 7(2), 339-361. doi: 10.5872/psiencia/7.2.22



- Sowislo, J. F., & Orth, U. (2013). Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological bulletin*, 139(1), 213. doi: 10.1037/a0028931
- Steiger, A. E., Allemand, M., Robins, R. W., & Fend, H. A. (2014). Low and decreasing self-esteem during adolescence predict adult depression two decades later. *Journal of personality and social psychology*, 106(2), 325-338. doi: 10.1037/a0035133.
- Supple, A. J., Su, J., Plunkett, S. W., Peterson, G. W., & Bush, K. R. (2013). Factor structure of the Rosenberg self-esteem scale. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 44(5), 748-764. doi: 10.1177/0022022112468942
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2007). Using multivariate statistics (5th ed.). Boston: Pearson/Allyn & Bacon.
- Tarazona, D. (2005). Autoestima, satisfacción con la vida y condiciones de habitabilidad en adolescentes estudiantes de quinto año de media. Un estudio factorial según pobreza y sexo. *Revista de Investigación en Psicología*, 8(2), 57-65.
- Thorne, A., & Michalieu, Q. (1996). Situating adolescent gender and self-esteem with personal memories. *Child Development*, 67(4), 1374-1390. doi: 10.1111/j.1467-8624.1996.tb01802.x
- Vandenberg, R., & Lance, C. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70. doi: 10.1177/109442810031002
- Valentine, J. C., DuBois, D. L., & Cooper, H. (2004). The relations between self-beliefs and academic achievement: A systematic review. *Educational Psychologist*, 39(2), 111-133. doi: 10.1207/s15326985ep3902\_3
- Vallieres, E. F., & Vallerand, R. J. (1990). Traducción et validation canadienne-française de l'échelle de l'estime de soi de Rosenberg. *International journal of psychology*, 25(2), 305-316. doi: 10.1080/00207599008247865.
- Van Dierendonck, D., Abarca, A. B., Díaz, D., Jiménez, B. M., Gallardo, I., Valle, C., & Carvajal, R. R. (2006). Adaptación española de las escalas de bienestar psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572-577.
- Vance, R.I., Winne, P.S., & Wright, E.S. (1983). A longitudinal examination of rater and ratee effects in performance ratings. *Personnel Psychology*, 36(3), 609-620. doi: 10.1111/j.1744-6570.1983.tb02238.x
- Vázquez, A.J., Jiménez, R., & Vázquez-Morejón, R. (2004). Escala de autoestima de Rosenberg: fiabilidad y validez en población clínica española. *Apuntes de Psicología*, 22(2), 247-255.
- Vialle, W., Heaven, P. C., & Ciarrochi, J. (2015). The relationship between self-esteem and academic achievement in high ability students: Evidence from the Wollongong Youth Study. *Australasian Journal of Gifted Education*, 24(2), 39-45. Disponible en <http://ro.uow.edu.au/cgi/viewcontent.cgi?article=2641&context=hbspapers>.
- Warr, P., & Jackson, P. (1983) Self-esteem and unemployment among young workers. *Le Travail Humaine*, 46(2), 355-366. Disponible en <http://www.jstor.org/stable/40657853>
- Zimmerman, M.A., Copeland, L.A., Shope, J.T., & Dielman TE (1997). A longitudinal study of self-esteem: Implications for adolescent development. *Journal of Youth and Adolescence*, 26(2), 117-141. doi: 10.1023/A:1024596313925

Received: 12/19/2016  
Accepted: 05/29/2018

**Anexo 1**

Por favor, lee las frases que figuran a continuación y señala el nivel de acuerdo o desacuerdo que tienes con cada una de ellas, marcando con un aspa la alternativa elegida.

1	2	3	4
Muy en desacuerdo	En desacuerdo	De acuerdo	Muy de acuerdo

1	Me siento una persona tan valiosa como las otras	1	2	3	4
2	Casi siempre pienso que soy un fracaso	1	2	3	4
3	Creo que tengo algunas cualidades buenas	1	2	3	4
4	Soy capaz de hacer las cosas tan bien como los demás	1	2	3	4
5	Pienso que no tengo mucho de lo que estar orgulloso	1	2	3	4
6	Tengo una actitud positiva hacia mí mismo	1	2	3	4
7	Casi siempre me siento bien conmigo mismo	1	2	3	4
8*	Me gustaría tener más respeto por mí mismo	1	2	3	4
9	Realmente me siento inútil en algunas ocasiones	1	2	3	4
10	A veces pienso que no sirvo para nada	1	2	3	4

*Nota:* \* = Retirar ítem