



Psychologia. Avances de la disciplina

ISSN: 1900-2386

psychologia@usbog.edu.co

Universidad de San Buenaventura

Colombia

Cogollo, Zuleima; Campo-Arias, Adalberto; Herazo, Edwin
Escala de rosenberg para autoestima: consistencia interna y dimensionalidad en
estudiantes de cartagena, colombia
Psychologia. Avances de la disciplina, vol. 9, núm. 2, julio-diciembre, 2015, pp. 61-71
Universidad de San Buenaventura
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=297241658005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

ESCALA DE ROSENBERG PARA AUTOESTIMA: CONSISTENCIA INTERNA Y DIMENSIONALIDAD EN ESTUDIANTES DE CARTAGENA, COLOMBIA

ROSENBERG' SELF-ESTEEM SCALE: INTERNAL CONSISTENCY AND DIMENSIONALITY IN MIDDLE-SCHOOL STUDENT IN CARTAGENA, COLOMBIA

ZULEIMA COGOLLO

UNIVERSIDAD DE CARTAGENA, CARTAGENA - COLOMBIA

ADALBERTO CAMPO-ARIAS*, EDWIN HERAZO

INSTITUTO DE INVESTIGACIÓN DEL COMPORTAMIENTO HUMANO (HUMAN BEHAVIORAL RESEARCH INSTITUTE), BOGOTÁ - COLOMBIA

FECHA RECEPCIÓN: 7/11/2014 • FECHA ACEPTACIÓN: 27/4/2015

Para citar este artículo: 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.

Resumen

El objetivo del estudio fue estudiar la consistencia interna y dimensionalidad de la Escala de Rosenberg para Autoestima, ERA (Rosenberg, 1989) en estudiantes de secundaria de Cartagena, Colombia. Un total de 951 estudiantes con edades entre 10 y 15 años, media de 12,3 años ($DE = 1,1$) y 52,6% de sexo femenino, que cursaban sexto y séptimo grado en varios colegios públicos completaron la ERA; se usó el patrón de respuesta dicotómico. Se calcularon los coeficientes de confiabilidad, Kuder-Richardson (1934) y omega de McDonald (1970) y el coeficiente de unidimensionalidad de Mosier (1943). Se llevaron a cabo análisis factoriales exploratorios para conocer la estructura interna de la ERA. La ERA mostró Kuder-Richardson de 0,63 y coeficiente de Mosier de 0,61 (No es unidimensional). La dimensión/escala 'autoconfianza' presentó Kuder-Richardson y omega de McDonald de 0,76, que explicó 51,1% de la varianza. Y la dimensión/escala 'autodesprecio' obtuvo Kuder-Richardson de 0,55 y omega de McDonald de 0,57, responsable de 38,0% de la varianza. Se concluye que La ERA es una escala bidimensional, 'autoconfianza' y 'autodesprecio'. La escala 'autoconfianza' presenta alta consistencia interna y aceptable solución factorial. Se debe revisar la conceptualización teórica y el contenido de la escala para 'autodesprecio' de la ERA.

Palabras clave: autoestima, adolescente, estudiantes, confiabilidad y validez, análisis factorial, estudios de validación

Abstract

The objective of the research was to explore the internal consistency and dimensionality of the Rosenberg Self-Esteem Scale, RSES (Rosenberg, 1989) in middle-school students in Cartagena, Colombia. A total of 951 students, sixth and seventh graders, from several public schools

* Médico psiquiatra, epidemiólogo, magíster en salud sexual y reproductiva, Grupo de Investigación del Comportamiento Humano y Director de Investigaciones y Publicaciones del Instituto de Investigación del Comportamiento Humano (Human Behavioral Research Institute). E-mail: campoarias@comportamientohumano.org

completed the RSES. Dichotomous response pattern was used. Students were aged between 10 and 15 years, mean 12.3 years ($SD=1.1$); female participants represented 52.6% of the sample. Reliability coefficients, Kuder-Richardson (1934) and McDonald's omega (1970), and coefficient of dimensionality, Mosier (1943) were calculated. Exploratory factor analyses were done to know internal structure of RSES. Kuder-Richardson's coefficient for RSES was 0.63; and Mosier's coefficient, 0.61 (Non unidimensional). The domain/scale 'self-efficacy' presented Kuder-Richardson and McDonald omega coefficients of 0.76; which explained 51.1 % of the variance. And the domain/scale 'worthlessness' showed Kuder-Richardson scored of 0.55 and; McDonald omega, 0.57; which accounted for 38.0% of the variance. As conclusion, RSES is a two-dimensional scale, 'self-efficacy' and 'worthlessness'. The 'self-efficacy' scale shows high internal consistency and acceptable factor solution. Researches should review the theoretical conceptualization and content for the 'worthlessness' scale.

Keywords: self-esteem, adolescent, student, reproducibility of tests, factor analysis, validation studies.

Introducción

La autoestima es uno de los conceptos objeto de mayor estudio e investigación en ciencias sociales y del comportamiento. La definición para autoestima ha cambiado poco desde los primeros usos en el siglo XIX; no obstante, a la connotación global inicial se sumaron aspectos relacionados con el autorrespeto y la autoaceptación (Tafarodi & Milne, 2002).

Tradicionalmente, se concibe la autoestima como una experiencia individual, íntima o personal de la propia estimación de valía. Entonces, con independencia de una validación externa o social, se entiende que la persona se considera con una alta autoestima si hace una alta valoración de sí misma (Donnellan, Trzesniewski, & Robins, 2011).

En consecuencia, se han diseñado y utilizado varios instrumentos para la cuantificación de autoestima en diferentes contextos (Chiu, 1988). Desde la presentación de la primera versión en 1965 se han empleado distintas versiones de la Escala de Rosenberg para Autoestima (ERA), una de las escalas más conocidas para medir este concepto (Donnellan, Trzesniewski, & Robins, 2011; Rosenberg, 1989).

La ERA es un instrumento que se compone de diez ítems con un patrón de respuesta dicotómico u ordinal; los patrones ordinales más empleados son aquellos que dan de cuatro a siete opciones de respuesta, desde 'muy en desacuerdo' hasta 'muy de acuerdo' (Chiu, 1988; Donnellan, Trzesniewski, & Robins, 2011). Estos diez incisos, teóricamente, se agregan en una sola dimensión; no obstante, los mismos se distribuyen en dos partes iguales; cinco exploran 'autoconfianza' o 'satisfacción personal' (algunos autores le conocen como 'autoestima positiva') y los cinco restantes, 'autodesprecio' o 'devaluación personal' (llamada por algunos investigadores como 'autoestima negativa') (Rosenberg, 1989).

En las distintas versiones los reactivos se han ordenado en diferentes formas; primero los relacionados con autoconfianza, seguidos por aquellos para la medición de autodesprecio o en forma alterna para controlar los eventuales sesgos que se pudieran presentar en el patrón de respuesta (Huang & Dong, 2012).

La dimensión/escala autoconfianza aborda los aspectos relacionados con saberse o sentirse competente en varios aspectos de la vida; y la dimensión/escala autodesprecio emplea términos peyorativos asociados a la simpatía consigo mismo (Tafarodi & Milne, 2002; Tafarodi, & Swann, 2001). No obstante, se observa que el ordenamiento de los incisos y la redacción de los mismos no afecta significativamente la estructura factorial de la ERA (Greenberger, Chen, Dmitrieva, & Farruggia, 2003; Tinakon, & Nahathai, 2012; Tomás, Galiana, Hontangas, Oliver, & Sancho, 2013).

En la mayoría de los estudios la ERA, en poblaciones de diferentes edades u otras características, muestra alta consistencia interna, con valores por lo general entre los coeficientes ideales, entre 0,70 y 0,90, con la inclusión de investigaciones en Iberoamérica (Góngora & Casullo, 2009; Martín-Albo, Núñez, Navarro, & Grijalvo, 2007; Meurer, Luft, Benedetti, & Mazo, 2012; Rojas-Barahona, Zegers, & Förster, 2009; Sbicigo, Bandeira, & Dell'Aglío, 2010; Tomás et al., 2013; Vasconcelos-Raposo, Fernandes, Teixeira, & Bertelli, 2012). No obstante, en una amplia revisión de trabajos independientes realizados en 53 países alrededor del mundo se observó un amplio rango de valores para la consistencia interna, entre 0,45 y 0,90 (Schmitt & Allik, 2005).

Sin embargo, la consideración inicial de la ERA como una medición unidimensional de la autoestima mostró limitaciones en algunos contextos culturales particulares. En un análisis que incluyó la revisión de trabajos realizados en 53 países y diferentes idiomas,

Schmitt, & Allik (2005) observaron que en cinco países no fue posible replicar la estructura unidimensional de la ERA. Más aún, en un meta-análisis reciente se precisó que la ERA se desempeñó realmente como una escala con dos dimensiones definidas claramente y que con altas probabilidades que estas dos dimensiones fueran constructos muy diferentes y, en consecuencia, dos escalas completamente distintas (Huang & Dong, 2012).

En otros términos, según Slocum-Gori y Zumbo (2011), la ERA no se puede considerar un instrumento ‘estrictamente’ unidimensional, es decir, que presenta una única dimensión mayor sin dominios menores secundarios subyacentes; en el mejor de los casos la ERA se deba posiblemente suponer como una escala ‘esencialmente’ unidimensional, o sea, que muestra un dominio dominante que incluye otro u otros dominios menores secundarios.

Por lo general, la autoconfianza se agrupa en el primer factor, que recoge el aspecto esencial del constructo autoestima como se concibe en la actualidad, y repetidamente explica el mayor porcentaje de la varianza total en el análisis factorial (Huang & Dong, 2012; Norman & Streiner, 1996).

Sin contar con la evaluación cuidadosa del desempeño psicométrico de la ERA en los distintos grupos de población e informar las adaptaciones lingüísticas necesarias para el contexto cultural del país (Sousa & Rojjanasrirat, 2011), en Colombia se han llevado a cabo varias investigaciones con la participación de adolescentes con el uso de la ERA sin notificar la consistencia interna en los participantes (Ceballos, Camargo, Jiménez, & Requena, 2011; Molina, Gutiérrez, & Oviedo, 2011; Pérez-Olmos, Téllez, Vélez, & Ibáñez-Pinilla, 2012; Plata, Riveros, & Moreno, 2012; Villalobos-Galvis, 2009; Villalobos-Galvis, Ojeda, & Rivera, 2012).

En otras investigaciones con adolescentes colombianos en que se usó la ERA los autores informaron la consistencia interna; no obstante, la encontraron por debajo del rango aceptable, un coeficiente inferior 0,70 (Carvajal & Caro, 2011; Morales, Montenegro, Pulido, Herazo, & Campo-Arias, 2011; Rueda-Jaimes, Camacho, Rangel-Martínez, & Campo-Arias, 2009; Rueda-Jaimes, Rangel-Martínez-Villalba, Camacho, & Duarte-Pineda, 2011).

Igualmente, en los estudios realizados en la costa caribe colombiana se documentaron consistencias

internas por debajo de 0,70 para la ERA (Cogollo-Milanés, & Hoz-Restrepo, 2010; Cogollo, & Gómez-Bustamante, 2012; Gómez-Bustamante, & Cogollo, 2010). Dado que la consistencia interna es el promedio de las correlaciones entre los ítems que hacen parte de una escala (Campo-Arias & Oviedo, 2008), el análisis factorial del conjunto de ítems que muestran baja consistencia interna, que sigue los mismos principios estadísticos que el cálculo de la consistencia interna (Kasper & Ünlü, 2013), presentará un patrón inesperado, por lo general, una solución factorial poco satisfactoria o de difícil interpretación a la luz de los conceptualización teórica que respalda el diseño del instrumento (Campo-Arias, Herazo, & Oviedo, 2012; Henson, & Roberts, 2006; Slocum-Gori & Zumbo, 2011).

De lo anterior se puede concluir que en adolescentes del caribe colombiano la ERA ha mostrado una pobre consistencia interna y no existe información alguna sobre la dimensionalidad. La baja consistencia interna observada sugiere que no se encontrará la estructura unidimensional observada en otros contextos (Schmitt & Allik, 2005) y es más probable que se evidencien dos dimensiones notoriamente diferenciables (Huang & Dong, 2012). Esto hace necesario un análisis más cuidadoso de la consistencia interna y la dimensionalidad de la ERA en adolescentes del Caribe colombiano, por lo menos, para garantizar la confiabilidad y la validez de la cuantificación de la autoestima en futuras investigaciones, puesto que estos indicadores suelen variar considerablemente según las características demográficas, étnicas o culturales de la población (Blacker & Endicott, 2002; Sánchez & Echeverry, 2004; Schmitt & Allik, 2005).

En escolares y adolescentes, la autoestima es una característica muy importante relacionada con el bienestar y el comportamiento en salud. Por ejemplo, niñas adolescentes con alta autoestima inician más tarde las relaciones sexuales (Vargas-Trujillo, Gambara, & Botella, 2006) y, por lo tanto, presentan menor número de embarazos antes de lo esperado (Baeza, Póo, Vásquez, Muñoz, & Vallejos, 2007; House, Bates, Markham, & Lesesne, 2010). Y en varones con baja autoestima se incrementa significativamente la posibilidad de comportamientos que pueden comprometer negativamente la salud (McGee & Williams, 2000), como el consumo de cigarrillo, alcohol y otras sustancias capaces de producir adicción (Faggiano,

Vigna-Taglianti, Versino, Zambon, Borraccino, & Lemma, 2008; Nazarzadeh et al., 2013).

Dado que el desempeño de las escalas en los distintos contextos y poblaciones puede variar en forma importante hasta el punto de distorsionar o invalidar los resultados de la medición se hace necesario llevar a cabo estudios de validación iniciales y sucesivos cuando se introducen instrumentos en otros ámbitos distintos a la validación inicial (Blacker & Endicott, 2002). Por razones prácticas, los altos costos y largos procesos que implican conocer el desempeño de una escala en un contexto particular (García, Rodríguez, & Carmona, 2009) y otras; por desinformación, se tiende desprevenida o erróneamente a generalizar el desempeño de una escala de medición (Cook & Beckman, 2006; Sánchez & Echeverry, 2004). En el uso de cuestionarios o escalas que cuantifican constructos no se puede asumir que estos presentarán igual desempeño psicométrico, aun si en las poblaciones en que se hizo la validación y la que se va a aplicar nuevamente compartan muchas características; siempre es necesario revisar el desempeño de la escala en cada aplicación (Ochoa, González, & Buñuel, 2007).

El objetivo de este estudio fue conocer la consistencia interna y la dimensionalidad de la ERA en una muestra probabilística de estudiantes de secundaria de Cartagena, Colombia.

Método

Diseño

Este informe hace parte de un estudio más amplio. Este análisis representa un estudio de validación de un instrumento de medición para una escala con la que no se cuenta con criterio de referencia.

Participantes

Hicieron parte de este análisis un grupo de 901 estudiantes, con edades entre 10 y 15 años (media de 12,3 y desviación estándar de 1,1), estudiantes de sexto (53,6%) y séptimo grado (46,4%) de colegios públicos de Cartagena, Colombia, que se tomaron al azar para el estudio más amplio que antes se anotó. El 52,2% de los participantes fueron de sexo femenino.

Instrumentos

En el presente estudio se usó la versión de ERA con patrón de respuesta dicotómico que explora la percepción de autoestima durante los más recientes treinta días. Como es habitual se presentaron primero los cinco incisos relacionados con 'autoconfianza', seguidos por los correspondientes a 'autodesprecio', como se usó en estudios precedentes en estudiantes de Cartagena, Colombia (Cogollo-Milanés & Hoz-Restrepo, 2010; Cogollo & Gómez-Bustamante, 2012; Gómez-Bustamante & Cogollo, 2010). En varias investigaciones se informó que el orden de los reactivos para 'autoconfianza' o 'autodesprecio' no afecta significativamente, a favor o en contra, el patrón de respuesta y, en consecuencia, de la consistencia interna y la estructura factorial del instrumento (Greenberger, Chen, Dmitrieva, & Farruggia, 2003; Tinakon, & Nahathai, 2012; Tomás, Galiana, Hontangas, Oliver, & Sancho, 2013).

Procedimiento

Los estudiantes completaron la información demográfica básica y la ERA en el aula de clase en presencia de asistentes de investigación, entrenados para este proceso, que explicaron la forma apropiada de diligenciamiento, aclararon dudas y respondieron inquietudes con la precaución de no inducir o sugerir respuestas. Completar esta información tomó aproximadamente quince minutos.

Análisis estadístico

Para conocer la consistencia interna de la ERA se estimó el coeficiente de Kuder-Richardson (KR-20) (Kuder & Richardson, 1937) dado el patrón de respuesta dicotómico que se empleó en el presente estudio. Este coeficiente equivale al coeficiente de alfa de Cronbach que se calcula para las escalas que ofrecen patrón de respuesta ordinal o politómico.

Para probar el supuesto de la unidimensionalidad de la ERA se usó la fórmula de Mosier (1943). Este coeficiente se conoce como una medida de confiabilidad de constructo y corrobora la unidimensionalidad teórica de una escala si presenta un valor superior a 0,70 (Gerbing & Anderson, 1988).

Adicionalmente, se estimó otra medida de consistencia interna para escalas que cuantifican

constructo, el coeficiente de omega de McDonald (1970). Este coeficiente tiene la ventaja de ser una mejor medida de confiabilidad que Kuder-Richardson o Alfa de Cronbach en los casos que los incisos que hacen parte de la escala muestran coeficientes sustancialmente disimiles en una matriz de coeficientes de análisis factorial o los coeficientes de correlación corregidos de cada inciso con la puntuación total (Campo-Arias, Herazo, & Oviedo, 2012). Estos cálculos se llevaron a cabo para la dimensión de ‘autoconfianza’, ‘autodesprecio’ y la ‘autoestima global’.

Seguidamente, para conocer la estructura de factores se usó la técnica de análisis factorial exploratorio (AFE) dado que se pretendió conocer la naturaleza de la relación de los incisos de la ERA, sin ninguna hipótesis previa de la eventual relación a observar entre los incisos, es decir, si se puede predecir satisfactoriamente la estructura interna, dimensiones o factores de la escala, como se hace en los análisis factorial confirmatorio (AFC) (Jackson, Gillaspay Jr, & Purc-Stephenson, 2009).

Tanto el AFE, como el AFC, se fundamentan en el modelo conocido como de factor común, por ello algunos expertos en psicometría sostienen que las diferencias son muy sutiles, más teóricas que prácticas, dado que habitualmente AFE y AFC muestran soluciones factoriales resultados similares, no sólo en el número de incisos en cada dimensión sino también los valores de los coeficientes en la matriz de correlaciones (Flora, LaBrish, & Chalmers, 2012; Henson & Roberts, 2006; Hurley, et al., 1997; Slocum-Gori & Zumbo, 2011; Streiner, 1994).

El AFE se llevó a cabo mediante el método de extracción de máxima verosimilitud que brinda resultados más generalizables y reproducibles y carece de la tendencia a sobrestimar las estimaciones de varianza (Costello, & Osborne, 2005). Este método permite una solución factorial satisfactoria, aun con el uso de una versión dicotómica, casos en los que no se debe esperar una distribución normal como se hace para un patrón de respuesta continuo (Costello, & Osborne, 2005; Schmitt, 2011).

Para estar seguros de seguir en el proceso de extracción de factores o dimensiones se calculó el coeficiente de adecuación de la muestra de Kaiser-Meier-Olkin (KMO) (Kaiser, 1974). Si el coeficiente KMO muestra un valor superior a 0,600 sugiere que es altamente probable encontrar una dimensión o constructo latente

en el conjunto de ítems que se estudian, como se espera teóricamente.

Dado que se partió del principio teórico que todos los incisos, y eventualmente dos o más dimensiones de la ERA mostraran una alta correlación entre ellos, se optó por la rotación oblicua promax (Costello, & Osborne, 2005). Este tipo de rotación se prefiere cuando en teoría se piensa que los eventuales factores latentes secundarios identificados mostraron una alta correlación entre ellos (Campo-Arias, Herazo, & Oviedo, 2012; Gorsuch, 1997; Henson, & Robin, 2006; Streiner, 1994). El análisis estadístico se realizó con la versión 9.0 de STATA (StataCorp LP, 2005).

Consideraciones éticas

El estudio contó con revisión y aprobación de un comité de ética institucional en investigación. Los padres de los participantes firmaron consentimiento informado después que se les explicaron los objetivos del estudio. Adicionalmente, los menores asintieron participar. Se garantizó el anonimato de la participación. Este trabajo representó un riesgo mínimo para los estudiantes, según las normas colombianas para la investigación en salud (Ministerio de Salud de Colombia, 1993).

Asimismo, se respetaron los derechos de autor del instrumento que se empleó dado que la ERA se puede usar sin restricción en investigaciones y la práctica clínica. La Fundación Morris Rosenberg permite el empleo de este instrumento con el único compromiso de hacer la citación respectiva de la versión más reciente y se informen los ajustes que se realicen para la aplicación en un contexto o población particular (Rosenberg, 1989).

Resultados

La ERA mostró modesta consistencia interna, un coeficiente de Kuder-Richardson de 0,63. Por su parte, la medida de unidimensionalidad (confiabilidad de constructo) presentó un valor por debajo del mínimo esperado, el coeficiente de Mosier fue 0,61.

Al inicio del análisis factorial se observó KMO de 0,75 que indicó la presencia de variables latentes, como se esperaba, en los diez incisos de la ERA. El análisis factorial mostró dos dimensiones que explicaron el 46,7% de la varianza total. Sin embargo, la correlación

entre estas dimensiones fue baja, $r=-0,084$. Lo que indicó que las dos dimensiones se comportan como dos escalas o constructos distintos. La matriz de coeficientes (*loading*) se presenta en la tabla 1.

Tabla 1. Matriz de coeficientes para la ERA con rotación promax.

Inciso	Factor 1 (autoconfianza)	Factor 2 (autodesprecio)
1. Importancia	0,573	-0,057
2. Cualidades	0,620	-0,054
3. Capaz	0,631	0,011
4. Actitud	0,653	-0,149
5. Satisfacción	0,634	-0,084
6. Orgullo	0,231	0,141
7. Fracaso	0,053	0,624
8. Respeto	0,353	0,071
9. Inútil	-0,043	0,839
10. Maldad	-0,017	0,502

En consecuencia, se calculó el coeficiente de Kuder-Richardson y el coeficiente de McDonald para cada dimensión/escala, los valores fueron 0,76, tanto para Kuder-Richardson como para McDonald para la dimensión/escala ‘autoconfianza’; y 0,55 y 0,57, para la dimensión/escala ‘autodesprecio’, respectivamente.

Para terminar, se corroboró la dimensionalidad de la escala ‘autoconfianza’ y la escala ‘autodesprecio’. Como se espera para una escala con número limitado de cinco incisos ambas escalas mostraron un único factor que dio cuenta del mayor porcentaje de la varianza. Sin embargo, la solución factorial fue más satisfactoria para la escala de ‘autoconfianza’.

El único dominio de la escala ‘autoconfianza’ mostró valor propio más alto que la escala ‘autodesprecio’ y, por lo tanto, explicó un porcentaje superior de la varianza total. Las comunalidades y coeficientes para cada una de las escalas se presentan en las tablas 2 y 3.

Tabla 2. Comunalidades y coeficientes para la escala de ‘autoconfianza’.

Inciso	Comunalidad	Coeficiente
1. Importancia	0,342	0,584
2. Cualidades	0,373	0,611
3. Capaz	0,411	0,641
4. Actitud	0,415	0,644
5. Satisfacción	0,407	0,638
Valor propio	2,6	
Varianza explicada	51,1%	
Kuder-Richardson		0,76
McDonald		0,76
KMO		0,78

Prueba de bondad del ajuste: $\chi^2=69,0$; $gl=5$; $p<0,001$.

Tabla 3. Comunalidades y coeficientes para la escala de ‘autodesprecio’.

Inciso	Comunalidad	Coeficiente
1. Orgullo	0,022	0,147
2. Fracaso	0,385	0,620
3. Respeto	0,007	0,083
4. Inútil	0,715	0,845
5. Maldad	0,249	0,499
Valor propio	1,9	
Varianza explicada	38,0%	
Kuder-Richardson		0,55
McDonald		0,57
KMO		0,62

Prueba de bondad del ajuste: $\chi^2=77,0$; $gl=5$; $p<0,001$.

Discusión

Los hallazgos del presente análisis sugieren que la ERA no es una escala unidimensional y deben considerarse como dos escalas, ‘autoconfianza’ y ‘autodesprecio’, en estudiantes escolares y adolescentes de Cartagena, Colombia.

El desempeño de las dos escalas incluidas en la ERA muestra una correlación baja entre ellas lo que sugiere que miden constructos completamente distintos. Esta observación es consistente con un metaanálisis reciente que mostró que la mejor solución factorial para la ERA contó dos dimensiones (Huang & Dong, 2012; Slocum-Gori & Zumbo, 2011). No obstante, Schmitt y Allik (2005) observaron que la estructura unidimensional de la ERA se puede reproducir en el 90% de los estudios realizados en 53 naciones y en 23 distintos idiomas con poblaciones adultas. De la misma forma, Martín-Albo, Núñez, Navarro y Grijalvo (2007) mostraron que en estudiantes universitarios españoles la solución factorial con mejor ajuste fue la unidimensional. Las discrepancias en los distintos estudios muestra la necesidad de observar la dimensionalidad en diferentes contextos dado que son frecuentes variaciones importantes en los resultados. La observación de desempeño de las escalas es un proceso continuo y repetitivo y no se pueden asumir como absolutos y definitivos los hallazgos previos (Campo-Arias & Oviedo, 2008; Sánchez & Echeverry, 2004; Streiner, 2003; Tinakon & Nahathai, 2012).

Con base en la teoría clásica de las mediciones, es un error conceptual el cálculo de consistencia interna para una escala multidimensional; lo apropiado es hacer las estimaciones respectivas de los coeficientes indicados para cada una de las dimensiones que, en realidad, son o se comportan como escalas independientes (Campo-Arias & Oviedo, 2008; Slocum-Gori & Zumbo, 2011). En el presente estudio se pudo omitir la presentación de la consistencia interna para los diez incisos que hacen parte de la ERA, dada la observación de un desempeño bidimensional; no obstante, se hizo por la costumbre de informarlo (Oviedo & Campo-Arias, 2005). Se observó una consistencia interna baja y esto es consistente con lo que se ha observado en diferentes investigaciones en el Caribe y otras regiones colombianas (Carvajal & Caro, 2011; Cogollo-Milanés & Hoz-Restrepo, 2010; Cogollo

& Gómez-Bustamante, 2012; Gómez-Bustamante & Cogollo, 2010; Morales, Montenegro, Pulido, Herazo, & Campo-Arias, 2011; Rueda-Jaimes, Camacho, Rangel-Martínez, & Campo-Arias, 2009; Rueda-Jaimes, Rangel-Martínez-Villalba, Camacho, & Duarte-Pineda, 2011). Igualmente, Schmitt y Allik (2005) documentaron baja consistencia interna en la República Democrática del Congo (,45) y Tanzania (,61) y el límite inferior aceptable en Bolivia (,70).

Es necesario considerar que en el presente estudio los incisos en conjunto que forman la escala para ‘autoconfianza’ muestran alta consistencia interna, tanto con el coeficiente de Kuder-Richardson como con el coeficiente de McDonald, y una solución factorial satisfactoria. Mientras que la escala para ‘autodesprecio’ presentó bajos coeficientes de confiabilidad y una solución factorial deficiente, como se observó en estudios precedentes (Huang & Dong, 2012; Slocum-Gori & Zumbo, 2011).

Por lo general, se espera que la consistencia interna, tanto por Kuder-Richardson como por McDonald, muestre valores para estos coeficientes entre 0,70 y 0,90 (Campo-Arias & Oviedo, 2008). Los coeficientes entre 0,60 y 0,69 pueden ser admisibles en las fases iniciales de construcción y validación de instrumentos de medición psicométrica (Katz, 2006). Y aquellos valores inferiores de 0,59 indican baja consistencia interna y, en consecuencia, se hace necesaria la revisión de la construcción de los ítems que integran una escala de medición (Campo-Arias & Oviedo, 2008; Keszei, Novak, & Streiner, 2010; Streiner, 2003).

Es bien conocido y aceptado en psicometría que la consistencia interna y la dimensionalidad de un instrumento de medición pueden variar según un conjunto de factores, extrínsecos e intrínsecos o aleatorios o no aleatorios (Sánchez & Echeverry, 2004). Por ello antes de seguir adelante en el análisis de los resultados y la estimación de asociaciones, se debe estimar la consistencia interna para cada una de las escalas que se usaron en la investigación, independientemente del desempeño previo de estas escalas en una población que se puede tomar heurísticamente como parecida o similar (Campo-Arias & Oviedo, 2008; Streiner, 2003). Se sugiere que la consistencia interna y la dimensionalidad son hallazgos exclusivos para una población y no propiedades en sí mismas de las escalas de

medición (Gorsuch, 1997; Schmitt, 2011; Streiner, 1994; Streiner, 2003).

Por otra parte, en relación con la interpretación y aceptación de una solución factorial, se deben tener presentes varios parámetros para dicho proceso, siempre se debe hacer una confrontación entre los fundamentos teóricos que apoyan el contenido de la escala y los resultados que se observan empíricamente en el análisis multivariado de los incisos (Gorsuch, 1997; Schmitt, 2011; Streiner, 1994).

Las mejores soluciones factoriales se consiguen, como ya se anotó, si observan consistencia interna alta en las estimaciones de confiabilidad (Campo-Arias, Herazo, & Oviedo, 2012). Asimismo, la solución factorial es más aceptable y no se necesita mayor interpretación en los casos de escalas unidimensionales (Schmitt, 2011).

Adicionalmente, la solución factorial es completamente exitosa si se observan altas comunialidades y coeficientes (*loading*) para cada uno de los incisos. Casi siempre garantiza una solución factorial aceptable, las muestras grandes, superiores a 800 participantes (Campo-Arias, Herazo, & Oviedo, 2012), y el hallazgo de comunialidades y coeficientes superiores a 0,500 (Slocum-Gori & Zumbo, 2011).

Finalmente, es necesario tener presente que el análisis factorial es una técnica estadística que presenta limitaciones y las interpretaciones se deben realizar con base en los supuestos técnicos y el desarrollo teórico del constructo (Henson & Roberts, 2006; Slocum-Gori & Zumbo, 2011). Una de las limitaciones propias del análisis factorial es que el número de incisos que se incluyen modifican en forma importante los hallazgos. Se observan soluciones difíciles de interpretar basadas en el contexto teórico del constructo cuando se incluyen más de treinta incisos para analizar (Gorsuch, 1997). Asimismo, en el análisis factorial la varianza explicada es inversamente proporcional al número de incisos (Streiner, 1994), así que siempre la solución factorial de una escala con cuatro o cinco incisos debe contar con una sola dimensión e, idealmente, que explique más del 50% de la varianza (Gorsuch, 1997; Streiner, 1994). El presente estudio cuenta una limitación adicional, no se llevó a cabo AFC dado que no se contó con las herramientas para el mismo. El AFC permite un comienzo con un número predefinido de dimensiones específicas,

una conocida correlación entre las ellas a ratificar y permite determinar la bondad del ajuste de la solución factorial (Costello & Osborne, 2005; Kahn, 2006). No obstante, algunos autores consideran que el AFE brinda información suficiente sobre la dimensionalidad de una escala si se realiza cuidadosamente y que el AFC es un paso adicional solamente deseable algunas veces (Campo-Arias, Herazo, & Oviedo, 2012; Costello & Osborne, 2005; Worthington & Whittaker, 2006).

Se concluye que la ERA es una escala bidimensional, con las dimensiones 'autoconfianza' y 'autodesprecio'. La escala 'autoconfianza' presenta alta consistencia interna y aceptable solución factorial en estudiantes de Cartagena, Colombia. Se debe revisar la conceptualización teórica y el contenido para la escala para 'autodesprecio'. En Colombia, es necesario realizar nuevos estudios que corroboren la consistencia interna y la dimensionalidad de la ERA, con la inclusión de un AFC.

Referencias

- Baeza W. B., Póo, A. M., Vásquez P, O., Muñoz N. S., & Vallejos V, C. (2007). Identificación de factores de riesgo y factores protectores del embarazo en adolescentes de la novena región. *Revista Chilena de Obstetricia y Ginecología*, 72, 76-81.
- Blackmer, D., & Endicott, J. (2002). *Psychometric properties: concepts of reliability and validity*. In: Handbook of psychiatric measures. Washington: American Psychiatric Association. p. 7-14.
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10, 831-839.
- Campo-Arias, A., Herazo, E., & Oviedo, H. C. (2012). Análisis de factores: fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41, 659-671.
- Carvajal, G., & Caro, C. V. (2011). Ideación suicida en la adolescencia: una explicación desde tres de sus variables asociadas en Bogotá, 2009. *Colombia Médica*, 42 (suplemento 1), 45-56.
- Ceballos, G. A., Camargo, K., Jiménez, I., & Requena, K. (2011). Nivel de autoestima en adolescentes embarazadas en la comuna 5 de Santa Marta (Colombia). *Revista de Psicología Universidad de Antioquia*, 3, 29-38.

- Chiu, L. H. (1988). Measures on self-esteem for school age child. *Journal of Counseling and Development*, 66, 298-301.
- Cogollo, Z., & Gómez-Bustamante, E. (2012). Prevalencia de vida de consumo de sustancias en adolescentes de Cartagena, Colombia. *Investigación y Educación en Enfermería*, 30, 224-230.
- Cogollo-Milanés, Z., & Hoz-Restrepo, L. (2010). Consumo de cigarrillo y riesgo de dependencia de la nicotina de estudiantes de secundaria. *Revista de Salud Pública*, 12, 434-445.
- Cook, D. A., & Beckman, T. J. (2006). Current concepts in validity and reliability for psychometric instruments: Theory and application. *American Journal of Medicine*, 119, 166.e7-166.e16.
- 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, and Evaluation*, 10, 7 (<http://pareonline.net/pdf/v10n7.pdf>)
- Cronbach, J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Donnellan, M. B., Trzesniewski, K. H., & Robins, R. W. (2011). Self-Esteem. Enduring issues and controversies. In: Chamorro-Premuzic, T., von Stumm, S., & Furnham, A. *The Wiley-Blackwell handbook of individual differences*. Chichester: Blackwell Publishing Ltd.; 718-746.
- Faggiano, F., Vigna-Taglianti, F. D., Versino, E., Zambon, A., Borraccino, A., & Lemma, P. (2008). School-based prevention for illicit drugs use: A systematic review. *Preventive Medicine*, 46, 385-396.
- Flora, D. B., LaBrish, C., & Chalmers, R. P. (2012). Old and new ideas for data screening and assumption testing for exploratory and confirmatory factor analysis. *Frontiers in Psychology*, 3, 55.
- García, M. J., Rodríguez, F., & Carmona, L. (2009). Validación de cuestionarios. *Reumatología Clínica*, 5, 171-177.
- Gerbing, D. W., & Anderson, J. C. (1988). An updated paradigm for scale development incorporating unidimensionality and its assessment. *Journal of Marketing Research*, 25, 186-192.
- Gómez-Bustamante, E. M., & Cogollo, Z. (2010). Factores predictores relacionados con el bienestar general en adolescentes estudiantes de Cartagena, Colombia. *Revista de Salud Pública*, 12, 61-70.
- 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*, 1, 179-194.
- Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment*, 68, 532-560.
- Greenberger, E., Chen, C., Dmitrieva, J., & Farruggia, S. P. (2003). Item-wording and the dimensionality of the Rosenberg Self-Esteem Scale: do they matter? *Personality and Individual Differences*, 35, 1241-1254.
- Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research common errors and some comment on improved Practice. *Educational and Psychological measurement*, 66, 393-416.
- House, L. D., Bates, J., Markham, C. M., & Lesesne, C. (2010). Competence as a predictor of sexual and reproductive health outcomes for youth: A systematic review. *Journal of Adolescent Health*, 46, S7-S22.
- Huang, C., & Dong, N. (2012). Factor structures of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *European Journal of Psychological Assessment*, 28, 132-138.
- Hurley, A. E., Scandura, T. A., Schriesheim, C. A., Brannick, M. T., Seers, A., Vandenberg, R. J., & Williams, L. J. (1997). Exploratory and confirmatory factor analysis: Guidelines, issues, and alternatives. *Journal of Organizational Behavior*, 18, 667-683.
- Jackson, D. L., Gillaspay Jr, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: an overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14, 6-23.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 34, 31-36.
- Kahn, J. H. (2006) Factor analysis in counseling psychology, research, training and practice: Principles, advances, and application. *Counseling Psychologist*, 34, 684-718.
- Kasper, D., & Ünlü, A. (2013). On the relevance of assumptions associated with classical factor analytic approaches. *Frontiers in Psychology*, 4, 109.

- Katz, M. H. (2006). *Multivariable analysis*. Second edition. Cambridge: Cambridge University Press. p. 81-87.
- Keszei, A. P., Novak, M., & Streiner, D. L. (2010). Introduction to health measurement scales. *Journal of Psychosomatic Research*, 68, 319-323.
- Kuder, G. F., & Richardson, M. V. (1937). The theory of the estimation of test reliability. *Psychometrika*, 2, 151-160.
- Martin-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, 458-467.
- McDonald, R. P. (1970). Theoretical foundations of principal factor analysis and alpha factor analysis. *British Journal of Mathematics and Statistical Psychology*, 23, 1-21.
- McGee, R. O. B., & Williams, S. (2000). Does low self-esteem predict health compromising behaviours among adolescents? *Journal of Adolescence*, 23, 569-582.
- Meurer, S. T., Luft, C. B., Benedetti, T. R., & Mazo, G. Z. (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, 5-15.
- Ministerio de Salud de Colombia (1993). Resolución 8430 por la cual se establecen las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud. Bogotá: Autor.
- Molina, J. M., Gutiérrez, Y., & Oviedo, E. (2011). Depresión, autoestima y su relación con la ideación suicida en estudiantes de un colegio privado de la ciudad de Ciénaga-Magdalena (Colombia). *Duazary, Suplemento 11*, 13-19.
- Morales, M. F., Montenegro, D. P., Pulido, S. Y., Herazo, E., & Campo-Arias, A. (2011). Variables asociadas a abuso físico y psicológico a la pareja. *Revista Ciencias de la Salud*, 9, 271-280.
- Mosier, C. I. (1943). On the reliability of a weighted composite. *Psychometrika*, 8, 161-168.
- Nazarzadeh, M., Bidel, Z., Ayubi, E., Bahrani, A., Jafari, F., Mohammadpoorasl, A., et al. (2013). Smoking status in Iranian male adolescents: A cross-sectional study and a meta-analysis. *Addictive behaviors*, 38, 2214-2218.
- Norman, G. R., & Streiner, D. L. (1996). *Bioestadística*. Madrid: Mosby-Doyma Libros. p. 129-148.
- Ochoa, C., González, J., & Buñuel, J. C. (2007). Evaluación de artículos científicos sobre pruebas diagnósticas. *Evidencias en Pediatría*, 3, 24.
- Oviedo, H. C., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34, 572-580.
- Pérez-Olmos, I., Téllez, D. L., Vélez, Á. L., & Ibáñez-Pinilla, M. (2012). Caracterización de factores asociados con comportamiento suicida en adolescentes estudiantes de octavo grado, en tres colegios bogotanos. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41, 26-47.
- Plata, C., Riveros, M., & Moreno, J. (2012). Autoestima y empatía en adolescentes observadores, agresores y víctimas del bullying en un colegio del municipio de Chía. *Psychología: Avances de la Disciplina*, 4, 99-112.
- Rojas-Barahona, C. A., Zegers P. B., & Förster, C. E. (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, 791-800.
- Rosenberg, M. (1989). *Society and the adolescent self-image*. Revised edition. Middletown: Wesleyan University Press.
- Rueda-Jaimes, G. E., Camacho, P. A., Rangel-Martínez, A. M., & Campo-Arias, A. (2009). Prevalencia y factores asociados con el consumo diario de tabaco en estudiantes adolescentes. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 38, 669-680.
- Rueda-Jaimes, G. E., Rangel-Martínez-Villalba, A. M., Camacho, P. A., & Duarte-Pineda, E. (2011). Associated factors with Illicit Drug use among Adolescent Students. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 40, 38-48.
- Sánchez, R., & Echeverry, J. (2004). Validación de escalas de medición en salud. *Revista de Salud Pública*, 6, 302-318.
- Sbicigo, J. B., Bandeira, D. R., & Dell'Aglío, D. D. (2010). Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR): validade fatorial e consistência interna. *Psico USF*, 15, 395-403.

- Schmitt, T. A. (2011). Current methodological considerations in exploratory and confirmatory factor analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29, 304-321.
- 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.
- Slocum-Gori, S. L., & Zumbo, B. D. (2011). Assessing the unidimensionality of psychological scales: Using multiple criteria from factor analysis. *Social Indicators Research*, 102, 443-461.
- Sousa, V. D., & Rojjanasirirat, 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 of Evaluation in Clinical Practice*, 17, 268-274.
- StataCorp LP. (2005). *STATA 9.0 for windows*. College Station: Author.
- Streiner, D. L. (1994). Figuring out factors: the use and misuse of factor analysis. *Canadian Journal of Psychiatry*, 39, 135-140.
- Streiner, D. L. (2003). Being inconsistent about consistency: When coefficient alpha does and doesn't matter. *Journal of Personality Assessment*, 80, 217-222.
- Tafarodi, R. W., & Milne, A. B. (2002). Decomposing global self-esteem. *Journal of Personality*, 70, 443-483.
- Tafarodi, R. W., & Swann, W. B. (2001). Two-dimensional self-esteem: Theory and measurement. *Personality and Individual Differences*, 31, 653-673.
- Tinakon, W., & Nahathai, W. (2012). A comparison of reliability and construct validity between the original and revised versions of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Psychiatry Investigation*, 9, 54-58.
- Tomás, J. M., Galiana, L., Hontangas, P., Oliver, A., & Sancho, P. (2013). Evidencia acumulada sobre los efectos de método asociados a ítems invertidos. *Psicológica*, 34, 365-381.
- Vargas-Trujillo, E., Gambara, H., & Botella, J. (2006). Autoestima e inicio de actividad sexual en la adolescencia: un estudio meta-analítico. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6, 665-695.
- 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, 483-498.
- Villalobos-Galvis, F. H. (2009). Validez y fiabilidad del Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa-PANSI, en estudiantes colombianos. *Universitas Psychologica*, 9, 509-520.
- Villalobos-Galvis, F. H., Ojeda, C. A., & Rivera, F. D. R. (2012). Adaptación del Inventario de Resiliencia ante el Suicidio (SRI-25) en adolescentes y jóvenes de Colombia. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 31, 233-239.
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research. A content analysis and recommendations for best practices. *Counseling Psychologist*, 34, 806-838.