

Validación de la escala de autoestima de Rosenberg en población general y en población clínica de la Ciudad de Buenos Aires

Validation of the Rosenberg self-esteem scale in general and clinical populations of Buenos Aires

VANESA C. GÓNGORA¹, †MARIA MARTINA CASULLO²

RESUMEN

El objetivo de este estudio es evaluar las propiedades psicométricas de la escala de autoestima de Rosenberg en población general y clínica de la Ciudad de Buenos Aires. La muestra de población general se conformó por 313 personas adultas y la clínica por 60 pacientes diagnosticados con depresión y/o trastornos de ansiedad. Se utilizaron la escala de autoestima global de Rosenberg, la escala Beck de depresión, la escala Stai-rasgo y la escala de inteligencia emocional EQ-I. Los resultados indicaron que la escala se ajustaba a un modelo unidimensional en los dos grupos estudiados. La consistencia interna resultó adecuada ($\alpha = .70$ y $.78$). No se encontraron diferencias significativas en las puntuaciones por género, estado civil o nivel de educación. La escala de autoestima evidenció una buena validez divergente con medidas de depresión y ansiedad y convergente con subescalas de la inteligencia emocional.

Palabras clave:

Autoestima, Evaluación, Validación, Adultos, Clínico

1. Dra. en Psicología, Investigadora del CONICET, docente de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires. E-mail: vgongora@psi.uba.ar

2. María Martina Casullo, Dra. en Psicología, Investigadora CONICET.

ABSTRACT

The aim of this study is to assess the psychometric properties of the Rosenberg self-esteem scale in general and clinical populations of Buenos Aires. The general population sample was composed of 313 adult persons and the clinical sample consisted of 60 patients who were diagnosed with anxiety disorders and/or depression. The Rosenberg self-esteem scale, the Beck scale of depression, the STAI-trait anxiety scale and the emotional intelligence EQ-I scale were used. Results indicated the scale fitted a one-dimensional model in both groups. The internal consistency was adequate ($\alpha = .70$ and $.78$). No significant differences were found in the scores by gender, marital status or educational level. The self-esteem scale showed a good divergent validity with depression and anxiety measures and convergent validity with emotional intelligence subscales.

Key words:

Self-esteem, Assessment, Validation, Adults, Clinical

INTRODUCCIÓN

Autoestima puede ser considerado como uno de los conceptos más antiguos de la psicología científica. El término fue introducido por William James en 1890 (James, 1890) y desde entonces ha sido objeto de numerosas formulaciones teóricas y estudios empíricos. Se la puede definir como una actitud acerca del sí mismo que está relacionada con las creencias personales sobre las propias habilidades, las relaciones sociales y los logros futuros (Hewit, 2002).

Los estudios realizados se han centrado, en general, en sus dos niveles: autoestima alta y autoestima baja; una autoestima alta tiene una función

hedónica o de bienestar general. La alta autoestima es útil en el manejo del estrés y la evitación de la ansiedad, de tal forma que una persona continúe funcionando al enfrentarse a un suceso estresante o trauma (Baumeister, Campbell, Krueger, & Vohs, 2003). Las personas con alta autoestima se sienten bien con respecto a sí mismas, a su vida y a su futuro. También se asocia a un mejor desempeño laboral, resolución de problemas, extraversión, autonomía y autenticidad, varios tipos de fenómenos interpersonales positivos: conducta prosocial, satisfacción en las relaciones y desempeño positivo en grupos (Kernis & Goldman, 2003; Leary & MacDonald, 2003).

La baja autoestima se ha identificado como criterio diagnóstico o como rasgo asociado a 24 trastornos mentales del DSM IV (Mruk, 2006). Algunas de las características asociadas a la baja autoestima son: hipersensibilidad, inestabilidad, timidez, falta de autoconfianza, evitación de riesgos, depresión, pesimismo, soledad o alienación (Rosenberg & Owens, 2001).

Dada la importancia de esta variable, su evaluación ha sido siempre muy relevante. Una de las escalas más utilizadas a nivel internacional para evaluar la autoestima global es la escala de Rosenberg (Rosenberg, 1965). Rosenberg (1965) define a la autoestima como una actitud positiva o negativa hacia un objeto en particular, el sí mismo. Rosenberg entiende a la autoestima como un fenómeno actitudinal creado por fuerzas sociales y culturales. La autoestima se crea en un proceso de comparación que involucra valores y discrepancias. El nivel de autoestima de las personas se relaciona con la percepción del sí mismo en comparación con los valores personales. Estos valores fundamentales han sido desarrollados a través del proceso de socialización. En la medida que la distancia entre el sí mismo ideal y el sí mismo real es pequeña, la autoestima es mayor. Por el contrario, cuanto mayor es la distancia, menor será la autoestima, aun cuando la persona sea vista positivamente por otros.

La escala de Rosenberg consta de 10 ítems, 5 de carácter directo, formu-

lados en forma afirmativa, y 5 de carácter inverso, redactados en forma negativa. La escala fue diseñada para ser una medida unidimensional de autoestima. Numerosos estudios han probado las cualidades psicométricas de la escala (Hagborg, 1993; Pullmann & Allik, 2000; Rosenberg, 1979; Vazquez Morejon, Jimenez Garcia Boveda, & Vazquez Morejon Jimenez, 2004). Los estudios de validación de la escala se han dividido en encontrar un solo factor, como un aspecto global, o dos factores (Marsh, 1995; Tafarodi & Swann, 1995). Estudios cross-culturales y la mayoría de los que han comparado su estructura factorial corroboran la unidimensionalidad de la escala (Gana, Martin, Canouet, Trouillet, & Meloni, 2005; Martin-Albo, Nuñez, Navarro, & Grijalvo, 2007; Pullmann & Allik, 2000; Schmidt & Allik, 2005). Schmitt y Allik (2005) en un estudio que analizó la estructura factorial de la escala en 53 países concluyeron que en todos los casos la escala de Rosenberg respondía a una estructura de un factor global de autoestima (Schmidt & Allik, 2005). Los estudios que sostienen la existencia de dos factores de autoestima afirman que los ítems directos constituirían la faceta de automejoramiento en tanto que los ítems inversos constituirían la faceta de autoderogación (Greenberger, Chen, Dmitrieva, & Farruggia, 2003; Tafarodi & Swann, 1995). En realidad, los dos factores sistemáticamente

hallados involucran enunciaciones positivas y negativas de la autoestima, cada una en un factor aunque relacionados entre sí, lo que es consistente con la postulación de Rosenberg (Marsh, 1996; Rosenberg, 1979).

Un tema adicional lo constituyen las diferencias por género. Algunos estudios han encontrado diferencias significativas entre la autoestima de mujeres y varones. Los hombres presentarían mayores puntuaciones en la escala de Rosenberg que las mujeres. Contrariamente, otros estudios han sostenido que no hallaban tales diferencias en los niveles de autoestima por género, lo que quizás pueda ser explicado por diferencias culturales en las muestras (Leary & MacDonald, 2003; Martín-Albo et al., 2007; Miyamoto et al., 2001; Vallières & Vallerand, 1990).

No se han encontrado estudios sistemáticos que hayan evaluado las propiedades psicométricas de la escala en Argentina. En este trabajo se presenta el estudio de las propiedades psicométricas de la escala de autoestima de Rosenberg en población general y en población clínica de la Ciudad de Buenos Aires.

MÉTODO

Participantes

Muestra de población general.

La muestra de carácter intencional se conformó por 313 personas adultas, 150 hombres y 163 mujeres, mayores

de 18 años, edad media 28.67 (9.71) residentes en la ciudad de Buenos Aires y Conurbano Bonaerense. Un 1% de la muestra tenía estudios primarios, un 83.7% estudios medios y un 15.3% estudios superiores. Con respecto al estado civil, el 63.1% eran solteros, el 31.8% casados, el 3.9% divorciados y el 1.1% viudos.

Muestra de población clínica.

La muestra estuvo conformada por 60 pacientes diagnosticados con trastornos de ansiedad y/o depresión, 12 hombres y 48 mujeres que asistían a tratamiento ambulatorio en tres centros de salud mental de la Ciudad de Buenos Aires. La edad media fue de 34.72 (10.23). El 8.3% de los participantes contaban con un nivel primario de instrucción, el 73.7% con un nivel medio y el 18.4% con un nivel superior. El 45.5% era soltero, el 38.2% casado y el 16.4% divorciado.

INSTRUMENTOS

Escala de autoestima de Rosenberg.

La escala consta de 10 ítems con 4 opciones de respuesta: desde extremadamente de acuerdo (4) a extremadamente en desacuerdo (1). Consta de 5 ítems directos y 5 inversos (Ítems inversos: 3, 5, 8, 9 y 10). (Rosenberg, 1965). La versión en inglés de la escala fue traducida en forma independiente por dos psicólogos e investiga-

dores bilingües y posteriormente contrastada con otras versiones en español a los fines de realizar una adecuada equivalencia lingüística.

Escala de ansiedad STAI-rasgo.

Es un cuestionario de 20 ítems que evalúa síntomas relacionados con ansiedad como rasgo. La versión argentina de la escala demostró tener niveles de confiabilidad interna y test-retest adecuados, y validez convergente, divergente y de constructo (Leibovich de Figueroa, 1991).

Escala de depresión de Beck-II (BDI-II).

Es un instrumento de 21 ítems que evalúa la severidad de la sintomatología depresiva (Beck, Steer, & Brown, 2006). La escala ha sido validada en Argentina, mostrando igual estructura factorial que la versión original, y adecuados niveles de consistencia interna.

Escala de inteligencia emocional - Bar-On (EQ-I).

Es una escala que contiene 133 ítems organizados en 15 subescalas concernientes a habilidades intrapersonales, habilidades interpersonales, adaptabilidad, manejo del estrés y afecto general. Las propiedades psicométricas del instrumento fueron analizadas por BarOn en una validación conjunta del EQ-I realizada en varios países. La

versión en español correspondió a una muestra argentina. La escala mostró tener la misma estructura factorial que la original, adecuados niveles de consistencia interna, diferenciar población general de clínica y buena validez divergente (Bar-On, 1997).

Procedimiento

La participación fue voluntaria. Se informó a los sujetos que se trataba de una investigación y se solicitó el consentimiento informado correspondiente.

En el caso de los participantes de población clínica, se contactó a la sección de Psicopatología de tres centros de salud la Ciudad de Buenos Aires y se solicitó a los clínicos, psicólogos y psiquiatras que seleccionaran a aquellos pacientes que podrían responder a los cuestionarios considerando que el criterio de inclusión era que hubieran recibido un diagnóstico de depresión y/o trastorno por ansiedad. La intención fue de interferir lo menos posible en el tratamiento de los pacientes y que el contacto con los pacientes fuera a través del clínico. La administración de las pruebas en el grupo clínico se realizó en forma individual en presencia de una persona del equipo de investigación. En el caso de los participantes de población general, las administraciones se realizaron en forma individual o en grupos pequeños también en presencia de una persona del equipo de investigación.

Análisis estadístico

En primer lugar se realizó un análisis factorial exploratorio de componentes principales y solución de un factor y dos factores con criterio Kaiser y rotación varimax. Posteriormente se efectuó un análisis factorial confirmatorio. Se consideró como indicadores el cociente de X^2/df ya que muchos autores lo señalan como un índice menos influenciado por el tamaño de muestra. Un valor de X^2/df entre 2 y 3 se considera adecuado aunque cuanto menor sea mejor indicador de ajuste. Los índices de ajustes GFI y CFI con valores superiores a 0.95 se consideran apropiados así como valores del RMSEA inferiores a 0.06 (Hu & Bentler, 1999). Se calculó la consistencia interna de la prueba a través de los coeficientes alfas. Se compararon las medias según género, estado civil y nivel de educación así como la correlación con la edad de los participantes. Para determinar la validez convergente y divergente, se correlacionaron los valores de la escala con las escalas de Beck, Stai-rasgo y EQ-I.

RESULTADOS

Estudio en población general

Estructura factorial

Dado que la técnica fue diseñada con el propósito de ser unidimensio-

nal, se procedió, en primer lugar, a realizar un análisis de componentes principales con solución de 1 factor, conforme al procedimiento seguido por Schmitt y Allik (2005). El coeficiente KMO (Kaiser Meyer Olkin) así como el test de esfericidad de Barlett mostraron adecuados ajustes entre el número de ítems y la cantidad de sujetos de la muestra ($KMO = .73$, Barlett's test $X^2 = 469.01$, $p = .00$). El factor extraído explicaba el 27.76 % de la varianza y contenía los 10 ítems de la escala. Todos los ítems mostraron una carga ≥ 0.30 en el factor. En la Tabla 1 se presenta la carga de cada uno de los ítems en el factor de la escala. La consistencia interna, a través del cálculo del coeficiente alfa de Cronbach resultó adecuada ($\alpha = .70$).

Dada la controversia en la literatura sobre la dimensionalidad de la escala, se realizó un segundo análisis factorial de componentes principales y rotación varimax, pero esta vez con solución de dos factores. El primer factor contenía los ítems inversos 3, 5, 8 y 9 y los ítems directos 7 y 6, explicando el 24.47% de la varianza. El segundo factor incluía los ítems directos 1, 2 y 4 y el inverso 10. Los ítems 6 y 7 cargaban también en este factor pero sus cargas resultaron muy bajas 0.15 y 0.27. El segundo factor explicaba un 16.86% de la varianza. Los resultados del análisis se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1. Análisis factorial exploratorio con solución de un factor y de dos factores de la escala de autoestima de Rosenberg en población general y población clínica

Ítems	Población general			Población clínica		
	Solución 1F	Solución 2F		Solución 1F	Solución 2F	
Ítem 1	.30		.73	.55		.87
Ítem 2	.42		.61	.61		.87
Ítem 3	.63	.66		.56	.77	
Ítem 4	.44		.53	.67		.71
Ítem 5	.44	.58		.49		.57
Ítem 6	.71	.72	(.15)	.73	(.49)	.54
Ítem 7	.74	.69	(.27)	.76	.64	(.43)
Ítem 8	.53	.57		.30	.63	
Ítem 9	.54	.49		.71	.75	
Ítem 10	.32		.54	.32	.35	
Varianza Explicada	27.75	24.57	16.86	35.22	27.51	26.56
Total Varianza	27.75	41.33		35.22	54.08	

Si bien esta solución, al incluir un segundo factor, daba cuenta de un mayor porcentaje de varianza (41.33%), la distribución de los ítems en cada factor mostró ser poco clara, particularmente en los ítems 6 y 7, y sin distribuirse las puntuaciones en directas e inversas. La solución de 1 factor resultaba más adecuada ya que no sólo respondía a los postulados de

la prueba sino que todos los ítems cargaban adecuadamente en el factor.

Para corroborar la unidimensionalidad de la escala, se realizó un análisis factorial confirmatorio utilizando el programa Amos 5. El análisis mostró un ajuste adecuado al modelo propuesto de 1 factor ($X^2 = 33.72$, $gl = 16$, $X^2/gl = 2.10$, $GFI = .98$, $CFI = .96$, $RMSEA = 0.06$).

Puntuaciones medias y variables demográficas

La puntuación media de la escala fue de 34.91 (3.70). A los fines de comprobar si existía una tendencia a la aquiescencia en las respuestas, se calcularon la diferencia entre las puntuaciones medias de los ítems positivos y negativos. Los ítems

positivos presentaron una puntuación media de 17.70 (1.95) en tanto que los ítems negativos de 17.21 (2.38). Las puntuaciones fueron muy similares, con una diferencia de 0.49, lo que indicaría que no hay una distorsión en las respuestas. Se calcularon también los principales puntos percentilares de la escala que se presentan en la Tabla 2.

Tabla 2. Distribución percentilar de las puntuaciones de la escala de autoestima de Rosenberg en población general y clínica

Percentil	Grupo P. General	Grupo clínico
95	40	38
90	39	37
75	38	35
50	36	30
25	33	26
10	30	21
5	28	19

Para evaluar si existían diferencias entre las puntuaciones de hombres y mujeres se realizó una prueba t de comparación de medias. Los resultados indicaron que no había diferencias significativas en la escala de Rosenberg según género ($t = .16$, $gl = 311$, $p = .87$).

Por otro lado, se utilizó la prueba Anova para evaluar diferencias en las puntuaciones de la escala con respecto al estado civil ($F = .89$, $p = .44$) y al

nivel de educación ($F = .58$, $p = .45$). No se hallaron diferencias significativas en las puntuaciones de la escala de autoestima en las dos variables demográficas.

Para analizar si la edad de los participantes se relacionaba con las puntuaciones de la escala se realizó una correlación de Pearson resultando no significativa la asociación entre edad y nivel de autoestima ($r = .07$, $p = .19$).

Validez convergente y divergente

A los fines de evaluar la validez convergente, se realizó una correla-

ción entre la escala de autoestima y las subescalas del inventario de inteligencia emocional EQ-I. Los resultados se presentan en la Tabla 3.

Tabla 3. Correlaciones de Pearson de la escala de autoestima de Rosenberg con las escalas Beck, Stai-rasgo y subescalas del EQ-I

Variable	Grupo P. General	Grupo clínico
Beck	-.55**	-.64**
Stai-rasgo	-.61**	-.63**
Comprensión de si mismo	.28**	.48**
Asertividad	.40**	.61**
Autoconcepto	.66**	.74**
Autorrealización	.53**	.62**
Independencia	.36**	.47**
Empatía	.14	.33**
Relaciones Interpersonales	.33**	.51**
Responsabilidad Social	.15*	.22
Solución de problemas	.30**	.57**
Prueba de Realidad	.42**	.49**
Flexibilidad	.14	.29*
Tolerancia al Estrés	.41**	.39**
Control de Impulsos	.16*	.18
Felicidad	.53**	.54**
Optimismo	.55**	.53**
Componente Intrapersonal	.63**	.72**
Componente Interpersonal	.28**	.45**
Componente de Adaptabilidad	.39**	.58**
Componente de Manejo de estrés	.32**	.34**
Componente de Estado Animo General	.59**	.58**
Cociente Emocional General	.61**	.68**

* >.05; ** >.01

Se comprobó que prácticamente todas las subescalas del EQ-I correlacionaban significativamente con la escala de autoestima. Las únicas excepciones fueron la subescala de Empatía y de Flexibilidad. Se consideró en particular la correlación con la escala de Autoconcepto, por ser la más similar al constructo estudiado. En este caso, la correlación fue alta ($r = .66$, $p = .00$). Otras subescalas con alta correlación fueron: Autonomía ($r = .66$, $p = .00$), Felicidad ($r = .66$, $p = .00$) y Optimismo ($r = .66$, $p = .00$). Con respecto a los componentes de la inteligencia emocional, la mayor correlación se dio con el Componente Intrapersonal ($r = .66$, $p = .00$) y con el Componente del Estado de Animo ($r = .66$, $p = .00$). En todos los casos las correlaciones fueron positivas, lo que soporta la validez convergente de la escala.

Con el objetivo de evaluar la validez divergente de la escala, se realizó una correlación de Pearson entre la escala de autoestima y las escalas de depresión de Beck y la de ansiedad-rasgo STAI. Tanto la escala Beck ($r = -.55$, $p = .00$) como para la escala Stai-rasgo ($r = -.61$, $p = .00$) mostraron una correlación negativa significativa con la escala de Rosenberg. Los resultados se presentan en la Tabla 3.

Para verificar si se presentaban puntajes diferenciales en los distintos niveles de depresión, se categorizó la puntuación de la escala Beck en: mínimo, leve, moderado y severo,

conforme a los puntajes de corte establecidos para la escala. El análisis Anova one-way mostró que existían diferencias significativas entre las distintas categorías de depresión ($F = 27.53$ $gl = 3$, $p = .00$) siendo las puntuaciones de la escala de autoestima inferiores a medida que las categorías de depresión se hacían más severas (mínimo = 35.58, d.s. 3.19 a severo = 28.71, d.s. 5.58).

Un procedimiento similar se realizó con la escala Stai-rasgo. En este caso, se clasificó como nivel bajo de ansiedad a las puntuaciones inferiores al percentil 30, nivel medio de los percentiles 30 a 70 y superior a las puntuaciones superiores al percentil 70. El análisis de varianza indicó que había diferencias significativas en las puntuaciones de la escala de autoestima entre los tres niveles de ansiedad ($F = 32.31$, $gl = 2$, $p = .00$). En los niveles de ansiedad más altos, las puntuaciones de la escala de autoestima resultaron menores (bajo = 39.16, d.s. 1.32, alto = 32.86 d.s. 3.37).

Estudio en población clínica

Estructura factorial

Se realizó el mismo procedimiento de análisis factorial exploratorio utilizado con la muestra de población general. Se procedió a efectuar un análisis factorial por componentes principales con solución de 1 factor. El análisis señaló que todos los ítems

cargaban adecuadamente en el factor (KMO = .79, Barlett's test $X^2 = 167.95$, $p = .00$) y que en conjunto explicaban el 35.22% de la varianza. Todos los ítems tuvieron cargas $\geq .30$ en el factor. Asimismo, la consistencia de la escala resultó adecuada ($\alpha = .78$). La carga de cada ítem en el factor se presenta en la Tabla 1.

Se procedió luego al análisis factorial con solución de dos factores. El primer factor incluyó a los ítems inversos 3, 5, 8, 9 y 10 y a los directos 6 y 7 y explicaba un 27.51% de la varianza. El segundo factor, que daba cuenta de un 26.56% de la varianza, incluía a los ítems directos 1, 2, 4, 6 y 7. El ítem 6 si bien tenía mayor carga en el segundo factor (0.54) también cargaba casi idénticamente en el primer factor (0.49). El ítem 7 presentó una mayor carga en el primer factor (0.64), y en menor medida, aunque sustancialmente, en el segundo (0.43). La solución de dos factores, si bien aumentaba el porcentaje de varianza explicada, no respondía a la división de ítems esperada (directos e inversos) y contenía dos ítems, 6 y 7, que no cargan diferencialmente en uno de los dos factores. Por lo tanto, la solución de un factor parecería ser más apropiada y conforme a lo postulado para la prueba.

Se realizó entonces un análisis factorial confirmatorio con un modelo de un factor. El análisis mostró un ajuste excelente al modelo propuesto ($X^2 = 13.09$, $gl = 16$, $X^2/gl = 0.82$, $GFI = 1.00$, $CFI = 1.00$, $RMSEA = 0.00$).

Puntuaciones medias y variables demográficas

La puntuación media de la escala para esta población fue de 29.56 (5.78). Las puntuaciones en este grupo fueron significativamente inferiores a las del grupo de población general ($t = 6.73$, $gl = 368$, $p = .00$). Los ítems positivos presentaron una media de 15.45 (3.38) y los negativos de 14.05 (3.50). La diferencia entre ambos fue de 1.40, lo que está dentro de lo esperable en la escala (diferencia media = 1.7) según estudios cross-culturales. La distribución percentilar de las puntuaciones de la escala se presenta en la Tabla 3.

La prueba t de comparación de medias indicó que no había diferencias en las puntuaciones de la escala de autoestima entre hombres y mujeres ($t = 1.14$, $gl = 55$, $p = .26$). Tampoco se encontraron diferencias en las puntuaciones medias de la escala según el nivel de educación ($F = .53$, $p = .59$) ni el estado civil ($F = .75$, $p = .52$). La escala no presentó una correlación significativa con la edad de los pacientes ($r = 1.02$, $p = .87$).

Validez convergente y divergente

Se realizó una correlación de Pearson entre la escala de Rosenberg y el inventario EQ-I. Con la excepción de la subescala Responsabilidad Social y de Control de Impulsos, todas las subescalas del EQ-I correlacionaron en forma

significativa con la escala de autoestima. Las correlaciones fueron, en todos los casos, positivas. La correlación con la subescala de Autoconcepto fue la más alta ($r = .74$, $p = .00$). Otras correlaciones altas se encontraron con las subescalas Asertividad ($r = .61$, $p = .00$), Autonomía ($r = .62$, $p = .00$), Solución de Problemas ($r = .57$, $p = .00$), Felicidad ($r = .54$, $p = .00$) y Optimismo ($r = .53$, $p = .00$); así como con el los componentes Intrapersonal ($r = .72$, $p = .00$), Manejo del Estado de Animo ($r = .58$, $p = .00$) y Adaptabilidad ($r = .58$, $p = .00$). Los resultados se presentan en la Tabla 2.

El análisis de correlación de Pearson indicó una correlación significativa inversa con la escala Beck ($r = -.64$, $p = .00$) y con la escala Stai-rasgo ($r = -.63$, $p = .00$). Las correlaciones se presentan en la Tabla 3.

El análisis de varianza según las categorías de la escala Beck indicaron diferencias significativas entre los niveles ($F = 9.64$, $gl = 3$, $p = .00$) siendo más bajas las puntuaciones en los niveles más altos de depresión (mínimo = 33.04, d.s. 4.17 a severo = 23.57, d.s. 3.64).

Las puntuaciones de la escala de autoestima también resultaron significativamente diferentes en las tres categorías del Stai-rasgo ($F = 10.28$, $gl = 2$, $p = .00$). Los pacientes con niveles altos de ansiedad presentaron puntuaciones más bajas de autoestima (bajo = 35.00, d.s. 7.07, alto = 30.42 d.s. 5.38).

DISCUSIÓN

En este estudio se evaluaron las propiedades psicométricas de la escala de autoestima de Rosenberg en dos poblaciones: general y clínica. Los resultados han dado cuenta de propiedades similares del instrumento en los dos grupos estudiados. Sin embargo debe destacarse que se encontraron mejores propiedades en el grupo de población clínica posiblemente por ser un grupo más uniforme, sin patologías graves (ej. esquizofrenia) y que se hallaba en tratamiento por depresión y/o ansiedad.

La escala ha demostrado ajustarse a un modelo unidimensional, es decir, como autoestima global, tanto en población general como clínica. Esto es acorde a lo propuesto por Rosenberg y conforme a una amplia cantidad de estudios internacionales que corroboraron la estructural factorial unidimensional (Martin-Albo et al., 2007; Miyamoto et al., 2001; Rosenberg, 1979; Schmidt & Allik, 2005). El factor encontrado incluyó a todos los ítems a de la escala con cargas $\geq .30$. El análisis factorial confirmatorio mostró un buen ajuste de los ítems al modelo unidimensional en ambas muestras.

Cuando se exploró una solución de dos factores se encontró que la distribución de los ítems no respondía a ítems directos e inversos en cada factor. Por ejemplo, el ítem inverso 10 cargaba en el grupo de ítems positivos

en la muestra de población general pero en el de inversos en el grupo clínico, en tanto que los ítems directos 6 y 7 cargaron en el grupo de los ítems inversos en el grupo de población general y en ambos grupos en el grupo de población clínica, es decir, sin demostrar una clara discriminación por factor.

Los niveles de consistencia interna, coeficientes alfas 0.70 y 0.78, son adecuados y conforme a los estudios de Schmitt y Allik (alfas entre 0.58 y 0.90) (Schmidt & Allik, 2005).

No se encontró una tendencia a la aquiescencia en las respuestas dadas por ninguno de los dos grupos estudiados. Las diferencias en las respuestas a formulaciones directas e indirectas resultaron mínimas en el caso del grupo de población general (0.49) y dentro de lo esperado en población clínica (1.40). Schmitt y Allik reportaron una diferencia media de 1.7 entre ítems directos e indirectos.

La escala mostró una adecuada validez convergente con medida de autoconcepto y subescalas de inteligencia emocional, particularmente con los componentes intrapersonales y del estado de ánimo. Este último componente se relaciona con las subescalas de Felicidad y Optimismo, asociaciones mencionadas en estudios previos sobre autoestima (Baumeister et al., 2003; Leary & MacDonald, 2003). Por otro lado se evidenció una buena validez divergente con medidas de depresión y ansiedad. Se encontró

que coincidentemente con otros estudios las puntuaciones de autoestima aumentaban a medida que los niveles de depresión y ansiedad disminuían (Rosenberg & Owens, 2001).

No se hallaron diferencias significativas en los niveles de autoestima entre hombres y mujeres, tanto en población general como en población clínica, por lo que no se justificaría la utilización de normas diferentes por género. Tampoco se halló que las puntuaciones se vieran afectadas por la edad, estado civil o nivel de educación de los participantes.

El estudio encontró también que las puntuaciones medias de la escala eran significativamente más elevadas en población general que en población clínica lo que daría cuenta de la necesidad de contar con dos baremos según el grupo con el que se trabaje.

Un punto a destacar que hace a la limitación de este instrumento es la baja proporción de varianza explicada por la técnica, 27.75% en población general y 35.22% en población clínica. Schmitt y Allik (2005) reportaron un porcentaje de varianza que oscilaba entre 24.6 % a un 54.4% según el país en su estudio en 53 países. Si bien los resultados se hallan dentro de lo esperable para la técnica, esto lleva a cuestionar la validez de esta medida en tanto una proporción significativa de la varianza no es explicada por el factor extraído, más aún si se considera que los datos de la muestra de Estados Unidos explica sólo un 42%

de la varianza, porcentaje lejano a los criterios psicométricos deseables.

Parte de esta dificultad podría relacionarse con la evaluación unidimensional de la autoestima. Un tema aún en debate en torno a su evaluación es la unidimensionalidad o dimensionalidad del constructo. La mayoría de las medidas contemporáneas de autoestima incluyen diversas dimensiones tales como habilidades académicas, laborales, desempeño social, autoestima física, etc. Para estas medidas, la autoestima global puede ser considerada como una sumatoria de los distintos aspectos evaluados (Heatherton & Wyland, 2003). Los estudios realizados con instrumentos dimensionales de la autoestima, reportan un porcentaje total de varianza explicada que supera ampliamente el 50% y se ajusta más a las concepciones contemporáneas del concepto como son las escalas de Harter o la de Epstein

(Mruk, 2006). Sin embargo, la evaluación unidimensional se sigue utilizando, aunque se limita, en general, a la escala de Rosenberg, que por su brevedad, es sumamente útil particularmente para investigación.

Más allá de las limitaciones en la medición unidimensional de la autoestima, la escala de Rosenberg validada en este estudio ha demostrado tener las propiedades psicométricas acordes a la escala original y puede ser utilizada en estudios en población general y en población clínica de la ciudad de Buenos Aires.

Futuras investigaciones sobre esta escala deberán evaluar la estabilidad en el tiempo de las puntuaciones a través de la confiabilidad test-rest y su posible modificación a través de un tratamiento clínico. Asimismo, sería recomendable evaluar las propiedades psicométricas de la escala en adolescentes y otros grupos clínicos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bar-On, R. (1997). *Bar-On emotional quotient inventory: technical manual*. Toronto: Canada: Multi Health Systems.
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles? *Psychological Science in the Public Interest*, 4, 1-44.
- Beck, A., Steer, R., & Brown, G. (2006). *Inventario de Depresión de Beck - Segunda Edición (BDI-II)*. Buenos Aires: Paidós.
- Gana, K., Martín, B., Canouet, M. D., Trouillet, R., & Meloni, F. (2005). Factorial structure of a French version of the Penn State Worry Questionnaire. *International Journal of Testing*, 5, 169-176.

- 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.
- Hagborg, W. J. (1993). The Rosenberg Self-Esteem Scale and Harter's Self-Perception Profile for Adolescents: A concurrent validity study. *Psychology in the Schools*, 30, 132-136.
- Heatherton, T. F., & Wyland, C. L. (2003). Assessing self-esteem. En S. J. Lopez & C. R. Snyder (Eds.), *Positive Psychological Assessment: A Handbook of Models and Measures* (pp. 219-233). Washington, DC: American Psychological Association.
- Hewitt, 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.
- 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, 1-55.
- James, W. (1890). *Principles of psychology, Volume 1*. New York: Henry Holt.
- Kernis, M. H., & Goldman, B. M. (2003). Stability and variability in self-concept and self-esteem. En M. R. Leary & J. P. Tangney (Eds.), *Handbook of self and identity* (pp. 106-127). New York, NY: Guilford Press.
- Leary, M. R., & MacDonald, G. (2003). Individual differences in self-esteem: A review and theoretical integration. En M. R. Leary & J. P. Tangney (Eds.), *Handbook of self and identity* (pp. 401-418). New York, NY: Guilford Press.
- Leibovich de Figueroa, N. (1991). Ansiedad. Algunas concepciones teóricas y su evaluación. En M. M. Casullo, N. Leibovich de Figueroa & M. Aszkenazyi (Eds.), *Teoría y Técnicas de Evaluación Psicológica* (pp. 123-155). Buenos Aires: Psicoteca.
- Marsh, H. W. (1995). A Jamesian model of self-investment and self-esteem: Comment on Pelham. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 1151-1160.
- Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifactors? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 810-819.
- Martin-Albo, J., Nuñez, J., Navarro, J., & Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg self-esteem scale: translation and validation in university students. *The Spanish Journal of Psychology*, 10(2), 458-467.
- Miyamoto, R. H., Hishinuma, E. S., Nishimura, S. T., Nahulu, L. B., Andrade, N. N., Johnson, R. C., et al. (2001). Equivalencies regarding the measure-

- ment and constructs of self-esteem and major life events in Asian/Pacific Islander sample. *Cultural diversity & ethnic minority psychology*, 7(2), 153-163.
- Mruk, C. J. (2006). *Self-Esteem research, theory, and practice: Toward a positive psychology of self-esteem* (3rd ed.). New York: Springer Publishing Company.
- Pullmann, H., & Allik, J. (2000). The Rosenberg Self-Esteem Scale: Its dimensionality, stability and personality correlates in Estonian. *Personality and Individual Differences*, 28, 701-715.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. New York: Basic Books.
- Rosenberg, M., & Owens, T. J. (2001). Low self-esteem people: A collective portrait. En T. J. Owens, S. Stryker & N. Goodman (Eds.), *Extending self-esteem theory and research: Sociological and psychological currents* (pp. 400-436). New York, NY: Cambridge University Press.
- Schmidt, D., & 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(4), 623-642.
- Tafarodi, R. W., & Swann, W. B., Jr. (1995). Self-liking and self-competence as dimensions of global self-esteem: Initial validation of a measure. *Journal of Personality Assessment*, 65(2), 322-342.
- Vallieres, E. F., & Vallerand, R. J. (1990). French-Canadian translation and validation of Rosenberg's Self-Esteem Scale. *Journal of Psychology*, 25(305-316).
- Vazquez Morejon, A. J., Jimenez Garcia Boveda, R., & Vazquez Morejon Jimenez, R. (2004). Escala de autoestima de Rosenberg: Fiabilidad y validez en poblacion clinica espanola. *Apuntes de Psicología*, 22, 247-255.