

Propiedades psicométricas de la Escala de Autoestima de Rosenberg en estudiantes universitarios hondureños: fiabilidad, validez, estructura factorial e invariancia de medición

Sergio Hidalgo-Fuentes

Universidad de Valencia 

Isabel Martínez-Álvarez

Universidad a Distancia de Madrid 

Fátima Llamas-Salguero

Universidad de Extremadura 

Iris Suyapa Pineda-Zelaya

Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán (Honduras) 

<https://dx.doi.org/10.5209/rced.103128>

Recibido: Septiembre 2025 • Evaluado: Octubre 2025 • Aceptado: Noviembre 2025

Resumen: Introducción: La autoestima, definida como la evaluación general del propio valor personal, es fundamental para comprender el bienestar de las personas. La Escala de Autoestima de Rosenberg (RSES) es uno de los instrumentos más utilizados para medir este constructo, pero sus propiedades psicométricas no habían sido evaluadas en población hondureña. Método: En este estudio transversal, se administró la RSES a 791 estudiantes universitarios. Para estimar la validez de constructo, se realizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, y se evaluó la consistencia interna mediante el alfa de Cronbach y el coeficiente omega. La validez convergente interna y discriminante se analizó con la varianza media extraída y la razón heterotrait-monotrait, indicador de validez discriminante utilizado en el modelamiento de ecuaciones estructurales. La validez convergente externa y divergente se evaluó mediante correlaciones con medidas de malestar emocional y resiliencia. Se examinó también la invarianza de la medida entre hombres y mujeres. Resultados: El análisis factorial exploratorio extrajo dos factores que explicaron el 70% de la varianza total, estructura respaldada por el análisis factorial confirmatorio con excelentes índices de ajuste (CFI = 0.979, TLI = 0.973, RMSEA = 0.058 (IC 90% = 0.042-0.075) y SRMR = 0.031). Se observó validez convergente interna y discriminante, y la medición mostró invarianza en todos los niveles. Los resultados mostraron correlaciones positivas significativas con la Brief Resilience Scale y negativas con las subescalas de depresión, ansiedad y estrés del DASS-21. La consistencia interna fue elevada ($\alpha = .87$, $\omega = .92$). Discusión: Los resultados respaldan la fiabilidad y validez de la RSES en el contexto hondureño, apoyando su uso para medir la autoestima en la población universitaria de Honduras.

Palabras clave: autoestima; validez; fiabilidad; enseñanza superior.

EN Psychometric properties of the Rosenberg Self-Esteem Scale among Honduran college students: reliability, validity, factor structure, and measurement invariance

Abstract: Introduction: Self-esteem, defined as the general evaluation of one's personal worth, is fundamental to understanding individual well-being. The Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES) is one of the most widely used instruments to measure this construct, but its psychometric properties have not been previously assessed in the Honduran population. Method: In this cross-sectional study, the RSES was administered to 791 university students. To estimate construct validity, exploratory and confirmatory factor analyses were conducted, and internal consistency was assessed using Cronbach's alpha and the omega coefficient. Convergent internal and discriminant validity were analyzed using the average variance extracted and the heterotrait-monotrait ratio. Convergent external and divergent validity were evaluated through correlations with emotional distress and resilience measures. Measurement invariance between men and women was also examined. Results: The exploratory factor analysis extracted two factors that explained 70% of the total variance, a structure supported by the confirmatory factor analysis with excellent fit indices (CFI = 0.979, TLI

= 0.973, RMSEA = 0.058 (CI 90% = 0.042–0.075) and SRMR = 0.031). Convergent internal and discriminant validity were demonstrated, and measurement invariance was confirmed at all levels. The results showed significant positive correlations with the Brief Resilience Scale and negative correlations with the depression, anxiety, and stress subscales of the DASS-21. High internal consistency was observed ($\alpha = .87$, $\omega = .92$). Discussion: The results demonstrate the reliability and validity of the RSES in the Honduran context, affirming its suitability for assessing self-esteem in the university population of Honduras.

Keywords: self-esteem; validity; reliability; higher education.

Sumario: 1. Introducción 2. Método 2.1. Participantes y procedimiento 2.2. Instrumentos 2.3 Análisis de datos 3. Resultados 3.1. Estadísticos descriptivos 3.2. Análisis factorial confirmatorio 3.3. Validez convergente interna y discriminante 3.4. Validez convergente externa y divergente 3.5. Invarianza de medición 3.6. Consistencia interna 4. Discusión 5. Referencias

Cómo citar: Hidalgo-Fuentes, S., Martínez-Álvarez, I., Llamas-Salguero, F., & Pineda-Zelaya, I. S. (2026). Propiedades psicométricas de la Escala de Autoestima de Rosenberg en estudiantes universitarios hondureños. *Revista Complutense de Educación*, 37(4). <https://dx.doi.org/10.5209/rced.103128>

1. Introducción

Actualmente, la autoestima es un constructo que, a pesar de haber sido ampliamente estudiado, continúa siendo objeto de análisis en el ámbito de la psicología debido a su gran influencia en el bienestar y la satisfacción vital (Muris & Otgaar, 2023). La autoestima se define como una evaluación global que el individuo realiza sobre su propio valor personal, integrando tanto aspectos positivos como negativos (Rosenberg, 1965). Este constructo no solo refleja cómo la persona se percibe a sí misma, sino que también cumple funciones motivacionales, protege frente a amenazas existenciales y actúa como un sistema de seguimiento del valor social percibido por los demás (Muris & Otgaar, 2023). Una autoestima elevada puede actuar como un factor protector frente a los desafíos, favoreciendo la salud mental y emocional, y, en consecuencia, promoviendo un estado general de bienestar (Garro-Aburto et al., 2024; Rodríguez-Solana et al., 2023). Por el contrario, un bajo nivel de autoestima representa un riesgo ante las demandas académicas y personales a las que se enfrentan los estudiantes. De ahí la necesidad de fomentar niveles adecuados de autoestima a nivel social, siendo esta tarea aún más prioritaria en la población estudiantil (Muñoz-Albarracín et al., 2023; Van et al., 2023). En el ámbito educativo, se ha visto su repercusión a la hora de enfrentarse a situaciones académicas que demandan un nivel alto de exigencia. Los estudiantes, sobre todo aquellos que se encuentran en los niveles superiores, se ven obligados a afrontar multitud de desafíos cuya exigencia puede afectar a su bienestar, tanto académico como personal y afectivo (Jones et al., 2020). A la hora de afrontar estas situaciones, su autoestima juega un papel protagonista que puede ayudar o dificultar el proceso mediando entre sus pensamientos internos y el control emocional (Awad et al., 2022). Niveles elevados de autoestima se asocian con un menor abandono escolar, mayor bienestar subjetivo y un mejor desempeño, tanto académico como laboral (Abella et al., 2022; De Besa-Gutiérrez et al., 2019; González-Vázquez, 2019). La evidencia sugiere que la autoestima tiene un papel central en el equilibrio emocional de los estudiantes, mostrando correlaciones significativas con la resiliencia y la satisfacción con la vida (Liao et al., 2025; Usán et al., 2022). En el lado opuesto, una baja autoestima puede acarrear problemas significativos en el ámbito educativo, como la procrastinación en los estudios (Hidalgo-Fuentes et al., 2022), la deshonestidad académica (Bakar-Corez & Kocaman-Karoglu, 2024), una escasa implicación en el aprendizaje (Acosta-Gonzaga, 2023) y el abandono de los estudios (Dancot et al., 2021). Además, la autoestima juega un papel crucial en la salud mental de los estudiantes universitarios, ya que niveles bajos se asocian con un mayor riesgo de depresión, ansiedad y dificultades para afrontar el estrés académico (Li et al., 2022; Liu et al., 2024). La investigación en el campo de la autoestima dentro del ámbito universitario se ha llevado a cabo desde diferentes perspectivas, encontrando resultados relevantes en relación, por ejemplo, al carácter preventivo de la autoestima en la satisfacción vital (Garnique-Hinostroza et al., 2024) o su influencia en las expectativas del estudiantado (Mamani-Benito et al., 2023). La autoestima está estrechamente vinculada con la salud mental y, de acuerdo con Molina (2024), puede actuar como un reflejo de la calidad de vida de las personas. Esta situación deja de manifiesto la necesidad de evaluar esta variable en los estudiantes para poder ayudarles a mejorar, no solo en su trayectoria académica, sino también su satisfacción personal. Solo siendo capaces de evaluar la autoestima de manera precisa y fiable, estaremos en condiciones de diseñar intervenciones eficaces que promuevan un desarrollo integral del constructo y ayuden a los estudiantes a obtener un mayor nivel de bienestar (Garro-Aburto et al., 2024).

Por todo ello, evaluar la autoestima en el ámbito educativo resulta de gran interés y utilidad para poder intervenir de manera eficaz y adaptada a la hora de promover el bienestar de los estudiantes. Una de las herramientas más frecuentemente usada para este fin es la Escala de Autoestima de Rosenberg (RSES; Rosenberg, 1965). Aunque originalmente la RSES fue desarrollada como una escala unidimensional para evaluar sentimientos positivos y negativos hacia uno mismo, su estructura factorial ha sido objeto de algunas controversias. La inclusión de cinco ítems formulados de manera positiva y cinco de manera negativa tiene como objetivo prevenir posibles sesgos de respuesta, como la tendencia de un individuo a estar de acuerdo con las afirmaciones sin considerar su contenido. Sin embargo, este enfoque ha generado debate sobre si la RSES mide un único factor o si la escala refleja múltiples factores, debido a la distinción entre los ítems de valor positivo y negativo. Actualmente, existe una gran cantidad de estudios que examinan diferentes estructuras factoriales

para la RSES. Los modelos más comúnmente hallados incluyen un modelo unidimensional (Gómez-Lugo et al., 2016; Solera et al., 2024; Vasconcelos-Raposo et al., 2012), un modelo bidimensional que refleja dos factores de la autoestima, normalmente autoestima positiva y negativa (Huang & Dong, 2012; Supple et al., 2013; Ventura-León et al., 2018), un modelo bifactorial, que implica un factor general de autoestima y dos factores específicos relacionados con los aspectos positivos y negativos (Gnambs et al., 2018; Hyland et al., 2014), así como modelos que reflejan factores de método, es decir, factores adicionales derivados del modo de redacción de los ítems, en particular de la combinación de ítems formulados en sentido positivo y negativo (Aluja et al., 2007; Martín-Albo et al., 2007; Supple & Plunkett, 2011). La disparidad observada en relación con la dimensionalidad de la escala podría atribuirse, al menos en parte, a las características específicas de las muestras y contextos estudiados (Cong et al., 2023; Hubley et al., 2024), así como a las diferencias culturales identificadas entre sociedades individualistas y colectivistas (Putnick & Bornstein, 2016; Gnambs et al., 2018; Albarracín et al., 2024). Así, se han encontrado diferencias entre países con una cultura más individualista, donde la estructura unifactorial puede encajar mejor que en países con una visión más colectiva, en la que los resultados derivados de ese modelo reflejan mayores inconsistencias (Gnambs et al., 2018). Estas variaciones ponen de manifiesto la importancia de analizar la validez estructural de la RSES en contextos culturales diversos, con el fin de garantizar una evaluación precisa y contextualizada de la autoestima.

Otra cuestión de relevancia en relación a la evaluación de la autoestima es el estudio de las diferencias entre sexos. En este sentido, la evidencia empírica pone de relieve que los hombres suelen presentar mayores niveles de autoestima que las mujeres (Bleidorn et al., 2016). Pese a la relevancia de esta cuestión, la mayor parte de los estudios en relación a las diferencias de sexo, se han llevado a cabo en países occidentales desarrollados, lo que limita la extracción de conclusiones y teorías confirmadas.

2. Método

2.1. Participantes y procedimiento

La muestra de este estudio incluyó a 791 estudiantes, de los cuales 611 eran mujeres (77.2 %) y 180 eran hombres (22.8 %), de la Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán de Honduras, con edades que variaron entre los 17 y los 61 años ($M = 26.29$, $SD = 8.02$). De acuerdo con la recomendación de Lloret-Segura et al. (2014), quienes sugieren emplear muestras distintas para los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios con el fin de evitar conclusiones sesgadas, la muestra total se dividió aleatoriamente en dos subgrupos, cada uno con el 50% de los participantes. Dado que la RSES está compuesta por diez ítems, el primer subgrupo, destinado al análisis factorial exploratorio y conformado por 401 estudiantes, cumplió con el criterio mínimo de entre cinco y diez participantes por ítem (Comrey & Lee, 1992), ya que para 10 ítems se requerían entre 50 y 100 participantes. Por su parte, el segundo subgrupo, utilizado para el análisis factorial confirmatorio, incluyó a 390 estudiantes, superando el umbral mínimo de 200 participantes recomendado para este tipo de análisis (Kline, 2023).

Se revisó la redacción de la validación al español de la RSES para evaluar su claridad y determinar si requería adaptaciones específicas al contexto lingüístico o cultural de Honduras. Posteriormente, se diseñó una encuesta en línea mediante Google Forms para recolectar los datos necesarios para el estudio. Esta encuesta fue distribuida entre estudiantes de clases generales o materias comunes a los distintos programas de grado de la Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán durante su horario lectivo. En la página inicial del cuestionario, se proporcionó información detallada sobre los objetivos del estudio, enfatizando su carácter anónimo y voluntario. Además, los participantes debían otorgar su consentimiento informado a través de un ítem específico antes de proceder a responder las preguntas. Los estudiantes no percibieron ningún tipo de incentivo por su participación. El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Investigación de la Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán bajo el número de referencia 2023-003.

2.2. Instrumentos

Escala de Autoestima de Rosenberg (RSES; Rosenberg, 1965). La prueba consta de diez ítems sobre los sentimientos positivos y negativos hacia uno mismo. Todos los ítems se responden utilizando un formato de escala Likert de cuatro puntos, que va desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta 4 (*Totalmente de acuerdo*), por lo que el rango de puntuaciones es de 10 a 40, donde las puntuaciones más altas indican un mayor nivel de autoestima. Aunque la RSES incluye originalmente cinco ítems positivos y cinco negativos, en la versión validada en español por Gómez-Lugo et al. (2016) uno de los ítems negativos fue adaptado con una redacción positiva. En concreto, el ítem 5 ("I feel I do not have much to be proud of") se reescribió como "Siento que tengo mucho de qué sentirme orgulloso".

Brief Resilience Scale (Smith et al., 2008). Esta prueba examina la resiliencia a través de seis ítems que se responden en una escala Likert de 5 puntos, desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta 5 (*Totalmente de acuerdo*). Las puntuaciones más altas reflejan un mayor nivel de resiliencia. En este estudio se utilizó la versión en español adaptada por Rodríguez-Rey et al. (2016). La fiabilidad para la presente investigación fue de $\omega = .65$.

Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés-21 ítems (Lovibond & Lovibond, 1995). Esta herramienta evalúa depresión, ansiedad y estrés en tres subescalas de siete ítems cada una. Los participantes respondieron en una escala Likert de 4 puntos, que va desde 1 (*No se aplica en absoluto a mí*) hasta 4 (*Se aplica mucho o la mayor parte del tiempo*), en relación con su estado emocional durante la última semana. Las puntuaciones más altas indican mayor presencia de síntomas emocionales negativos. Para este estudio se utilizó la adaptación al español de Daza et al. (2002). La fiabilidad obtenida fue de $\omega = .91$ para la subescala de depresión, $\omega = .89$ para la de ansiedad y $\omega = .90$ para la de estrés.

2.3. Análisis de datos

En primer lugar, se evaluó la normalidad univariada de los ítems de la RSES mediante el análisis de asimetría y curtosis. Una distribución puede considerarse normal si dichos valores se encuentran dentro del rango de ± 2 (Gravetter & Wallnau, 2014). Por otra parte, la normalidad multivariante se examinó utilizando el test de Mardia (1970).

La validez de constructo se evaluó mediante el uso de análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio. Antes de realizar el análisis factorial exploratorio, se evaluó la adecuación de los datos mediante la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Un resultado significativo en la prueba de Bartlett, junto con un valor de KMO entre .60 y 1, indica que los datos son adecuados para llevar a cabo un análisis factorial exploratorio (Tabachnick & Fidell, 2014). Dado que los datos eran de tipo ordinal y no cumplían con el supuesto de normalidad multivariante, se empleó el método de extracción de mínimos cuadrados generalizados con rotación promax (Yuan et al., 2017). Se consideraron cargas factoriales superiores a .40 como criterio para pertenecer a un factor (Hair et al., 2010). Para determinar el número de factores a retener, se aplicaron dos métodos complementarios: el criterio de Kaiser, que selecciona factores con autovalores mayores a 1; y el análisis paralelo de Horn (1965). La inclusión del análisis paralelo para determinar el número de factores a retener tuvo como objetivo compensar la debilidad del criterio de Kaiser, que puede sobrestimar o subestimar el número de factores a retener. En contraste, el análisis paralelo muestra menos fluctuaciones y es más preciso (Bae & Hong, 2024).

En el análisis factorial confirmatorio se comparó el ajuste de cuatro modelos, basados en la estructura factorial observada en la versión original y en distintas adaptaciones de la RSES. El Modelo 1 es una solución unifactorial en la que los 10 ítems de la escala cargan sobre una única variable latente de autoestima. El Modelo 2 es un modelo de dos factores correlacionados, donde las dos variables latentes están definidas por autoestima positiva y autoestima negativa. El Modelo 3 está compuesto por dos factores latentes que cargan en un único factor jerárquico de autoestima. El Modelo 4 es una conceptualización bifactorial que incluye tres factores latentes: un factor general único de autoestima y dos factores de agrupación correspondientes a autoestima positiva y autoestima negativa. Se utilizó el estimador máxima verosimilitud robusta dado que no se cumplía la normalidad multivariante en el conjunto de datos. Para evaluar los modelos, se utilizaron los siguientes índices de ajuste: Chi-cuadrado (χ^2), χ^2 /grados de libertad < 5 (Marsh & Hocevar, 1985), Índice de Ajuste Comparativo (CFI) > 0.90 , Índice de Tucker-Lewis (TLI) > 0.90 , Raíz del Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA) < 0.08 (bueno) y < 0.1 (aceptable), y el Error Cuadrático Medio Estandarizado (SRMR) < 0.08 (Kline, 2023).

La evaluación de la validez convergente interna de la RSES siguió la metodología propuesta por Fornell y Larcker (1981), considerando la varianza media extraída. Se consideró que existía una convergencia satisfactoria cuando los valores de varianza media extraída superaban el umbral de 0.5. La validez discriminante se evaluó mediante la razón heterotrait-monotrait de correlaciones entre los factores, considerando que un coeficiente inferior a 0.85 indica una buena validez discriminante (Henseler et al., 2015). Para ello, se utilizaron los ítems correspondientes a cada factor, calculando la razón heterotrait-monotrait a partir de la matriz de correlaciones entre los ítems estandarizados.

La validez convergente externa y divergente de la escala será evaluada mediante correlaciones bivariadas con una prueba que evalúa el malestar emocional, específicamente síntomas de depresión, ansiedad y estrés, y con una escala de resiliencia. Se espera encontrar correlaciones negativas significativas con los indicadores de malestar emocional, lo que evidenciaría la validez divergente, y correlaciones positivas con la resiliencia, lo cual respaldaría la validez convergente de la escala. Como las puntuaciones de todas las pruebas seguían una distribución normal, se usaron correlaciones de Pearson para analizar las relaciones entre ellas. Según Gignac y Szodorai (2016), una correlación de .10 se considera baja, de .20 moderada y de .30 o más alta.

Para evaluar la invarianza de medida según el sexo, se realizó un análisis factorial confirmatorio multigrupo, comparando modelos anidados que representan niveles progresivos de invarianza. El proceso comenzó evaluando la invarianza configuracional, seguida de la imposición de restricciones de igualdad para analizar la invarianza métrica, escalar y estricta (Putnick & Bornstein, 2016). La invarianza en cada nivel se consideró respaldada si las restricciones adicionales no deterioraban significativamente el ajuste del modelo. Para determinar el nivel de invarianza, se utilizó el criterio de Chen (2007), que establece como aceptables cambios menores a -.01 en el CFI y aumentos menores a .015 en el RMSEA al comparar con el nivel de invarianza menos restrictivo.

La consistencia interna de los factores identificados de la RSES se evaluó mediante los coeficientes alfa de Cronbach (α) y Omega de McDonald (ω), considerando aceptables coeficientes iguales o superiores a .70 (Viladrich et al., 2017).

Los análisis estadísticos se realizaron utilizando los programas SPSS 29.0.2.0 y JASP 0.19.3.0.

3. Resultados

3.1. Estadísticos descriptivos

En primer lugar, se examinaron los valores de asimetría y curtosis de los ítems (Tabla 1), encontrándose todos dentro del rango de ± 2 , lo que indica que los datos presentaban una distribución normal (Gravetter & Wallnau, 2014). Sin embargo, los coeficientes de asimetría multivariante de Mardia (20.1, $p < .001$) y de curtosis multivariante de Mardia (176.8, $p < 0.001$) indicaron una violación de la normalidad multivariante.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los ítems

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis
1	3.32	0.84	-1.05	0.29
2	1.96	1.11	0.71	-0.96
3	3.49	0.76	-1.44	1.37
4	3.47	0.78	-1.38	1.16
5	3.56	0.75	-1.63	1.79
6	2.05	1.15	0.60	-1.15
7	3.56	0.79	-1.69	1.86
8	3.12	1.11	-0.90	-0.66
9	1.81	1.07	0.97	-0.52
10	3.47	0.83	-1.45	1.13

Notas. *M* = media; *DT* = desviación típica.

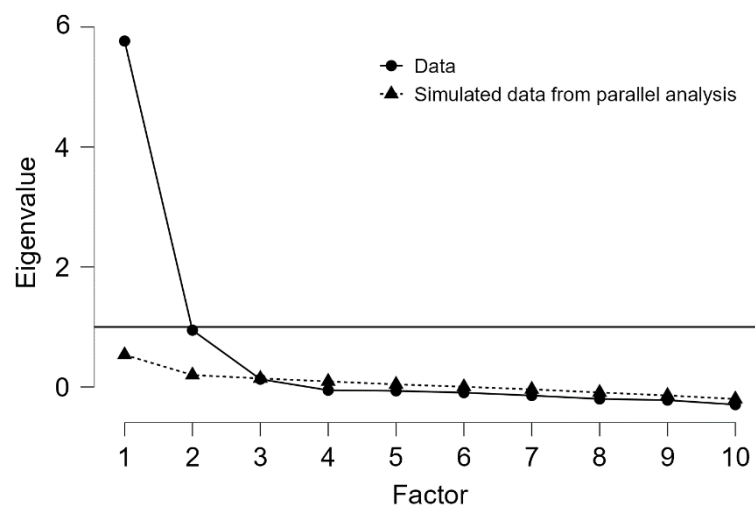
Análisis factorial exploratorio

El resultado de la prueba de KMO fue de 0.92 y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 3331.416$) fue significativa ($p < .001$), lo que indica que los ítems de la RSES eran apropiados para un análisis factorial. Dos factores con autovalores superiores al criterio de Kaiser de 1 fueron extraídos, explicando el 70% de la varianza. En la solución rotada, el primer factor explicó el 42.9% de la varianza y el segundo factor el 27.2%. El primero de estos factores agrupaba los ítems redactados en positivo, mientras que el segundo incluía los ítems redactados en negativo (Tabla 2). Este resultado es consistente con el análisis paralelo, que también sugiere la extracción de dos factores (Figura 1).

Tabla 2. Resultados del análisis factorial exploratorio en la primera submuestra de datos

Ítem	Factor 1	Factor 2
5	0.955	
7	0.900	
4	0.899	
3	0.880	
10	0.742	
1	0.714	
9		0.787
2		0.713
6		0.703
8		0.611

Figura 1. Gráfico de sedimentación del análisis paralelo



3.2. Análisis factorial confirmatorio

Cuatro modelos alternativos de la estructura de la RSES fueron examinados mediante un análisis factorial confirmatorio (Tabla 3). El Modelo 1, consistente en una estructura unifactorial, mostró unos índices de ajuste pobres. Los Modelos 2 y 3, de dos factores correlacionados y de tipo jerárquico, respectivamente, presentaron unos índices de ajuste excelentes, aunque ligeramente superiores en el caso del Modelo 2. Por último, el Modelo 4, consistente en una estructura bifactorial, arrojó una solución inadmisible debido a un caso de Heywood (Rindskopf, 1984). En función de estos resultados, se seleccionó el Modelo 2, de dos factores correlacionados, como la solución más adecuada, ya que combina un excelente ajuste con una interpretación conceptual clara.

Tabla 3. Comparación del ajuste obtenido del análisis factorial confirmatorio a partir de diferentes estructuras factoriales

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA (90%IC)	SRMR
1	454.886; $p < .001$	35	13.00	0.808	0.753	0.175(0.161; 0.190)	0.099
2	79.371; $p < .001$	34	2.33	0.979	0.973	0.058(0.042; 0.075)	0.031
3	79.371; $p < .001$	33	2.41	0.979	0.971	0.060(0.043; 0.077)	0.031

Notas. χ^2 = chi cuadrado; gl = grados de libertad; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker-Lewis; RMSEA = raíz del error cuadrático medio de aproximación; SRMR = error cuadrático medio estandarizado.

3.3. Validez convergente interna y discriminante

La varianza media extraída de las subescalas de autoestima positiva y negativa de la RSES fue de 0.631 a 0.544, respectivamente, lo que está por encima del umbral mínimo de 0.50 (Fornell & Larcker, 1981), cumpliendo así con el requisito de validez convergente interna. Asimismo, el valor de la razón heterotrait-mono-trait fue de 0.537, encontrándose por debajo del límite de 0.85 (Henseler et al., 2015), lo que indica que se satisface el criterio de validez discriminante, sugiriendo que las subescalas miden constructos distintos y no están excesivamente correlacionadas entre sí.

3.4. Validez convergente externa y divergente

Finalmente, el análisis de correlaciones indicó que la puntuación total de la RSES y la subescala de ítems positivos se asociaron de manera significativa y negativa con las puntuaciones de depresión, ansiedad y estrés de la DASS-21, y de forma significativa y positiva con la puntuación en la Brief Resilience Scale (Tabla 4). Por otro lado, la subescala de ítems negativos mostró correlaciones significativas y positivas con la depresión, ansiedad y estrés, y una correlación significativa y negativa con la resiliencia.

Tabla 4. Coeficientes de correlación entre la puntuación de la RSES con las puntuaciones del DASS-21 y la Brief Resilience Scale

Variables	Ítems positivos			Ítems negativos			Puntuación total		
	<i>r</i>	IC 95%	<i>p</i>	<i>r</i>	IC 95%	<i>p</i>	<i>r</i>	IC 95%	<i>p</i>
DASS-21 Depresión	-.45	[-.51;-.40]	<.001	.62	[.57;.66]	<.001	-.61	[-.65;-.56]	<.001
DASS-21 Ansiedad	-.30	[-.36;-.23]	<.001	.48	[.42;.53]	<.001	-.44	[-.49;-.38]	<.001
DASS-21 Estrés	-.32	[-.38;-.26]	<.001	.48	[.42;.53]	<.001	-.46	[-.51;-.40]	<.001
Brief Resilience Scale	.38	[.32;.44]	<.001	-.39	[-.44;-.33]	<.001	.44	[.38;.49]	<.001

Notas. *r* = correlación de Pearson; IC 95% = Intervalo de confianza al 95%; *p* = nivel de significación; DASS-21: Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés-21 ítems.

3.5. Invarianza de medición

Tal como se presenta en la Tabla 5, las diferencias en los valores de CFI y RMSEA entre los distintos niveles de invarianza se encuentran por debajo de los umbrales propuestos por Chen (2007). Estos resultados evidencian que el modelo conserva la invarianza en todos los niveles analizados entre hombres y mujeres, lo que asegura que la estructura del modelo es consistente y que las puntuaciones de la escala son comparables entre ambos grupos.

Tabla 5. Resultados de las pruebas de invarianza de la medición en función del sexo

	χ^2	gl	<i>p</i>	CFI	Δ CFI	RMSEA	Δ RMSEA
Configural	141.365	68	<.001	0.967		0.074	
Métrica	160.736	76	<.001	0.962	-0.005	0.076	0.002
Escalar	166.038	84	<.001	0.963	0.001	0.071	-0.005
Estricta	188.897	94	<.001	0.957	-0.006	0.072	0.001

Notas. χ^2 = chi cuadrado; gl = grados de libertad; CFI: índice de ajuste comparativo; Δ CFI = diferencia del CFI respecto al modelo anterior; RMSEA = raíz del error cuadrático medio de aproximación; Δ RMSEA = diferencia del RMSEA respecto al modelo anterior.

3.6. Consistencia interna

Para examinar la consistencia interna de la RSES, se utilizaron los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald. Los resultados mostraron una excelente consistencia interna en la subescala de ítems positivos ($\alpha = .90$, $\omega = .90$) y una buena consistencia interna en la subescala de ítems negativos ($\alpha = .78$, $\omega = .80$). Para el total de la escala, los coeficientes indicaron una consistencia interna elevada ($\alpha = .87$, $\omega = .92$).

4. Discusión

El objetivo del presente estudio fue examinar las propiedades psicométricas de la RSES, incluyendo la validez de constructo, convergente interna, discriminante, la fiabilidad y la invarianza de medida, en una muestra de estudiantes universitarios hondureños. Hasta la fecha, y según nuestro conocimiento, no existe ningún estudio previo centrado específicamente en la evaluación de las propiedades psicométricas de esta escala en Honduras. Para evaluar las hipótesis relacionadas con la validez, la fiabilidad y la invarianza, se realizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, se calcularon coeficientes de consistencia interna y se llevó a cabo un análisis multigrupo.

La RSES ha demostrado una adecuada validez de constructo, respaldada tanto por el análisis factorial exploratorio como confirmatorio. Estudios previos hallaron diversas estructuras alternativas para dicha escala. Los resultados del análisis factorial exploratorio revelaron una estructura de dos factores que explicaban el 70% de la varianza. Este hallazgo, consistente con el análisis paralelo, mostró que los ítems positivos conformaban un factor, mientras que los ítems redactados en negativo se agrupaban en el segundo. Por su parte, el análisis factorial confirmatorio comparó cuatro modelos alternativos, identificando igualmente el modelo de dos factores correlacionados como la solución más adecuada debido a sus excelentes índices de ajuste y su interpretación conceptual clara. Estos resultados refuerzan la solidez de la estructura bidimensional de la escala y su capacidad para evaluar de manera válida las dimensiones positivas y negativas de la autoestima. Por tanto, los resultados de ambos análisis factoriales respaldaron el modelo bidimensional de la autoestima encontrado en diversos estudios (Cong & Cheong, 2023, Jamil, 2006; Moksnes et al., 2024; Roelen & Taylor, 2020; Silva et al., 2021; Syropoulou et al., 2021; Tulachan et al., 2022). Esto sugiere que la RSES mide dos dimensiones relacionadas pero diferenciadas de la autoestima, como han señalado estudios previos. Mientras que los ítems formulados de manera positiva se refieren a evaluaciones favorables de las características personales que abarcarían el constructo de autoestima; los ítems formulados de manera negativa se centran en aspectos como no ser bueno en nada, no tener motivos de orgullo o sentirse inútil o fracasado, por lo que estos ítems podrían interpretarse como una representación de la competencia personal percibida (Moksnes et al., 2024).

La validez convergente interna fue confirmada por la varianza media extraída de las subescalas de autoestima positiva y negativa de la RSES, cuyos valores fueron de 0.631 y 0.544, respectivamente, superando el umbral mínimo de 0.50 (Fornell & Larcker, 1981). Además, el valor de la razón heterotrait-monotrait fue de 0.537, lo cual se encuentra por debajo del límite de 0.85 (Henseler et al., 2015), indicando que se cumple con el criterio de validez discriminante y demostrando que las subescalas miden constructos distintos.

Los resultados de la validez convergente externa y divergente mostraron que la RSES presentó correlaciones elevadas de signo negativo con las subescalas de depresión, ansiedad y estrés del DASS-21, así como una correlación positiva y de gran magnitud con la Brief Resilience Scale. En ambos casos, son resultados esperados ya que investigaciones previas han encontrado una relación bidireccional entre la autoestima y la resiliencia, y cómo ambas contribuyen al ajuste psicológico y la salud mental (Kuo et al., 2021; Liu et al., 2021; Usán et al., 2022). De la misma manera, la relación negativa entre la autoestima y el malestar psicológico ha sido ampliamente documentada, indicando que niveles más altos de autoestima actúan como un factor protector frente a síntomas emocionales como la depresión, la ansiedad y el estrés (Galanakis et al., 2016; Lee et al., 2023; Sowislo & Orth, 2013). Estos hallazgos refuerzan la validez de la RSES en el contexto universitario hondureño, al demostrar que mide un constructo que se correlaciona de manera esperada con variables que, según la literatura científica, están estrechamente relacionadas.

Se analizó la consistencia interna de la prueba utilizando los coeficientes de alfa de Cronbach y omega de McDonald. Los resultados mostraron que, tanto para cada uno de los factores identificados como para la puntuación total de la escala, ambos coeficientes superaron ampliamente el umbral de .70, considerado como un valor aceptable (Viladrich et al., 2017). Estos hallazgos sugieren una alta fiabilidad de la escala en su conjunto, lo que refuerza su consistencia interna y su idoneidad para su uso en estudios de investigación y aplicaciones clínicas.

Un hallazgo clave de nuestro estudio fue que la RSES presentó una invarianza adecuada en las dimensiones configural, métrica, escalar y estricta entre hombres y mujeres. Este resultado indica que las diferencias observadas en las puntuaciones entre ambos sexos en nuestra muestra universitaria reflejan diferencias genuinas en los factores evaluados, y no se deben a variaciones en la interpretación de la prueba por parte de cada grupo. Por lo tanto, la RSES funciona de manera equivalente para hombres y mujeres, lo que respalda la validez de las comparaciones entre estos grupos en relación con la autoestima. Este hallazgo refuerza la fiabilidad y utilidad de la escala en contextos donde se necesite comparar la autoestima entre hombres y mujeres, asegurando que cualquier diferencia observada sea atribuible a características inherentes al constructo, y no a sesgos en la medición.

Los resultados de este estudio deben interpretarse con cautela debido a diversas limitaciones potenciales. En primer lugar, los participantes fueron seleccionados mediante un muestreo por conveniencia, lo que restringe la posibilidad de generalizar los resultados a una población más amplia. Para aumentar la validez externa en estudios futuros, sería aconsejable utilizar métodos de muestreo probabilístico que garanticen una representación más precisa de la población universitaria. En segundo lugar, este estudio no incluyó una

evaluación de la fiabilidad test-retest de la RSES, un aspecto clave que permite a investigadores y profesionales tener la certeza de que la prueba mide consistentemente el mismo constructo en diferentes momentos (Berchtold, 2016). Realizar esta evaluación en la población hondureña sería un avance crucial para asegurar la consistencia temporal de la RSES en este contexto.

En conclusión, este estudio evaluó las propiedades psicométricas de la RSES en estudiantes universitarios hondureños, encontrando evidencia de una estructura de dos factores correlacionados y buenas propiedades psicométricas, lo que convierte a esta prueba en un instrumento adecuado para evaluar la autoestima de estudiantes de educación superior en el contexto hondureño. Además, se comprobó que la estructura factorial es estable entre hombres y mujeres, lo que asegura que las puntuaciones de la escala son comparables entre ambos grupos. Nuestros hallazgos refuerzan y amplían la evidencia previa sobre las propiedades psicométricas de esta escala en muestras de distintas culturas y países. El uso de la RSES puede contribuir al diseño e implementación de programas de bienestar universitario, ya que permite identificar estudiantes con baja autoestima que podrían beneficiarse de intervenciones orientadas a mejorar la salud mental, la resiliencia y el rendimiento académico (Bruhns et al., 2021). Asimismo, los resultados subrayan importantes oportunidades para futuras investigaciones en Honduras, incluyendo la validación de la RSES en poblaciones específicas como adolescentes o la exploración de otras propiedades psicométricas, como la fiabilidad test-retest.

5. Referencias

- Abella, M. C., Rodríguez, D. A., & Carreira, B. M. (2022). Universitarios ante la crisis económica: concordancia académico-laboral, alienación en el trabajo, afrontamiento y bienestar. *Anuario de Psicología/The UB Journal of Psychology*, 52(3), 201-208. <https://doi.org/10.1344/anpsic2022.52/3.1>
- Acosta-Gonzaga, E. (2023). The effects of self-esteem and academic engagement on university students' performance. *Behavioral Sciences*, 13(4), 348. <https://doi.org/10.3390/bs13040348>
- Aluja, A., Rolland, J. P., García, L. F., & Rossier, J. (2007). Dimensionality of the Rosenberg Self-Esteem Scale and its relationships with the three-and the five-factor personality models. *Journal of Personality Assessment*, 88(2), 246-249. <https://doi.org/10.1080/00223890701268116>
- Awad, E., Hallit, S., & Obeid, S. (2022). Does self-esteem mediate the association between perfectionism and mindfulness among Lebanese university students?. *BMC Psychology*, 10(1), 256. <https://doi.org/10.1186/s40359-022-00964-9>
- Bae, S., & Hong, S. (2024). Comparison of Factor Retention Methods in Exploratory Factor Analysis: RMSEA, Root Deterioration per Restriction and Parallel Analysis. *SAGE Open*, 14(4), 1-12. <https://doi.org/10.1177/21582440241301840>
- Bakar-Corez, A., & Kocaman-Karoglu, A. (2024). E-dishonesty among postgraduate students and its relation to self-esteem. *Education and Information Technologies*, 29(7), 8275-8300. <https://doi.org/10.1007/s10639-023-12105-9>
- Bleidorn, W., Arslan, R. C., Denissen, J. J., Rentfrow, P. J., Gebauer, J. E., Potter, J., & Gosling, S. D. (2016). Age and gender differences in self-esteem—A cross-cultural window. *Journal of personality and social psychology*, 111(3), 396.
- Bruhns, A., Lüdtke, T., Moritz, S., & Bückner, L. (2021). A mobile-based intervention to increase self-esteem in students with depressive symptoms: randomized controlled trial. *JMIR mHealth and uHealth*, 9(7), e26498. <https://doi.org/10.2196/26498>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Cong, C. W., & Cheong, J. Y. (2023). Validation of Rosenberg self-esteem scale for Malaysian adolescents. *Current Psychology*, 42(21), 17835-17838. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-02960-z>
- Dancot, J., Pétré, B., Dardenne, N., Donneau, A. F., Detroz, P., & Guillaume, M. (2021). Exploring the relationship between first-year nursing student self-esteem and dropout: A cohort study. *Journal of Advanced Nursing*, 77(6), 2748-2760. <https://doi.org/10.1111/jan.14806>
- Daza, P., Novy, D. M., Stanley, M. A., & Averill, P. (2002). The depression anxiety stress scale-21: Spanish translation and validation with a Hispanic sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 24, 195-205. <https://doi.org/10.1023/a:1016014818163>
- De Besa-Gutiérrez, M. R., Gil-Flores, J., & García-González, A. J. (2019). Variables psicosociales y rendimiento académico asociados al optimismo en estudiantes universitarios españoles de nuevo ingreso. *Acta Colombiana de Psicología*, 22(1), 152-163. <https://doi.org/10.14718/acp.2019.22.1.8>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Galanakis, M. J., Palaiologou, A., Patsi, G., Velegaki, I. M., & Darviri, C. (2016). A literature review on the connection between stress and self-esteem. *Psychology*, 7(5), 687-694. <https://doi.org/10.4236/psych.2016.75071>
- Garnique-Hinostroza, R., Coaquira, O. H. H., Mamani-Benito, O., Turpo-Chaparro, J. E., Castillo-Blanco, R., Turpo, S. P., & Esteban, R. F. C. (2024). Self-esteem and family satisfaction as predictors of life satisfaction in Peruvian highland university students. *Frontiers in Education*, 9, 1182446. <https://doi.org/10.3389/educ.2024.1182446>

- Garro-Aburto, L., Vicuña-Salvador, H., Carrillo-Flores, J., Alza-Salvatierra, V., & Bustamante-Quiroz, U. (2024). Perfil dimensional de la autoestima en estudiantes universitarios: resultados de un análisis factorial confirmatorio. *European Public & Social Innovation Review*, 9, 1-16. <https://doi.org/10.31637/epsir-2024-455>
- Gignac, G. E., & Szodorai, E. T. (2016). Effect size guidelines for individual differences researchers. *Personality and Individual Differences*, 102, 74-78. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.06.069>
- Gnamb, T., Scharl, A., & Schroeders, U. (2018). The Structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Zeitschrift Für Psychologie*, 226(1), 14-29. <https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000317>
- Gómez-Lugo, M., Espada, J. P., Morales, A., Marchal-Bertrand, L., Soler, F., & Vallejo-Medina, P. (2016). Adaptation, validation, reliability and factorial equivalence of the rosenberg self-esteem scale in colombian and Spanish population. *Spanish Journal of Psychology*, 19, 1-12. <https://doi.org/10.1017/sjp.2016.67>
- González-Vázquez, B. (2019). ¿Cómo mejorar el aprendizaje? Influencia de la autoestima en el aprendizaje del estudiante universitario. *Revista Complutense de Educación*, 30(3), 781-795. <https://doi.org/10.5209/rced.58899>
- Gravetter, F., & Wallnau, L. (2014). *Essentials of statistics for the behavioral sciences*. Wadsworth.
- Hair, J. F., Tatham, R. L., Anderson, R. E., & Black, W. (2010). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Prentice Hall.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43, 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hidalgo-Fuentes, S., Martínez-Álvarez, I., & Sospedra-Baeza, M. J. (2022). Autoestima y procrastinación en el ámbito académico: un meta-análisis. *Revista Fuentes*, 24(1), 77-89. <https://doi.org/10.12795/revistafuentes.2022.19907>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Huang, C., & Dong, N. (2012). Factor structures of the Rosenberg self-esteem scale. *European Journal of Psychological Assessment*, 28(2). <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000101>
- Hubley, A. M., Ruddell, R. J., & Ma Zhu, S. (2024). Cracks, Gaps, and Holes in Validation Practice as Evidenced From a Validation Synthesis of the English Version of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *European Journal of Psychological Assessment*, 40(6), 529-547. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000877>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.03.034>
- Jamil, M. B. H. Y. (2006). Validity and reliability study of Rosenberg self-esteem scale in Seremban school children. *Malaysian Journal of Psychiatry*, 15(2), 35-39.
- Jones, E., Priestley, M., Brewster, L., Wilbraham, S. J., Hughes, G., & Spanner, L. (2020). Student wellbeing and assessment in higher education: the balancing act. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 46(3), 438-450. <https://doi.org/10.1080/02602938.2020.1782344>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- Kuo, B. C., Huang, S., Li, X., & Lin, D. (2021). Self-esteem, resilience, social support, and acculturative stress as predictors of loneliness in Chinese internal migrant children: A model-testing longitudinal study. *The Journal of Psychology*, 155(4), 387-405. <https://doi.org/10.1080/00223980.2021.1891854>
- Lee, J. Y., Patel, M., & Scior, K. (2023). Self-esteem and its relationship with depression and anxiety in adults with intellectual disabilities: a systematic literature review. *Journal of Intellectual Disability Research*, 67(6), 499-518. <https://doi.org/10.1111/jir.13025>
- Liao, C. W., Ting, C. Y., Cheng, Y. C., Chen, K. J., Liu, A. S., & Hsueh, T. J. (2025). Exploring the sequential mediation model of coping humor, self-esteem, resilience, and subjective well-being among Taiwanese university students. *Acta Psychologica*, 255, 104879. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2025.104879>
- Li, W., Zhao, Z., Chen, D., Peng, Y., & Lu, Z. (2022). Prevalence and associated factors of depression and anxiety symptoms among college students: a systematic review and meta-analysis. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 63(11), 1222-1230. <https://doi.org/10.1111/jcpp.13606>
- Liu, Q., Jiang, M., Li, S., & Yang, Y. (2021). Social support, resilience, and self-esteem protect against common mental health problems in early adolescence: A nonrecursive analysis from a two-year longitudinal study. *Medicine*, 100(4), e24334. <https://doi.org/10.1097/MD.00000000000024334>
- Liu, X., Yuan, Y., Gao, W., & Luo, Y. (2024). Longitudinal trajectories of self-esteem, related predictors, and impact on depression among students over a four-year period at college in China. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11(1), 1-8. <https://doi.org/10.1057/s41599-024-03136-9>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernandez-Baeza, A., & Tomas-Marco, I. (2014). Exploratory item factor analysis: A practical guide revised and updated. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335-343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-U](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U)
- Mamani-Benito, O., Carranza Esteban, R. F., Caycho-Rodríguez, T., Castillo-Blanco, R., Tito-Betancur, M., Alfaro Vásquez, R., & Ruiz Mamani, P. G. (2023). The influence of self-esteem, depression, and life satisfaction on the future expectations of Peruvian university students. *Frontiers in Education*, 8, 1-7. <https://doi.org/10.3389/feduc.2023.976906>

- Mardia K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First-and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.97.3.562>
- 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. <https://doi.org/10.1017/S1138741600006727>
- Moksnes, U. K., Espnes, G. A., Eilertsen, M. E. B., Bjørnsen, H. N., Ringdal, R., & Haugan, G. (2024). Validation of Rosenberg self-esteem scale among Norwegian adolescents—psychometric properties across samples. *BMC Psychology*, 12(1), 506. <https://doi.org/10.1186/s40359-024-02004-0>
- Molina, P. (2024). Validación de la escala de autoestima de Rosenberg en estudiantes de la Universidad Adventista de Bolivia. *Alternancia-Revista de Educación e Investigación*, 6(11), 42-57. <https://doi.org/10.37260/alternancia.v6n11.3>
- Muris, P., & Otgaar, H. (2023). Self-Esteem and Self-Compassion: A Narrative Review and Meta-Analysis on Their Links to Psychological Problems and Well-Being. *Psychology Research and Behavior Management*, 16, 2961-2975. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S402455>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Rindskopf, D. (1984). Structural equation models: Empirical identification, Heywood cases, and related problems. *Sociological Methods & Research*, 13(1), 109-119. <https://doi.org/10.1177/0049124184013001004>
- Rodríguez-Rey, R., Alonso-Tapia, J., & Hernansaiz-Garrido, H. (2016). Reliability and validity of the brief resilience scale (BRS) spanish version. *Psychological Assessment*, 28(5), e101. <https://doi.org/10.1037/pas0000191>
- Rodríguez-Solana, A., Gracia-Marco, L., Llorente-Cantarero, F. J., Cadenas-Sanchez, C., Marmol-Perez, A., Gil-Cosano, J. J., Moliner-Urdiales, D., & Ubago-Guisado, E. (2023). Is higher physical fitness associated with better psychological health in young pediatric cancer survivors? Across-sectional study from the iBoneFIT project. *Scandinavian Journal of Medicine and Science in Sports*, 33(7), 1157-1167. <https://doi.org/10.1111/sms.14345>
- Rosenberg, M. (1965). Rosenberg self-esteem scale (RSE). *Acceptance and Commitment Therapy Measures Package*, 61(52), 18. <https://doi.org/10.1037/t01038-000>
- Roelen, K., & Taylor, E. (2020). Assessing mental health in a context of extreme poverty: Validation of the rosenberg self-esteem scale in rural Haiti. *PLOS One*, 15(12), e0243457. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0243457>
- Silva, W. R., Thiago, T. E. M., Pesca, A. D., & Cardoso, F. L. (2021). Construct validity of Rosenberg Self-esteem Scale in Brazilian Athletic Context. *Revista andaluza de medicina del deporte*, 14(3), 171-175. <https://doi.org/10.33155/j.ramd.2019.12.008>
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggins, K., Tooley, E. M., Christopher, P. J., & Bernard, J. (2008). The brief resilience scale: Assessing the ability to bounce back. *International Journal of Behavioral Medicine*, 15(3), 194-200. <https://doi.org/10.1080/10705500802222972>
- Solera, E., Gutiérrez-Gómez-Calcerrada, S., & Calmaestra, J. (2024). Self-esteem Levels in a Representative Sample of Spanish Adolescents: Analysis and Standardization. *Psicología Educativa*, 30(1), 39-45. <https://doi.org/10.5093/psed2024a3>
- Sowislo, J. F., & Orth, U. (2013). Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 139(1), 213-240. <https://doi.org/10.1037/a0028931>
- Supple, A. J., & Plunkett, S. W. (2011). Dimensionality and validity of the Rosenberg Self-Esteem Scale for use with Latino adolescents. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 33(1), 39-53. <https://doi.org/10.1177/0739986310387275>
- 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. <https://doi.org/10.1177/0022022112468942>
- Syropoulou, A., Vernadakis, N., Papastergiou, M., & Kourtessis, T. (2021). Dimensionality of the rosenberg self-esteem scale among Greek primary school students. *International Journal of Instruction*, 14(4), 933-944. <https://doi.org/10.29333/iji.2021.14453a>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2014). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson Education Limited.
- Tulachan, P., Lama, P. Y., Upadhyaya, S., Pant, S. B., Chapagai, M., & Dhungana, S. (2022). Translation, adaptation and validation of Nepali version of Rosenberg self esteem scale in adult Nepali population. *SSM-Mental Health*, 2, 100150. <https://doi.org/10.1016/j.ssmmh.2022.100150>
- Usán, P., Salavera, C., & Quílez, A. (2022). The mediating role of self-esteem in the relationship between resilience and satisfaction with life in adolescent students. *Psychology Research and Behavior Management*, 15(5), 1121-1129. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S361206>
- Vasconcelos-Raposo, J., Fernandes, H. M., Teixeira, C. M., & Bertelli, R. (2012). Factorial Validity and Invariance of the Rosenberg Self-Esteem Scale Among Portuguese Youngsters. *Social Indicators Research*, 105(3), 483-498. <https://doi.org/10.1007/s11205-011-9782-0>
- Ventura-León, J., Caycho-Rodríguez, T., Barboza-Palomino, M., & Salas, G. (2018). Evidencias Psicométricas de la Escala de Autoestima de Rosenberg en Adolescentes Limeños. *Revista Interamericana de Psicología/ Interamerican Journal of Psychology (IJP)*, 52(1), 44-60. <https://doi.org/10.30849/rip/ijp.v52i1.363>

- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de psicología*, 33(3), 755-782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Yuan, K. H., Jiang, G., & Cheng, Y. (2017). More efficient parameter estimates for factor analysis of ordinal variables by ridge generalized least squares. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 70(3), 525-564. <https://doi.org/10.1111/bmsp.12098>