



Propiedades psicométricas de la Brief Resilience Scale en estudiantes universitarios hondureños

Sergio Hidalgo-Fuentes¹, Isabel Martínez-Álvarez^{2,*}, Fátima Llamas-Salguero³, y Iris Suyapa Pineda-Zelaya⁴

¹ Universidad de Valencia, España

² Universidad a distancia de Madrid, España

³ Universidad de Extremadura, España

⁴ Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán, Honduras

Resumen: Los estudiantes universitarios enfrentan desafíos que pueden generar altos niveles de estrés, lo que puede tener consecuencias negativas tanto para su salud como para su desempeño académico. La resiliencia desempeña un papel clave en la capacidad de los estudiantes para afrontar y superar las dificultades de esta etapa educativa. Una de las herramientas más utilizadas para evaluar la resiliencia es la Brief Resilience Scale (BRS). El presente estudio investigó las propiedades psicométricas de la BRS en una muestra de estudiantes universitarios hondureños. La muestra incluyó a 791 estudiantes ($M_{edad} = 26.29$ años, $DT = 8.02$). Se evaluaron la consistencia interna, la validez de constructo, así como la validez concurrente y divergente de la BRS. Además, se analizó la invarianza de la medida por sexo y los efectos de suelo y techo. Los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio respaldaron la estructura de dos factores de la BRS, y los resultados mostraron índices de consistencia interna aceptables. Se observó invarianza entre hombres y mujeres. Este estudio aporta evidencia preliminar de que la versión en español de la BRS es un instrumento fiable y válido para evaluar la resiliencia en estudiantes universitarios de Honduras.

Palabras clave: Propiedades psicométricas. Educación superior. Resiliencia. Validez. Fiabilidad.

Title: Psychometric Properties of the Brief Resilience Scale in Honduran University Students.

Abstract: University students face various challenges that can generate high levels of stress, which may have negative consequences for their health as well as their academic performance. Resilience plays a key role in students' ability to cope with and overcome the difficulties of this educational stage. One of the most common means of assessing resilience is the Brief Resilience Scale (BRS). This study examined the psychometric properties of the BRS among a sample of Honduran university students. The sample comprised 791 students ($M_{age} = 26.29$ years, $SD = 8.02$). The reliability, construct validity, and concurrent and divergent validity of the BRS were evaluated. Moreover, measurement invariance by sex, floor effects, and ceiling effects were analyzed. Exploratory and confirmatory factor analyses supported the two-factor structure of the BRS, and the results exhibited acceptable reliability indices. Measurement invariance was observed between men and women. This study provides preliminary evidence of the Spanish version of the BRS being a reliable and valid instrument with which to assess resilience among university students in Honduras.

Keywords: Psychometric properties. Higher education. Resilience. Validity. Reliability.

Introducción

La investigación sobre la resiliencia ha suscitado un gran interés en las últimas décadas debido a su relación e influencia en los diferentes ámbitos del individuo, desde el físico (Norris, 2010) hasta el bienestar personal (Windle et al., 2011). A pesar de la falta de consenso en su conceptualización, la resiliencia se puede definir como la capacidad que permite al ser humano afrontar las situaciones conflictivas, saliendo reforzado de ellas y que, por tanto, promueve una recuperación, adaptación y transformación satisfactorias, evitando el desajuste a nivel psíquico, social y emocional (Rodríguez-Fernández et al., 2018).

La resiliencia se ha asociado con diversos indicadores positivos de ajuste psicológico como la autoestima (Arslan, 2019; Vilca-Pareja et al., 2022), el bienestar subjetivo (Riepenhausen et al., 2022), el sentido de coherencia (Konaszewski et al., 2021) o la regulación emocional (Polizzi & Lynn, 2021). Estos hallazgos subrayan la contribución de la resiliencia al desarrollo de una adaptación psicológica positiva y sugieren su papel protector frente a diversos trastornos y comportamientos problemáticos, tales como la ansiedad (Setiawati et al., 2021), la depresión (Zhang et al., 2020), el

estrés (Smith & Yang, 2017), el consumo de alcohol (Van Gils et al., 2022), el uso de sustancias adictivas (Yang et al., 2019), el uso problemático de internet (Hidalgo-Fuentes et al., 2023) y la adicción a los videojuegos (Lin et al., 2021).

En esta línea, diversos estudios han mostrado que la resiliencia se relaciona negativamente con los niveles de depresión, ansiedad y estrés, y positivamente con la autoestima, actuando como un factor protector frente al malestar psicológico. Esto refuerza el papel de la resiliencia como herramienta psicológica clave para el afrontamiento emocional en contextos exigentes, como lo es el universitario (Hu et al., 2015; Lee et al., 2013).

En el ámbito universitario, la resiliencia cobra especial relevancia ya que, durante esta etapa, los estudiantes se enfrentan a situaciones de estrés que pueden llegar a influir de manera negativa en su salud, tanto física como mental (Li et al., 2022). Ante esta situación, diversos estudios han puesto de manifiesto que la resiliencia resulta un factor protector, ya que promueve una gestión eficaz del estrés y una reducción, por consiguiente, de los efectos negativos derivados de este (Brewer et al., 2019). Además, la resiliencia se ha asociado a un mayor rendimiento académico (Ahmed & Julius, 2015; Montas et al., 2021; Sakız & Aftab, 2019) y a menores tasas de abandono universitario (López-Aguilar et al., 2023; Pertegal-Felices et al., 2022), lo que subraya su papel fundamental en el bienestar y éxito académico de los estudiantes.

El creciente interés en el estudio de la resiliencia ha lle-

* Correspondence address [Dirección para correspondencia]:
Isabel Martínez-Álvarez. Universidad a distancia de Madrid (España).
E-mail: isabel.martinez.al@udima.es
(Artículo recibido: 16-12-2024; revisado: 21-07-2025; aceptado: 21-07-2025)

vado a la necesidad de desarrollar instrumentos de evaluación que permitan medir con precisión el grado en que un individuo posee esta capacidad. Entre estos instrumentos, la Escala Breve de Resiliencia (BRS; Smith et al., 2008) se destaca como una de las más utilizadas, gracias a su utilidad práctica y a sus sólidas propiedades psicométricas (Windle et al., 2011). Esta escala está compuesta por seis ítems que emplean una escala tipo Likert, con un rango de respuesta que va del 1 (*totalmente en desacuerdo*) al 5 (*totalmente de acuerdo*). De los seis ítems, tres están redactados en positivo, alineándose con la medida de la resiliencia, mientras que los otros tres son formulados, en sentido opuesto a la construcción de la escala. Esta combinación permite una evaluación más robusta y matizada de la resiliencia del individuo, al captar tanto la afirmación de la capacidad resiliente, como las posibles dificultades que pueden surgir. El uso de una combinación de ítems positivos y negativos en escalas psicológicas puede ser una estrategia efectiva para reducir la tendencia de aquiescencia, que es la inclinación de los sujetos a estar de acuerdo con las afirmaciones independientemente de su contenido. Aunque esta metodología permite a los investigadores captar una gama más amplia de opiniones y minimizar sesgos en las respuestas (Mayerl & Giehl, 2018), también conlleva riesgos significativos. La mezcla de orientaciones de los ítems puede provocar problemas metodológicos, como una estructura factorial distorsionada, disminución de la consistencia interna y correlaciones más débiles entre los ítems formulados de manera positiva y negativa (Dodeen, 2023; Mayerl & Giehl, 2018; Salazar, 2015). En escalas diseñadas para medir constructos unidimensionales, se espera que todos los ítems carguen en un solo componente, pero la inclusión de ítems negativos a menudo puede dar lugar a la creación de un nuevo factor, complicando así la interpretación de los resultados (Lindwall et al., 2012; Dodeen, 2023).

La estructura factorial de la BRS (Smith et al., 2008) se puso a prueba con cuatro muestras diferentes, resultando en todas ellas una estructura unifactorial que explicaba entre el 57 y el 67% de la varianza. Aunque al igual que en su desarrollo, diversas validaciones han encontrado que el modelo unifactorial es el que presenta un mejor ajuste (Coelho et al., 2016; De Holanda-Coelho et al., 2016; Haktanir et al., 2016; Jacobs & Horsch, 2019; Lai & Yue, 2014), otros estudios han encontrado soluciones factoriales alternativas como un modelo de dos factores, uno formado por los ítems positivos que haría referencia a la resiliencia y otro por los ítems negativos que representaría la vulnerabilidad (Baattaiah et al., 2023; Fung, 2020; Hidalgo-Rasmussen & González-Betanzos, 2019; Konaszewski et al., 2021; Kyriazos et al., 2018; Peña-Contreras et al., 2020; Tansey et al., 2016). Adicionalmente, algunas validaciones han encontrado una estructura unifactorial con un factor de método asociado a los ítems negativos (Chmitorz et al., 2018; Furstova et al., 2022; McKay et al., 2019; Rodríguez-Rey et al., 2016). El factor de método se considera útil para controlar sesgos en las respuestas, especialmente en contextos donde las diferencias en el estilo de respuesta pueden afectar la validez del constructo

de resiliencia (Fung, 2020). Por todo ello, los modelos alternativos, como el unifactorial con factor de método y el bifactorial, ofrecen enfoques más matizados para entender cómo las personas experimentan y manejan el estrés, lo que refuerza la importancia de adaptar la escala a las características específicas de cada población. En relación con su consistencia interna, la escala original mostró una alta consistencia interna, con valores de Alfa de Cronbach entre .80 y .91 en las diferentes muestras (Smith et al., 2008). Además, en cuanto a su fiabilidad temporal, se observó una consistencia moderada a buena en dos estudios de test-retest: se obtuvo un coeficiente de correlación intraclase de .69 tras un mes en una muestra de 48 participantes y un ICC de .62 después de tres meses en una muestra de 61 participantes, lo que respalda la estabilidad de la medida a lo largo del tiempo. Adaptaciones recientes en el contexto hispanohablante han presentado asimismo índices de consistencia interna adecuados (Calderón et al., 2022; Hidalgo-Rasmussen et al., 2021; Rodríguez-Rey et al., 2016). Por último, y en relación con su validez criterial, durante el desarrollo de la escala original se observaron correlaciones positivas con otras medidas de resiliencia, como la Connor-Davidson Resilience Scale (Connor & Davidson, 2003), así como con constructos relacionados como el optimismo, el apoyo social percibido y las estrategias de afrontamiento activo. Asimismo, se encontraron correlaciones negativas con variables como el pesimismo, la alexitimia, la ansiedad y el estrés (Smith et al., 2008). La investigación para conocer de manera profunda la resiliencia y diseñar así intervenciones que la promuevan demandan la existencia de medidas válidas y fiables, por lo que resulta fundamental llevar a cabo estudios psicométricos de los diferentes instrumentos de medida existentes, entre ellos la BRS. En el caso de Honduras, la falta de evidencia empírica consistente en este ámbito dificulta la selección adecuada de instrumentos para evaluar la resiliencia en la población. A partir del marco explicado, el objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la versión en español de la BRS en una muestra de estudiantes universitarios hondureños. En particular, se analizó la estructura factorial, la consistencia interna y la invarianza de medición en función del sexo. Además, se investigó la validez convergente de la BRS en relación con la autoestima y, finalmente, la validez divergente respecto al estrés, la depresión y la ansiedad.

Método

Participantes

La muestra del presente estudio estuvo compuesta por 791 estudiantes (611 mujeres y 180 hombres) de la Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán de Honduras. La edad de los participantes osciló entre los 17 y los 61 años, con una media de 26.29 años ($SD = 8.02$). Siguiendo la recomendación de Lloret-Segura et al. (2014), que sugiere realizar análisis factoriales exploratorios y confirmatorios en muestras distintas para evitar conclusiones engañosas, la

muestra total se dividió aleatoriamente en dos submuestras de aproximadamente el 50% de los participantes. La submuestra para el análisis factorial exploratorio estuvo compuesta por 390 estudiantes, superando ampliamente el criterio de cinco sujetos por ítem (Costello & Osborne, 2005). Por otro lado, la submuestra para el análisis factorial confirmatorio incluyó 401 estudiantes, sobrepasando el tamaño mínimo de 200 participantes requerido para este tipo de análisis (Kline, 2016).

Instrumentos

Brief Resilience Scale (Smith et al., 2008). Esta escala está compuesta por seis ítems que se contestan mediante una escala Likert de 5 puntos, desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta 5 (*Totalmente de acuerdo*). Puntuaciones más altas indican niveles superiores de resiliencia. Para el presente trabajo se utilizó la adaptación al español realizada por Rodríguez-Rey et al. (2016).

Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés-21 (DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995). La evaluación de la depresión y la ansiedad se realizó utilizando el DASS-21, una herramienta diseñada para medir estados emocionales negativos de depresión, ansiedad y estrés. Cada estado se evalúa a través de una subescala de siete ítems. Los participantes indicaron su respuesta con respecto a su estado emocional durante la última semana utilizando una escala Likert de cuatro puntos, que va desde 1 (*No se aplica en absoluto a mí*) hasta 4 (*Se aplica mucho o la mayor parte del tiempo*). Puntuaciones más altas indican niveles más altos de depresión, ansiedad y estrés. En este estudio se utilizó la versión en español adaptada por Daza et al. (2002). La subescala de depresión demostró una consistencia interna de $\omega = .91$, mientras que las subescalas de ansiedad y estrés presentaron valores de $\omega = .89$ y $\omega = .90$, respectivamente.

Escala de Autoestima de Rosenberg (Rosenberg, 1965). Esta prueba examina la autoestima general a través de la evaluación de los sentimientos positivos y negativos que una persona tiene sobre sí misma. La escala está formada por 10 ítems (e.g., "Tengo una actitud positiva hacia mí mismo") que se responden sobre una escala likert de cuatro puntos, desde 1 (*Totalmente en desacuerdo*) hasta 4 (*Totalmente de acuerdo*). La puntuación global oscila en un rango de 10 a 40, y las puntuaciones más elevadas se asocian a una mayor autoestima. Para el presente estudio, se empleó la versión adaptada al español por Gómez-Lugo et al. (2016). En este estudio, la adaptación utilizada presentó una excelente consistencia interna ($\omega = .87$).

Procedimiento

En primer lugar, la coautora hondureña de este artículo verificó la claridad de contenido de las pruebas empleadas para determinar si se necesitaban adaptaciones para adecuarse al contexto cultural de Honduras. Después de confirmar que no eran necesarios cambios, se elaboró una encuesta en

línea utilizando Google Forms para recopilar los datos necesarios para el estudio que fue distribuida entre alumnos de clases generales de la Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán. En la primera página del cuestionario, se incluyó información sobre los objetivos del estudio y su naturaleza anónima y voluntaria. Los participantes debían brindar su consentimiento informado mediante un ítem específico antes de comenzar a responder las preguntas. Para eliminar los valores perdidos en el cuestionario, se configuró que todas las preguntas requirieran una respuesta obligatoria.

El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Investigación de la Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán con el número de referencia 2023-003.

Análisis de datos

Análisis preliminar de los ítems

En primer lugar, se realizó una detección preliminar de ítems inapropiados utilizando el *Gulliksen's pool* basado en los siguientes valores: *Relative Difficulty Index*, *Item Consistency Index* y *Measure of Sampling Adequacy* (Ferrando et al., 2023). También se examinó la normalidad univariada de la BRS, analizando los valores de asimetría y curtosis de cada ítem, siguiendo el criterio de Gravetter y Wallnau (2014), que considera que los valores comprendidos entre ± 2 se distribuyen normalmente. La normalidad multivariante se evaluó utilizando el test de Mardia (1970). Por último, se examinó la correlación ítem-test para verificar si los ítems se encontraban por encima del valor recomendado de .3 (Streiner et al., 2024).

Análisis factorial exploratorio

Previamente a la realización del análisis factorial exploratorio, se verificó 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 idóneos para llevar a cabo un análisis factorial exploratorio (Tabachnick & Fidell, 2014). Debido a la falta de normalidad multivariante de los datos, el análisis factorial exploratorio se realizó utilizando el método de extracción de mínimos residuos con rotación promax (Zygmunt & Smith, 2014), considerando cargas factoriales mayores a .40 como criterio para pertenecer a un factor (Hair et al., 2010), y el número de factores se determinó mediante un análisis paralelo (Hayton et al., 2004).

Análisis factorial confirmatorio

En el análisis factorial confirmatorio se comparó el ajuste de tres modelos según la estructura factorial variable observada en la versión original y en distintas adaptaciones de la BRS: modelo de un factor, modelo de un factor introduciendo un factor de método asociado a los ítems negativos y

modelo de dos factores correlacionados, uno formado por los ítems positivos y otro por los negativos. Se empleó el estimador máxima verosimilitud robusta dado que no se cumplía la normalidad multivariante en los datos. Para evaluar los diferentes modelos analizados, se utilizaron los siguientes índices de bondad de ajuste: chi-cuadrado normalizado ($\chi^2/\text{grados de libertad}$), *standardized root mean squared residual* (SRMR), *comparative fit index* (CFI), *Tucker-Lewis index* (TLI) y *root mean squared error of approximation* (RMSEA). Siguiendo las recomendaciones de Brown (2015), un modelo estructural se considera adecuado cuando los indicadores se encuentran dentro de los siguientes puntos de corte: un chi-cuadrado normalizado inferior a 3; valores de CFI y TLI superiores a .95, siendo aceptables aquellos cercanos a .90; valores de RMSEA inferiores a .08 para un ajuste razonable y a .05 para un buen ajuste; y valores de SRMR menores a .08.

Análisis de invarianza

Para evaluar la invarianza de medida en relación con el sexo, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio multigrupo, comparando modelos anidados que representan niveles progresivos de invarianza. El análisis comenzó con la evaluación de la invarianza configuracional, y posteriormente se introdujeron restricciones de igualdad para examinar la invarianza métrica, escalar y estricta (Putnick & Bornstein, 2016). La invarianza en un determinado nivel se consideró apoyada si la incorporación de restricciones de igualdad no deterioraba significativamente el ajuste del modelo. La determinación del nivel de invarianza se basó en el criterio de Chen (2007), quien considera aceptables cambios menores a -.01 en el CFI y aumentos menores a .015 en el RMSEA en comparación con el nivel de invarianza menos restrictivo.

Consistencia interna y análisis adicionales

La consistencia interna de la BRS se examinó mediante los coeficientes Alfa de Cronbach y Omega de McDonald (ω). Debido a las numerosas limitaciones que presenta el coeficiente Alfa de Cronbach a la hora de evaluar la consistencia interna, diversos autores recomiendan el uso del ω como una alternativa más precisa (Crutzen & Peters, 2017; Hayes & Coutts, 2020; McNeish, 2018; Revelle & Zinbarg, 2009; Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016). Coeficientes α superiores a .70 se consideran aceptables (DeVellis, 2016), mientras que, siguiendo el criterio propuesto por Kalkbrenner (2021), coeficientes ω a partir de .65 se consideran aceptables y de .80 elevados.

El efecto suelo y efecto techo se evaluó calculando el porcentaje de participantes que obtuvieron la mínima y máxima puntuación posible, respectivamente. Se considera que existe efecto suelo o techo si más del 15% de los participantes presenta cualquiera de las dos puntuaciones extremas de la prueba (McHorney & Tarlov, 1995).

Finalmente, la validez convergente de la BRS se examinó a través de su relación con la escala de autoestima de Rosen-

berg, mientras que la validez divergente se evaluó mediante las correlaciones con las subescalas de depresión, ansiedad y estrés de la DASS-21. Dado que las puntuaciones de todas las pruebas seguían una distribución normal dado que sus valores de asimetría y curtosis se encontraban dentro del rango de ± 2 (Gravetter & Wallnau, 2014), se utilizaron correlaciones bivariadas de Pearson para examinar estas relaciones. Las correlaciones se interpretaron siguiendo el criterio de Gignac y Szodorai (2016), según el cual las correlaciones de .10 se consideran pequeñas, las de .20 se consideran moderadas, y aquellas de .30 o superiores se interpretan como altas.

Los análisis se realizaron en el entorno RStudio mediante los paquetes estadísticos psych, MVN, nFactors y Lavaan, y con los programas Jamovi y Factor (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

La detección preliminar de ítems inapropiados según el *Gulliksen's pool* no encontró ningún ítem que debiera ser eliminado en base a los valores de *Relative Difficulty Index* e *Item Consistency Index*. Por su parte, los valores de *Measure of Sampling Adequacy* de los seis ítems oscilaron entre .665 y .715 (Ver Tabla 1), por lo que tampoco era aconsejable la eliminación de ninguno de ellos, ya que el límite para considerar ítems como poco informativos y sin relación con el resto de ítems del conjunto es un valor inferior a .500 (Ferrando et al., 2023; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2021).

La normalidad de los ítems fue evaluada mediante sus índices de asimetría y curtosis, manteniéndose todos ellos dentro del rango de ± 2 , por lo que fueron considerados normalmente distribuidos. En cuanto al examen de la normalidad multivariada, los resultados de la prueba de Mardia indicaron que los datos no seguían la distribución normal (asimetría = 276.976, $p < .001$; curtosis = 21.127, $p < .001$).

Por último, las correlaciones ítem-test oscilaron entre .53 y .72, por lo que tampoco era aconsejable la eliminación de ninguno de los ítems.

Tabla 1

Análisis preliminar de los ítems de la BRS.

Ítem	M	DT	Asimetría	Curtosis	Correlaciones ítem-test	MSA
1	3.60	1.17	-0.45	-0.61	.66	.686
2	3.32	1.21	-0.17	-0.84	.58	.715
3	3.38	1.22	-0.34	-0.71	.60	.671
4	2.74	1.29	0.20	-0.98	.72	.676
5	3.17	1.18	-0.18	-0.71	.53	.665
6	2.62	1.22	0.29	-0.75	.67	.678

Notas. M = media; DT = desviación típica; MSA = *Measure of Sampling Adequacy*

Análisis Factorial Exploratorio

La medida de Kaiser-Meyer-Olkin (.67) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($p < .001$) confirmaron la adecuación

de la muestra para realizar un análisis factorial exploratorio. El análisis factorial exploratorio reveló un modelo de dos factores que explicaban el 44.5% de la varianza total. El factor 1, que explicaba el 31.1% de la varianza, estaba formado ítems negativos (ítems 2, 4 y 6), mientras que los ítems posi-

tivos (ítems 1, 3 y 5) cargaban en el Factor 2, que explicaba el 13.4% de la varianza total. La Tabla 2 muestra las cargas factoriales después de la rotación promax para la solución de dos factores.

Tabla 2

Resultados análisis factorial exploratorio.

Ítems	Factor 1	Factor 2
1. Tiendo a recuperarme rápidamente después de haberlo pasado mal		.605
2. Lo paso mal cuando tengo que enfrentarme a situaciones estresantes	.539	
3. No tardo mucho en recuperarme después de una situación estresante		.820
4. Es difícil para mí recuperarme cuando me ocurre algo malo	.834	
5. Aunque pase por situaciones difíciles, normalmente no lo paso demasiado mal		.453
6. Suelo tardar mucho tiempo en recuperarme de los contratiempos que me ocurren en mi vida	.609	

Análisis factorial confirmatorio

El modelo de un solo factor presentó índices de ajuste menos favorables en comparación con los otros modelos (ver Tabla 3), con un χ^2 normalizado de 11.85, RMSEA de .186, SRMR de .115, CFI de .758 y TLI de .596. Estos valores sugieren que el modelo de un solo factor tiene un ajuste pobre, no capturando de manera óptima la estructura de los

datos. En contraste, los modelos de un factor con factor de método asociado a los ítems negativos y de dos factores correlacionados mostraron ajustes buenos, aunque los índices de ajuste fueron superiores en el modelo de dos factores correlacionados. Este último, con un χ^2 normalizado de 2.80, RMSEA de .072, SRMR de .037, CFI de .967 y TLI de .939, fue el modelo elegido por su mejor ajuste global.

Tabla 3

Comparación de los Índices de bondad de ajuste obtenidos mediante AFC.

Modelo	χ^2	gl	χ^2 /gl	RMSEA (90%IC)	SRMR	CFI	TLI
1 factor	106.686	9	11.85	.186 [.155;.218]	.115	.758	.596
1 factor con factor de método negativos	24.482	6	4.08	.088 [.054;.125]	.036	.964	.909
2 factores correlacionados	22.397	8	2.80	.072 [.038;.109]	.037	.967	.939

Notas. χ^2 = chi cuadrado; gl = grados de libertad; RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = standardized root mean squared residual; CFI = comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index.

Análisis de invarianza

Para el análisis de invarianza se utilizó el modelo de dos factores correlacionados, ya que presentó los mejores índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. Como se muestra en la Tabla 4, las diferencias observadas en los valores de CFI y RMSEA a través de los distintos niveles de invarianza son inferiores a los umbrales establecidos por Chen (2007). Este hallazgo sugiere que el modelo mantiene la invarianza en todos los niveles evaluados entre hombres y mujeres, lo que implica que la estructura del modelo es comparable y que las puntuaciones en la escala son equivalentes en ambos sexos.

Tabla 4

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

	χ^2	gl	p	CFI	Δ CFI	RMSEA	Δ RMSEA
Configural	56.874	16	<.001	.948		.089	
Métrica	60.949	20	<.001	.945	-.003	.082	-.007
Ecalar	67.474	24	<.001	.943	-.002	.076	-.006
Estricta	68.898	30	<.001	.948	.005	.065	-.011

Notas. χ^2 = chi cuadrado; gl = grados de libertad; CFI = comparative fit index; Δ CFI = diferencia del CFI respecto al modelo anterior; RMSEA = root mean square error of approximation; Δ RMSEA = diferencia del RMSEA respecto al modelo anterior.

Consistencia interna y análisis adicionales

La BRS presentó una consistencia interna de $\alpha = .69$ y $\omega = .70$ para su puntuación global, de $\alpha = .65$ y $\omega = .65$ para la escala de ítems positivos y de $\alpha = .73$ y $\omega = .73$ para la escala de ítems negativos. No se observaron efectos de suelo ni techo en ninguna de las subescalas, ya que solo el 1.6% y el 8.1% de los participantes obtuvieron una puntuación de 3 (mínima) o 15 (máxima) en la subescala de ítems positivos, y el 5.7% y el 4.9% en la subescala de ítems negativos, respectivamente. Tampoco se apreciaron efectos de suelo y techo en la escala total, con un .8% y un 2.5% de los participantes con puntuaciones mínimas y máximas, respectivamente. Por último, el análisis de correlaciones mostró que la puntuación de la subescala de ítems positivos presentó correlaciones significativas de signo negativo con las puntuaciones de depresión, ansiedad y estrés de la DASS-21 y una correlación significativa de signo positivo con la puntuación con la escala de autoestima de Rosenberg (ver Tabla 5); mientras que la subescala de ítems negativos mostró correlaciones significativas de signo positivo con la depresión, ansiedad y estrés, y de signo negativo con la autoestima.

Tabla 5

Coeficientes de correlación entre la puntuación total de la BRS con las puntuaciones del DASS-21 y la escala de autoestima de Rosenberg.

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	-.18	[-.25;-.11]	**	.44	[.39;.50]	**	-.40	[-.46;-.34]	**
DASS-21 Ansiedad	-.13	[-.20;-.06]	**	.42	[.36;.48]	**	-.35	[-.41;-.29]	**
DASS-21 Estrés	-.15	[-.22;-.08]	**	.44	[.38;.50]	**	-.38	[-.44;-.32]	**
Escala de autoestima de Rosenberg	.30	[.24;.36]	**	-.40	[-.45;-.34]	**	.43	[.38;.49]	**

Notas. *r* = correlación de Pearson; IC 95% = Intervalo de confianza al 95%; *p* = nivel de significación; ** = *p* < .01.

Discusión

El objetivo principal del presente estudio fue examinar las propiedades psicométricas de la BRS en una muestra de estudiantes universitarios hondureños. Aunque la BRS es ampliamente utilizada para medir la capacidad de las personas para hacer frente a situaciones adversas y recuperarse de ellas, hasta donde sabemos, su validez y consistencia interna no han sido exploradas hasta ahora en el contexto hondureño.

En relación con la validez estructural de la BRS, el análisis factorial exploratorio sugirió un modelo de dos factores: uno compuesto por los ítems positivos y otro por los ítems negativos. Posteriormente, se realizó un análisis factorial confirmatorio, comparando el modelo unifactorial de la versión original de la prueba (Smith et al., 2008) con el modelo de dos factores y con un modelo unifactorial que introduce un factor de método asociado a los ítems negativos. Aunque el modelo unifactorial ha sido validado en diversos contextos culturales, mostrando buenos índices de ajuste en diferentes grupos poblacionales (McKay et al., 2019), en nuestro estudio presentó índices de ajuste pobres. Los índices de ajuste del modelo unifactorial con un factor de método y del modelo de dos factores resultaron aceptables, aunque fueron superiores en el caso del modelo de dos factores. Esto sugiere que la estructura bifactorial es más adecuada para nuestra muestra de estudiantes universitarios hondureños. Este modelo de dos factores distingue claramente entre la capacidad de los estudiantes para recuperarse de la adversidad, representada por el factor de resiliencia (ítems positivos), y su percepción de dificultad frente a la misma, representada por el factor de vulnerabilidad (ítems negativos). Este hallazgo es coherente con otros estudios que también han identificado diferencias en la forma en que los ítems positivos y negativos se agrupan, lo que sugiere que las respuestas a los ítems negativos pueden estar influenciadas por factores distintos, como el afecto negativo o el pesimismo (Baattaiah et al., 2023; Fung, 2020; Hidalgo-Rasmussen & González-Betanzos, 2019; Konaszewski et al., 2021; Kyriazos et al., 2018; Peña-Contreras et al., 2020; Tansey et al., 2016). Por lo tanto, decidimos adoptar el modelo de dos factores, ya que refleja de manera más precisa la estructura latente de la BRS en esta muestra, reconociendo que los ítems positivos y negativos pueden captar diferentes aspectos del constructo de resiliencia.

Otro hallazgo significativo de nuestro estudio es que la BRS mostró una adecuada invarianza en las dimensiones configural, métrica, escalar y estricta entre hombres y mujeres. Este resultado implica que las diferencias observadas en las puntuaciones del BRS entre ambos géneros dentro de esta población universitaria reflejan diferencias auténticas en los factores evaluados, en lugar de ser el resultado de variaciones en la interpretación de la

prueba para cada grupo. Esto sugiere que la BRS parece funcionar de manera equivalente para hombres y mujeres, lo que fortalece la validez de las comparaciones realizadas entre estos grupos en términos de resiliencia.

En nuestra investigación, la BRS mostró una consistencia interna de $\alpha = .69$ y $\omega = .70$ para su puntuación total. Respecto a las escalas de resiliencia y de vulnerabilidad, tanto los coeficientes Alfa como omega fueron de .65 y .73, respectivamente. Aunque estos valores son inferiores a los reportados en otros estudios, donde se han obtenido coeficientes de consistencia interna más altos, se consideran adecuados siguiendo el criterio propuesto por Kalkbrenner (2021). La discrepancia en los valores obtenidos frente a otros estudios resalta la importancia de evaluar la consistencia interna en contextos específicos, lo que puede contribuir a la comprensión de cómo se comporta la BRS en diferentes grupos culturales y demográficos.

Además, se observó que no existían efectos de suelo ni de techo, ya que el porcentaje de participantes que alcanzaron las puntuaciones más bajas y más altas de ambos factores no superó el umbral del 15% establecido por McHorney y Tarlov (1995). Este hallazgo sugiere que la BRS permite distinguir entre distintos niveles de resiliencia y vulnerabilidad en la muestra analizada, lo que refuerza su utilidad como herramienta de evaluación en la población universitaria de la Universidad Pedagógica Nacional Francisco Morazán.

Por último, el análisis de correlaciones reveló patrones significativos que proporcionan una visión más profunda sobre la relación entre la resiliencia y otros constructos psicológicos. En particular, se encontró que la subescala de resiliencia correlacionaba negativamente con las puntuaciones de depresión, ansiedad y estrés de la DASS-21, lo que indica que a medida que aumentan las percepciones de resiliencia, disminuyen los niveles de estos problemas emocionales. Estos resultados están en consonancia con diversos meta-análisis que han demostrado cómo la resiliencia impacta positivamente en la salud mental de los individuos (Färber & Rosendahl, 2018; Hu et al., 2015; Imran et al., 2024; Lee et al., 2013; Siriwardhana et al., 2014). Asimismo, esta subescala mostró una correlación positiva significativa con la puntuación de la escala de autoestima de Rosenberg, sugiriendo que una mayor resiliencia se asocia con una mayor autoestima, lo que concuerda con diversos estudios que han hallado una relación bidireccional entre la resiliencia y la autoestima (Auttama et al., 2021; Baguri et al., 2022; Leiva et al., 2013). Las personas con una mayor autoestima suelen ser más resilientes, ya que tienen una percepción más positiva de sus habilidades y de su capacidad para enfrentar desafíos (Orth & Robins, 2014). A su vez, la resiliencia contribuye a fortalecer la autoestima, al permitir que las personas superen dificultades y alcancen sus metas, lo que refuerza su autoconcepto y autoconfianza (Benetti

& Kambouropoulos, 2006). En contraste, la subescala de vulnerabilidad evidenció correlaciones positivas significativas con la depresión, ansiedad y estrés, lo que sugiere que estos factores pueden estar interrelacionados con las dificultades en la resiliencia. Además, se observó una correlación negativa con la autoestima, lo que refuerza la idea de que las experiencias negativas y las emociones adversas pueden influir negativamente en la percepción de uno mismo. Estos resultados destacan la importancia de considerar estos constructos interrelacionados al evaluar la resiliencia en la población universitaria, ya que proporcionan información valiosa sobre las dinámicas emocionales que pueden impactar el bienestar general.

Si bien este estudio aporta hallazgos significativos sobre las características psicométricas de la BRS en una población universitaria de Honduras, es importante reconocer ciertas limitaciones que deben considerarse al interpretar los resultados. En primer lugar, los participantes fueron seleccionados a través de un muestreo por conveniencia entre los estudiantes de una única universidad, lo que limita la capacidad de generalizar los hallazgos a una población más amplia. Para mejorar la validez externa de futuros estudios, sería recomendable emplear métodos de muestreo probabilístico que aseguren una representación más adecuada de la población universitaria. Asimismo, convendría ampliar la muestra a estudiantes de otras universidades, con el fin de obtener resultados más generalizables y representativos del alumnado de educación superior hondureña en su conjunto. En segundo lugar, todas las pruebas utilizadas en este estudio son de autorreporte, lo que plantea la posibilidad de sesgos en las respuestas de los participantes. A pesar de que el carácter anónimo y voluntario de la encuesta reduce este riesgo, no se puede eliminar por completo. Investigaciones adicionales podrían explorar métodos complementarios de evaluación para

mitigar este sesgo (Dodou & de Winter, 2014). Por último, este estudio no evaluó la fiabilidad test-retest de la BRS. Este tipo de fiabilidad es importante, ya que proporciona a los investigadores y profesionales la confianza de que la prueba mide el mismo constructo de manera consistente en diferentes momentos (Berchtold, 2016). La evaluación de la fiabilidad test-retest en la población hondureña sería un paso importante para garantizar la consistencia temporal de la BRS en este contexto.

En conclusión, los resultados de este estudio respaldan la consistencia interna y validez de la BRS para examinar la resiliencia en estudiantes universitarios de Honduras. Hasta donde sabemos, este es el primer estudio que investiga las propiedades psicométricas de una herramienta diseñada específicamente para evaluar la resiliencia en este país. Los resultados de este estudio podrían contribuir significativamente al campo de la psicología en Honduras, proporcionando una herramienta válida y confiable para evaluar la resiliencia, lo cual tiene implicaciones importantes para el desarrollo, y en particular para la evaluación, de intervenciones que fomenten el bienestar mental de los estudiantes universitarios. Además, este estudio podría servir como punto de partida para futuras investigaciones sobre la resiliencia en otras poblaciones del país, así como para la realización de estudios transculturales.

Información complementaria

Conflicto de interés.- Los autores declaran que no hay conflicto de intereses.

Financiación.- Sin financiación.

Declaración de disponibilidad de datos de investigación.- Los datos utilizados para este estudio están disponibles mediante petición razonable al autor de correspondencia.

References

- Ahmed, Z., & Julius, S. H. (2015). Academic performance, resilience, depression, anxiety and stress among women college students. *Indian Journal of Positive Psychology*, 6(4), 367-370.
- Arslan, G. (2019). Mediating role of the self-esteem and resilience in the association between social exclusion and life satisfaction among adolescents. *Personality and Individual Differences*, 151, 109514. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109514>
- Auttama, N., Seangpraw, K., Ong-Artborirak, P., & Tonchoy, P. (2021). Factors Associated with Self-Esteem, Resilience, Mental Health, and Psychological Self-Care Among University Students in Northern Thailand. *Journal of Multidisciplinary Healthcare*, 14, 1213-1221. <https://doi.org/10.2147/JMDH.S308076>
- Baattaiah, B. A., Alharbi, M. D., Khan, F., & Aldhahi, M. I. (2023). Translation and population-based validation of the Arabic version of the brief resilience scale. *Annals of medicine*, 55(1), 2230887. <https://doi.org/10.1080/07853890.2023.2230887>
- Baguri, E. M., Roslan, S., Hassan, S. A., Krauss, S. E., & Zaremohzzabieh, Z. (2022). How do self-esteem, dispositional hope, crisis self-efficacy, mattering, and gender differences affect teacher resilience during COVID-19 school closures? *International journal of environmental research and public health*, 19(7), 4150. <https://doi.org/10.3390/ijerph19074150>
- Benetti, C., & Kambouropoulos, N. (2006). Affect-regulated indirect effects of trait anxiety and trait resilience on self-esteem. *Personality and Individual Differences*, 41(2), 341-352. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.01.015>
- Berchtold, A. (2016). Test-retest: agreement or reliability? *Methodological Innovations*, 9, 1-7. <https://doi.org/10.1177/2059799116672875>
- Brewer, M. L., Van Kessel, G., Sanderson, B., Naumann, F., Lane, M., Reubenon, A., & Carter, A. (2019). Resilience in higher education students: A scoping review. *Higher Education Research & Development*, 38(6), 1105-1120. <https://doi.org/10.1080/07294360.2019.1626810>
- Brown, T. A. (2015). *Methodology in the social sciences. Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Calderon, C., Lorenzo-Seva, U., Ferrando, P. J., Sorribes, E., Rodríguez-González, A., Obispo, B. M., Mihic-Góngora, L., Corral, M. J., Rogado, J., Cruz-Castellanos, P., & Jiménez-Fonseca, P. (2022). Measurement properties of the Spanish version of the brief resilient coping scale (BRCS) in cancer patients. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 22(3), 100313. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2022.100313>
- 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>
- Chmitorz, A., Wenzel, M., Stieglitz, R.-D., Kunzler, A., Bagusat, C., Helmreich, I., Gerlicher, A., Kampa, M., Kubiak, T., Kalisch, R., Lieb, K., & Tüscher, O. (2018). Population-based validation of a German version of the Brief Resilience Scale. *PLOS ONE*, 13(2), e0192761. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0192761>
- Coelho, G. L. H., Cavalcanti, T. M., Rezende, A. T., & Gouveia, V. V. (2016). Brief resilience scale: Testing its factorial structure and invariance in Brazil. *Universitas Psychologica*, 15(2), 397-408. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-2.brst>
- Connor, K. M., & Davidson, J. R. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson resilience scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76-82. <https://doi.org/10.1002/da.10113>

- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four or analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(7), 1-9. <https://doi.org/10.7275/yj1-4868>
- Crutzen, R., & Peters, G. J. Y. (2017). Scale quality: alpha is an inadequate estimate and factor-analytic evidence is needed first of all. *Health Psychology Review*, 11(3), 242-247. <https://doi.org/10.1080/17437199.2015.1124240>
- 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 Holanda-Coelho, G. L., Hanel, P. H. P., Medeiros-Cavalcanti, T., Teixeira-Rezende, A., & Veloso-Gouveia, V. (2016). Brief Resilience Scale: Testing its factorial structure and invariance in Brazil. *Universitas Psychologica*, 15(2), 397-408. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-2.brst>
- DeVellis R. F. (2016). *Scale development: Theory and applications*. SAGE publications
- Dodeen, H. (2023). The effects of changing negatively worded items to positively worded items on the reliability and the factor structure of psychological scales. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 41(3), 298-310. <https://doi.org/10.1177/07342829221141934>
- Dodou, D., & de Winter, J. C. (2014). Social desirability is the same in offline, online, and paper surveys: A meta-analysis. *Computers in Human Behavior*, 36, 487-495. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.04.005>
- Färber, F., & Rosendahl, J. (2018). The association between resilience and mental health in the somatically ill: a systematic review and meta-analysis. *Deutsches Ärzteblatt International*, 115(38), 621-627. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2018.0621>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., & Bargallo-Escriva, M. T. (2023). Guliksen's pool: A quick tool for preliminary detection of problematic items in item factor analysis. *Plos One*, 18(8), e0290611. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0290611>
- Fung S-F. (2020). Validity of the Brief Resilience Scale and Brief Resilient Coping Scale in a Chinese Sample. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(4):1265. <https://doi.org/10.3390/ijerph17041265>
- Furstova, J., Kascakova, N., Polackova Solcova, I., Hasto, J., & Tavel, P. (2022). How Czech-Slovakia bounces back: population-based validation of the brief resilience scale in two central European countries. *Psychological Reports*, 125(5), 2807-2827. <https://doi.org/10.1177/00332941211029619>
- 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>
- Gravetter, F., & Wallnau, L. (2014). *Essentials of statistics for the behavioral sciences*. Wadsworth.
- Gómez-Lugo, M., Espada, J. P., Morales, A., Marchal-Bertrand, L., Soler, F., & Vallejo-Medina, P. (2016). Adaptation, validation, reliability and factorial equivalence of the Rosenberg Self-Esteem Scale in Colombian and Spanish population. *The Spanish Journal of Psychology*, 19, E66. <https://doi.org/10.1017/sjp.2016.67>
- Hair, J. F., Tatham, R. L., Anderson, R. E., & Black, W. (2010). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Prentice Hall.
- Haktanir, A., Lenz, A. S., Can, N., & Watson, J. C. (2016). Development and evaluation of Turkish language versions of three positive psychology assessments. *International Journal for the Advancement of Counseling*, 38, 286-297. <https://doi.org/10.1007/s10447-016-9272-9>
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. But... *Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205. <https://doi.org/10.1177/1094428104263675>
- Hidalgo-Fuentes, S., Martí-Vilar, M., & Ruiz-Ordóñez, Y. (2023). Problematic Internet Use and Resilience: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Nursing Reports*, 13(1), 337-350. <https://doi.org/10.3390/nursrep13010032>
- Hidalgo-Rasmussen, C. A., Chávez-Flores, Y. V., Rojas, M. J., & Vilagrón, F. (2021). Cross-Cultural Adaptation and Validation to Chilean Youth People of Brief Resilience Scale (BRS). *Anales de psicología*, 37(2), 243-252. <https://doi.org/10.6018/analesps.412931>
- Hidalgo-Rasmussen, C. A., & González-Betanzos, F. (2019). El tratamiento de la aquiescencia y la estructura factorial de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) en estudiantes universitarios mexicanos y chilenos. *Anales de Psicología*, 35(1), 26-32. <https://doi.org/10.6018/analesps.35.1.297781>
- Hu, T., Zhang, D., & Wang, J. (2015). A meta-analysis of the trait resilience and mental health. *Personality and Individual Differences*, 76, 18-27. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.11.039>
- Imran, A., Tariq, S., Kapczinski, F., & de Azevedo Cardoso, T. (2024). Psychological resilience and mood disorders: a systematic review and meta-analysis. *Trends in Psychiatry and Psychotherapy*, 46, e20220524. <https://doi.org/10.47626/2237-6089-2022-0524>
- Jacobs, I., & Horsch, A. (2019). Psychometric properties of the French Brief Resilience Scale. *European Journal of Health Psychology*, 26(1), 1-9. <https://doi.org/10.1027/2512-8442/a000022>
- Kalkbrenner, M. T. (2021). Alpha, omega, and H internal consistency reliability estimates: Reviewing these options and when to use them. *Counseling Outcome Research and Evaluation*, 14(1), 77-88. <https://doi.org/10.1080/21501378.2021.1940118>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford Press
- Konaszewski, K., Kolemba, M., & Niesiołędzka, M. (2021). Resilience, sense of coherence and self-efficacy as predictors of stress coping style among university students. *Current psychology*, 40(8), 4052-4062. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00363-1>
- Kyriazos, T. A., Stalikas, A., Prassa, K., Galanakis, M., Yotsidi, V., & Lakioti, A. (2018). Psychometric evidence of the Brief Resilience Scale (BRS) and modeling distinctiveness of resilience from depression and stress. *Psychology*, 9(7), 1828-1857. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.97107>
- Lai, J. C., & Yue, X. (2014). Using the Brief Resilience Scale to assess Chinese people's ability to bounce back from stress. *Sage Open*, 4(4), 1-9. <https://doi.org/10.1177/2158244014554386>
- Lee, J. H., Nam, S. K., Kim, A. R., Kim, B., Lee, M. Y., & Lee, S. M. (2013). Resilience: A meta-analytic approach. *Journal of Counseling & Development*, 91(3), 269-279. <https://doi.org/10.1002/j.1556-6676.2013.00095.x>
- Leiva, L., Pineda, M., & Encina, Y. (2013). Autoestima y apoyo social como predictores de la resiliencia en un grupo de adolescentes en vulnerabilidad social. *Revista de Psicología*, 22(2), 111-123. <http://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2013.30859>
- 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>
- Lin, P.-C., Yen, J.-Y., Lin, H.-C., Chou, W.-P., Liu, T.-L., & Ko, C.-H. (2021). Coping, Resilience, and Perceived Stress in Individuals with Internet Gaming Disorder in Taiwan. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 1771. <https://doi.org/10.3390/ijerph18041771>
- Lindwall, M., Barkoukis, V., Grano, C., Lucidi, F., Raudsepp, L., Liukkonen, J., & Thøgersen-Ntoumani, C. (2012). Method effects: The problem with negatively versus positively keyed items. *Journal of Personality Assessment*, 94(2), 196-204. <https://doi.org/10.1080/00223891.2011.645936>
- 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. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- López-Aguilar, D., Álvarez-Pérez, P. R., González-Ramos, J. A., & Garcés-Delgado, Y. (2023). Development of resilient behaviours in the fight against university academic dropout. *Educación XXI*, 26(2), 91-116. <https://doi.org/10.5944/educxx1.35891>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. <https://doi.org/10.1177/0146621613487>

- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2021). MSA: The forgotten index for identifying inappropriate items before computing exploratory item factor analysis. *Methodology*, 17(4), 296-306. <https://doi.org/10.5964/meth.7185>
- 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)
- Mardia K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Mayerl, J., & Giehl, C. (2018). A closer look at attitude scales with positive and negative items: Response latency perspectives on measurement quality. *Survey Research Methods*, 12(3), 193-209. <https://doi.org/10.18148/srm/2018.v12i3.7207>
- McHorney, C. A., & Tarlov, A. R. (1995). Individual-patient monitoring in clinical practice: are available health status surveys adequate?. *Quality of life research*, 4(4), 293-307. <https://doi.org/10.1007/BF01593882>
- McKay, S., Skues, J. L., & Williams, B. J. (2019). Does the Brief Resilience Scale actually measure resilience and succumbing? Comparing artefactual and substantive models. *Advances in Mental Health*, 19(2), 192-201. <https://doi.org/10.1080/18387357.2019.1688667>
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412-433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>
- Montas, M., Rao, S. R., Atassi, H. A., Shapiro, M. C., Dean, J., & Salama, A. R. (2021). Relationship of grit and resilience to dental students' academic success. *Journal of Dental Education*, 85(2), 176-186. <https://doi.org/10.1002/jdd.12414>
- Norris, F. (2010). *Behavioral Science Perspectives on Resilience*. CARRI Research Paper, 10, Tennessee (USA). Community and Regional Resilience Institute Oak Ridge.
- Orth, U., & Robins, R. W. (2014). The development of self-esteem. *Current Directions in Psychological Science*, 23(5), 381-387. <https://doi.org/10.1177/0963721414547414>
- Peña-Contreras, E. K., Lima-Castro, S., Arias-Medina, P., Bueno-Pacheco, A., Aguilar-Sizer, M., & Cabrera-Vélez, M. (2020). Propiedades psicométricas de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) en el contexto ecuatoriano. *Revista Evaluar*, 20(3), 83-98. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v20.n3.31715>
- Pertegal-Felices, M. L., Valdivieso-Salazar, D. A., Espín-León, A., & Jimeno-Morenillo, A. (2022). Resilience and academic dropout in Ecuadorian university students during COVID-19. *Sustainability*, 14(13), 8066. <https://doi.org/10.3390/su14138066>
- Polizzi, C. P., & Lynn, S. J. (2021). Regulating emotionality to manage adversity: A systematic review of the relation between emotion regulation and psychological resilience. *Cognitive Therapy and Research*, 1-21. <https://doi.org/10.1007/s10608-020-10186-1>
- 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>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74, 145-154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Riepenhausen, A., Wackerhagen, C., Reppmann, Z. C., Deter, H. C., Kalisch, R., Veer, I. M., & Walter, H. (2022). Positive cognitive reappraisal in stress resilience, mental health, and well-being: A comprehensive systematic review. *Emotion Review*, 14(4), 310-331. <https://doi.org/10.1177/17540739221114642>
- Rodríguez-Rey, R., Alonso-Tapia, J., & Hermansaiz-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-Fernández, A., Ramos-Díaz, E., Martínez de Lahidalga, I. R., & Rey-Baltar, A. Z. (2018). Implicación escolar de estudiantes de secundaria: La influencia de la resiliencia, el autoconcepto y el apoyo social percibido. *Educación XX1*, 21(1), 87-108. <https://doi.org/10.5944/educxx1.20177>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Sakız, H., & Aftab, R. (2019). Academic achievement and its relationships with psychological resilience and socio-demographic characteristics. *International Journal of School & Educational Psychology*, 7(4), 263-273. <https://doi.org/10.1080/21683603.2018.1446372>
- Salazar, M. S. (2015). The dilemma of combining positive and negative items in scales. *Psicothema*, 27(2), 192-199. <https://doi.org/10.7334/psicothema2014.266>
- Setiawati, Y., Wahyuhadi, J., Joestandari, F., Maramis, M. M., & Atika, A. (2021). Anxiety and Resilience of Healthcare Workers During COVID-19 Pandemic in Indonesia. *Journal of Multidisciplinary Healthcare*, 14, 1-8. <https://doi.org/10.2147/JMDH.S276655>
- Siriwardhana, C., Ali, S. S., Roberts, B., & Stewart, R. (2014). A systematic review of resilience and mental health outcomes of conflict-driven adult forced migrants. *Conflict and Health*, 8, 1-14. <https://doi.org/10.1186/1752-1505-8-13>
- 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>
- Smith, G. D., & Yang, F. (2017). Stress, resilience and psychological well-being in Chinese undergraduate nursing students. *Nurse Education Today*, 49, 90-95. <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2016.10.004>
- Streiner, D. L., Norman, G. R., & Cairney, J. (2024). *Health measurement scales: a practical guide to their development and use*. Oxford university press.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2014). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson Education Limited.
- Tansey, T. N., Kaya, C., Moser, E., Eagle, D., Dutta, A., & Chan, F. (2016). Psychometric validation of the Brief Resilience Scale in a sample of vocational rehabilitation consumers. *Rehabilitation Counseling Bulletin*, 59(2), 108-111. <https://doi.org/10.1177/0034355215573539>
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 769. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Van Gils, Y., Dom, G., Dierckx, E., Van Alphen, S. P. J., & Franck, E. (2022). Resilience, depression and anxiety and hazardous alcohol use behaviour among community dwelling older adults. *Aging & Mental Health*, 26(1), 56-64. <https://doi.org/10.1080/13607863.2020.1870211>
- Vilca-Pareja V, Luque Ruiz de Somocurcio A, Delgado-Morales R, & Medina Zeballos L. (2022). Emotional Intelligence, Resilience, and Self-Esteem as Predictors of Satisfaction with Life in University Students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 19(24), 16548. <https://doi.org/10.3390/ijerph192416548>
- Windle, G., Bennett, K. M., & Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales. *Health and Quality of Life Outcomes*, 9(1), 8. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-9-8>
- Yang, C., Zhou, Y., Cao, Q., Xia, M., & An, J. (2019). The Relationship Between Self-Control and Self-Efficacy Among Patients With Substance Use Disorders: Resilience and Self-Esteem as Mediators. *Frontiers in Psychiatry*, 10, 388. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00388>
- Zhang, J., Yang, Z., Wang, X., Li, J., Dong, L., Wang, F., Li, Y., Wei, R., & Zhang, J. (2020). The relationship between resilience, anxiety and depression among patients with mild symptoms of COVID-19 in China: A cross-sectional study. *Journal of Clinical Nursing*, 29(21-22), 4020-4029. <https://doi.org/10.1111/jocn.15425>
- Zygmunt, C., & Smith, M. R. (2014). Robust factor analysis in the presence of normality violations, missing data, and outliers: Empirical questions and possible solutions. *The Quantitative Methods for Psychology*, 10(1), 40-55. <https://doi.org/10.12691/qjps-9-4-2>