



Adaptación transcultural y validación de la Brief Resilience Scale (BRS) para jóvenes chilenos

Carlos Alejandro Hidalgo-Rasmussen^{1,2*}, Yolanda Viridiana Chávez-Flores³, María J. Rojas^{2,4} y Fabiola Vilugrón^{2,5}

¹ Centro de Investigación en Riesgos y Calidad de Vida (CIRCAV), Universidad de Guadalajara, Jalisco (México).

² Centro de Estudios Avanzados, Observatorio de Riesgos del Estudiante, Universidad de Playa Ancha, Viña del Mar (Chile).

³ Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Autónoma de Baja California, Tijuana (México).

⁴ Facultad de Ciencias de la Educación, Universidad de Playa Ancha, Valparaíso (Chile).

⁵ Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Playa Ancha, Valparaíso (Chile).

Resumen: El estudio de la resiliencia como recuperación del estrés se ha extendido, y se requiere dar cuenta del desarrollo y las propiedades psicométricas de las escalas que permiten utilizarla. El objetivo fue adaptar transculturalmente la *Brief Resilience Scale (BRS)* y evaluar sus propiedades psicométricas en población joven chilena. Participaron en el año 2016, tres traductores, y 1,237 estudiantes de 18 a 24 años de una universidad de la zona Central de Chile, 60.8% mujeres y 39.2% hombres. Se consiguió la equivalencia lingüística y conceptual después de una doble traducción, retro traducción y de realizar las entrevistas cognitivas con la población diana. Se observaron dificultades en el ítem 2. Del Análisis Factorial Exploratorio surgieron dos factores. Los índices de ajuste del Análisis Factorial Confirmatorio fueron adecuados: $\chi^2 = 9.256(6)$, $p = .160$; CFI = .995; TLI = .988; RMSEA = .035, IC 90% [.000, .076]. El omega total .81. La estabilidad por ítem fue moderada y para la puntuación total, elevada. Las medias en general fueron menores en mujeres, pero similares entre grupos de edad. Hubo evidencia de validez concurrente y convergente. La versión chilena de la BRS puede ser útil para medir la resiliencia en jóvenes chilenos.

Palabras clave: Resiliencia psicológica. Comparación transcultural. Adulto joven. Encuestas y cuestionarios. Psicometría.

Title: Cross-Cultural Adaptation and Validation to Chilean Youth People of Brief Resilience Scale (BRS).

Abstract: The study of resilience as recovery from stress has been extended, and it is necessary to account for the development and psychometric properties of the scales that allow it to be used. The aim was to report on the cross-cultural adaptation process and psychometric properties of the *Brief Resilience Scale (BRS)* in young Chilean population. In 2016, three translators, and 1,237 students between 18 and 24 years old from a university in the Fifth Region of Chile participated. Linguistic and conceptual equivalence was achieved after carried out a double translation, back-translation and cognitive interviews with the target population. Difficulties were observed in item 2. From the Exploratory Factor Analysis, two factors emerged. In the Confirmatory Factorial Analysis, the fit indexes were suitable: $\chi^2 = 9.256(6)$, $p = .160$; CFI = .995; TLI = .988; RMSEA = .035 IC 90% [.000, .076]. Total omega was .81. The stability per item was moderate; and high for the total score. Means were generally lower in women than in men but similar among age groups. It has evidence for concurrent and convergent validity. The BRS Chilean version might be useful for measuring resilience in young Chileans.

Keywords: Psychological resilience. Cross-cultural comparison. Young adult. Surveys and questionnaires. Psychometrics.

Introducción

En el campo de las ciencias sociales, el estudio de la resiliencia permite analizar la adaptación como respuesta ante situaciones adversas y factores de riesgo (Vanderbilt-Adriance y Shaw, 2008). En población joven en riesgo, estudios previos evidencian el rol importante que la resiliencia juega al funcionar como mediador entre el impacto de los riesgos individuales y contextuales con el bienestar (Sanders et al., 2015).

La resiliencia es la capacidad de recuperarse del estrés (Smith et al., 2008). En este sentido, recuperación se entiende como el retorno al nivel anterior de funcionamiento (Carver, 1998). La Escala Breve de Resiliencia (*Brief Resilience Scale, BRS*) fue construida por Smith et al. (2008) bajo el supuesto de que esta interpretación es la más cercana al significado original considerando su raíz etimológica *resilio* que significa volver atrás. Esta precisión es importante en primer lugar, debido a la diversidad de significados que se han otorgado al término resiliencia, tales como resistencia al estrés, resistencia a la enfermedad o afrontamiento. En segundo lugar, debido a que la

diversidad de términos y significados, se ha reflejado en la construcción de escalas al medir los factores protectores o recursos personales que la hacen posible (Saavedra y Villalta, 2008) y no la capacidad de recuperación (Smith et al., 2008; Smith et al., 2010).

La BRS es una escala que resulta útil para tamizajes en adultos jóvenes y estudios transculturales, que se ha utilizado como variable mediadora para explicar mecanismos de asociación entre variables (Moke et al., 2018; Thurston et al., 2018), y para evaluar la asociación entre resiliencia y otras variables en estudiantes de pregrado (Park et al., 2019; Weiss et al., 2019)

El disponer de esta escala en el contexto chileno podría permitir que los investigadores que quieran evaluar este constructo puedan tener un instrumento del cual se tiene evidencia y que conceptualmente obedece a la lógica de recuperarse del estrés. Además, contar con una escala breve que mida este constructo puede ser de gran utilidad en el contexto clínico donde el personal está sometido a un gran estrés. En una revisión sistemática se examinaron sus propiedades

* Correspondence address [Dirección para correspondencia]:

Carlos Alejandro Hidalgo-Rasmussen. Av. Enrique Arreola Silva 883. Col. Centro; Cd. Guzmán, C.P. 49000 Jalisco (México).

E-mail: carlos.hidalgo@academicos.udg.mx

(Artículo recibido: 03-02-2020, revisado: 27-11-2020, aceptado: 14-01-2021)

psicométricas y obtuvo con otros cuatro instrumentos la más alta calificación (Windle et al., 2011). En el estudio de la resiliencia se han utilizado diversas escalas, en 2011 ya se contaban diecinueve (Windle et al., 2011), tres de las más conocidas son: Resilience Scale (Wagnild y Young, 1993), la Resilience Scale for Adults, RSA (Friborg, 2003) y la Connor Davidson Resilience Scale, CD-RISC (Connor y Davidson, 2003). No obstante, la conceptualización de resiliencia varía respecto a la BRS ya que en la Resilience Scale se evalúan características personales como la ecuanimidad, la perseverancia, la autosuficiencia, el significado y soledad existencial, en la RSA se evalúa la presencia de cinco factores protectores competencia personal, competencia social, coherencia familiar, apoyo social y estructura personal. Mientras que la CD-RISC evalúa la competencia personal, aceptación del cambio y relaciones seguras, confianza, tolerancia, efectos de fortalecimiento del estrés, control e influencias espirituales. Por su parte la BRS más que centrarse en recursos para la resiliencia o características personales, se enfoca en la habilidad de recuperarse del estrés, vinculado con la resistencia a la enfermedad, y superar la adversidad. Hay evidencia de que estos aspectos representan distintos constructos que aunque están correlacionados no son lo mismo (Kunzler et al., 2018).

La BRS, se utiliza en diversos países, con versiones en diversos idiomas y de ella se ha realizado la revisión de propiedades psicométricas en distintas poblaciones (Amat et al., 2014; Chmitorz et al., 2018; Choi et al., 2019; Coelho et al., 2016; da Silva-Sauer et al., 2020; Fung, 2020; Jacobs y Horsch, 2019; Karaman et al., 2018; Kyriazos et al., 2018; Lai y Yue, 2014; Nogueira-Neves et al., 2018; Rodríguez-Rey et al., 2016). El hecho de que la BRS cuente con versiones en varios idiomas, podría servir en el futuro para estudios de comparación transcultural. Además, como el uso de la escala está en aumento como se puede ver por las versiones y artículos producidos por año de ella, es un aporte el contar con información de las propiedades encontradas en su desarrollo. Cada vez que se aplican escalas a culturas o grupos distintos requieren de una adaptación que garantice que el instrumento permanece siendo el mismo al modificarse para una cultura determinada y es lo que le da la validez transcultural (Mokkink et al., 2010). Además, el idioma castellano muestra diferencias a ser tomadas en cuenta en distintos países, por ello no es suficiente que exista una versión en español y que esa se aplique en todos los países de Iberoamérica. El proceso de adaptación no está completo si uno no conoce los procesos previos a los estudios psicométricos como es la equivalencia lingüística y conceptual de los ítems (Muñiz et al., 2013). Por otra parte, en revisiones sistemáticas que se han hecho de instrumentos se revisa el proceso de adaptación completo y cuando hay algunas etapas que no son reportadas los instrumentos obtienen puntuaciones deficientes y con ello disminuye la posibilidad de que sean utilizados. En el estudio previo solo se realizó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) pero no el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y tampoco se obtuvo la fiabilidad a partir del modelo de medida lo que ha sido comentado como una limitación en el estudio de la fiabilidad (Viladrich et al., 2017). La

falta de información de las propiedades psicométricas de un instrumento empieza como un problema técnico, se convierte en un problema teórico y puede terminar siendo un tema ético porque se aventuran resultados en la comunidad científica que no están completos y por tanto no se puede dar cuenta de la validez de las inferencias.

Recientemente se publicó el AFC y la fiabilidad de consistencia interna de la versión chilena del BRS (Hidalgo-Rasmussen y González-Betanzos, 2019), que tenía como propósito evaluar la estructura factorial de la versión en español de la BRS tomando en cuenta la aquiescencia. El presente estudio cubre algunos importantes vacíos del estudio anterior, en este estudio se reporta la validez transcultural que integrada por dos pasos, equivalencia lingüística y equivalencia conceptual da cuenta del proceso para obtener una versión que haya seguido un proceso adecuado y documentado de traducción y retrotraducción así como una verificación de la comprensión con el grupo diana. Dar cuenta de este proceso permitirá que los investigadores que deseen utilizar la versión chilena del BRS cuenten con información de la calidad del proceso por el cual se generó la nueva versión para que puedan tomar decisiones informadas para la utilización de la escala en un contexto distinto a la versión de origen. Por otra parte, la realización de un AFE además del AFC permite abordar el problema de la capitalización del azar así que en este estudio hemos realizado dicho proceso con dos muestras divididas aleatoriamente. También se exponen las correlaciones de la BRS con otros dos instrumentos para recoger evidencia de validez concurrente. Finalmente, en este estudio también se buscaba explorar la validez convergente y discriminante y se discuten los resultados obtenidos y se aportan datos de la estabilidad de la escala que son valiosos para aquellos estudios que deseen aplicar la escala en estudios longitudinales. Consideramos así que este estudio hace una aportación significativa al conocimiento de la construcción de la versión chilena del BRS y el conocimiento de sus propiedades psicométricas.

El presente estudio complementa el referido porque se reporta la adaptación transcultural, se analiza la validez de estructura interna con dos muestras para evitar la capitalización del azar, se evalúa la validez de constructo, la validez convergente, la fiabilidad basada en el modelo de medida y la estabilidad.

La adaptación transcultural es el proceso que busca la equivalencia entre la versión original de un instrumento y la versión adaptada a otro contexto, basada en el contenido (Beaton et al., 2000). Por otra parte, la validez se refiere al grado en que se mide el constructo que pretende medir y la fiabilidad al grado en que el instrumento está libre de error de medida (Mokkink et al., 2010).

El objetivo del presente estudio es adaptar transculturalmente la BRS y evaluar sus propiedades psicométricas en población joven chilena.

Método

Participantes

Para la equivalencia lingüística participaron tres traductores independientes, los investigadores responsables del estudio y un investigador invitado. Para la equivalencia conceptual participaron cinco mujeres y siete hombres, estudiantes de una universidad pública del centro de Chile, de diferentes carreras y grados, homogéneos respecto a etnia y lenguaje, en dos rangos de edad (18 - 19, 20 - 24 años). Para analizar la validez se estableció como criterio de inclusión que los participantes fueran estudiantes que ingresaron a la universidad en 2016 y que tuvieran de 18 a 24 años de edad. De 1,784 estudiantes matriculados, se evaluaron a 1,437 y quedaron 1,237 después de filtrar por edad (Tabla 1). Para la validez de estructura interna, en el AFE se trabajó con datos de 618 participantes y para el AFC con los datos de 619 participantes. Para la validez de constructo se incluyeron los datos de los 1,237 participantes. Los análisis para obtener la fiabilidad se hicieron con los datos de los 619 participantes del AFC y para la valoración de la estabilidad en el test-retest participó una submuestra de 40 estudiantes.

Procedimiento

Acorde a una guía de evaluación estandarizada para el desarrollo de instrumentos (Valderas et al., 2008), se llevó a cabo la adaptación transcultural y la revisión de propiedades psicométricas.

En el proceso de adaptación transcultural se realizó la *equivalencia lingüística y la equivalencia conceptual*.

La equivalencia lingüística inició con la traducción del instrumento, desde su versión original en inglés a la versión en castellano por parte de los traductores independientes y los investigadores responsables del estudio. Una vez traducida la escala, los investigadores se reunieron para identificar diferencias entre las dos traducciones y después de aclarar dudas con los traductores, se reconciliaron las diferencias y así surgió la primera versión de la escala en español. Para llevar a cabo la retrotraducción, la versión traducida al español fue enviada al tercer traductor independiente que la tradujo al inglés. Los investigadores compararon esa nueva versión con la versión original en inglés y después de verificar su similitud, acordaron la versión chilena de la BRS que fue utilizada a partir de la siguiente fase.

La equivalencia conceptual tuvo el propósito de determinar si las instrucciones e ítems propuestos a los participantes eran aceptados, comprendidos y reflejaban el contenido que se deseaba medir. Para ello se aplicaron entrevistas cognitivas con un formato semi-estructurado. Se solicitó a los participantes que contestaran el cuestionario; al concluir se registró el tiempo que invirtieron en su contestación, se verificó que comprendían cada ítem y se les preguntó por qué contestaron así; además se estuvo en disposición de contestar dudas. Las respuestas fueron documentadas y revisadas por los

investigadores; se hicieron ajustes cuando fue necesario y se obtuvo la versión final chilena de la BRS.

La versión final adaptada de la BRS chilena se aplicó en una sala de computación durante el curso de inducción a la universidad, con la presencia de un miembro del equipo investigador. Los instrumentos se aplicaron de manera simultánea. Para evaluar la estabilidad en el test-retest una submuestra volvió a contestar la escala una semana después. Con los datos obtenidos se procedió a evaluar las propiedades de medida de validez de estructura interna, convergente y de constructo, convergente y discriminante y finalmente a evaluar la fiabilidad.

Instrumentos

La resiliencia se midió mediante la escala BRS. Está compuesta por seis ítems, tres (directos) redactados en la misma dirección de la medida de la escala (1, 3 y 5) y los demás (indirectos) en dirección contraria a la medida de la escala (2, 4 y 6). Las categorías de respuesta están en una escala Likert de cinco puntos que va desde totalmente en desacuerdo (1) hasta totalmente de acuerdo (5). El instrumento genera una puntuación única que se obtiene al sumar las puntuaciones de los seis ítems y dividir el resultado entre el total de ítems. Mientras mayor es la puntuación final, mayor es el grado de resiliencia. La versión original se realizó con dos muestras de estudiantes universitarios con un total de 192 participantes y se reportaron resultados adecuados en estructura factorial, confiabilidad, validez convergente y validez discriminante, concluyendo así que el instrumento era válido para la medición de la resiliencia (Smith et al., 2008).

La calidad de vida que se midió mediante el cuestionario WHOQOL-Bref de la OMS (Saxena et al., 2001), integrado por 26 ítems y cinco dominios que se califican en una escala Likert de cinco puntos

Los comportamientos de riesgo de suicidio se midieron mediante la suma de tres ítems del Youth Risk Behavior Survey (YRBS), que valoraron la desesperanza, la ideación y el intento suicida en los últimos 12 meses, con categorías de respuesta sí/no (Centers for Disease Control and Prevention, 2000).

Análisis estadístico

Para el análisis de la *validez de estructura interna* del cuestionario, la base de datos se dividió en dos de manera aleatoria. Para el AFE realizado con el método de componentes principales se utilizó el índice de adecuación de la muestra Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (adecuado $>.5$ o cercano a 1), el test de Bartlett (adecuado $p < .05$), el % de varianza explicada y las cargas factoriales por ítem. Para el AFC se dieron los siguientes pasos: a.-revisión de estadísticos descriptivos, se verificó la normalidad multivariante y se observó si más del 15% de los participantes seleccionaron la puntuación extrema como indicador de efecto piso o techo (Nunnally y Bernstein, 1995). Además, se obtuvo la matriz de correlaciones; b.-se estimó

un modelo bifactor con todos los ítems cargando en un factor general y los 3 ítems indirectos que forman un factor específico de método, el método de estimación fue Máxima Verosimilitud Robusta (MLR); c.-validez de la estructura interna mediante índices globales de ajuste: (a) Chi cuadrado (χ^2) y sus grados de libertad; (b) la raíz del error cuadrático medio (RMSEA) y sus intervalos de confianza al 90%, donde los valores entre .05 y .08 representan un ajuste aceptable y valores <.05 un ajuste excelente (Browne y Cudeck, 1992); (c) dos índices robustos de comparación con el modelo nulo: el índice Tucker Lewis (TLI), y el índice de ajuste comparativo (CFI) (Bentler, 1990), en ambos ≥ 0.95 se considera aceptable (Hu y Bentler, 1999); d.- estudio local del ajuste al revisar las cargas factoriales, los errores estándar y los valores residuales.

Se realizó el Lrttest de comparación de Chi cuadrado y grados de libertad del modelo bifactor y del de dos factores para determinar cuál era el que mejor ajustaba, si el valor de p era significativo es que había diferencia entre los modelos. Para la validez de constructo se trabajó con la hipótesis para grupos conocidos de que los hombres tendrían una mayor resiliencia

que las mujeres y que los jóvenes tendrían mayor resiliencia que los adolescentes (Smith et al., 2010). Para la diferencia de medias se calculó la t de Student.

Para la validez concurrente, se obtuvo el coeficiente de correlación de Pearson de la BRS respecto a: 1.-la calidad de vida que se midió mediante el cuestionario WHOQOL-Bref (Saxena et al., 2001) y 2.- la suma de tres ítems del YRBS (Centers for Disease Control and Prevention, 2000). Los instrumentos se aplicaron de manera simultánea.

Para evaluar la validez convergente seguimos las tres consideraciones que señala Hair y col. (2014), revisar el promedio de la varianza extraída (AVE) por factor, revisar el tamaño de las cargas estandarizadas, y revisar la fiabilidad. El AVE debería ser de al menos .5, las cargas deberían ser altas .5 o mayor (p.618) y la fiabilidad debe ser alta.

La validez discriminante entre los factores no fue calculada debido a que en el modelo de medida bifactor las covarianzas entre los factores específicos se establecieron en 0 con la finalidad de evitar problemas de identificación (Chen et al., 2012; Rios y Wells, 2014).

Tabla 1

Datos sociodemográficos de los participantes por cada muestra utilizada en el desarrollo de la versión chilena del Brief Resilience Scale, BRS.

Variables Sociodemográficas	Estabilidad test- retest		Convergente, divergente. Diferencia de medias		Análisis Factorial Exploratorio		Análisis Factorial Confirmatorio. Fiabilidad	
	(n = 40)		(n = 1237)		(n = 618)		(n = 619)	
	A	J	A	J	A	J	A	J
Sexo								
Mujer	13	12	309	176	295	89	272	96
Hombre	8	7	567	185	151	83	158	93
Nivel socioeconómico								
4	6	6	257	112	137	55	120	57
3	8	7	293	128	136	64	157	64
2	5	6	261	100	144	44	117	56
1	2	0	65	21	29	9	36	12

Nota: Las últimas dos muestras son producto de dividir aproximadamente a la mitad la segunda muestra. A: Adolescentes 18 y 19 años; J: Jóvenes edad 20 a 24 años. Significado de los números en el nivel socioeconómico: 4: medio alto, alto y muy alto. 3: Medio. 2: Medio bajo. 1: Bajo.

Para evaluar la fiabilidad se hicieron análisis de consistencia interna y de estabilidad. Para evaluar la consistencia interna, los análisis se realizaron a partir del modelo de medida, se reporta alfa de Cronbach y Omega 3 (Perry et al., 2005; Raykov, 2004). Se consideró aceptable un coeficiente mayor a .70 por ser una adaptación en desarrollo (Nunnally y Bernstein, 1995). Para evaluar la estabilidad en el test-retest se utilizó kappa ponderado cuadrático con intervalos de confianza al 95% (IC95%) debido a que las variables son ordinales además consideramos aplicar la ponderación cuadrática ya que la distancia entre la categoría 0 y la categoría 1 no es la misma que entre la categoría 1 y la 2 y la 2 y la 3. Se consideró moderado a partir de .41 y substancial a partir de .61 aunque no existe un valor de referencia definitivo para kappa (Landis y Koch, 1977). Para variables continuas se utilizó el coeficiente de correlación intraclass (ICC por sus siglas en inglés) se consideró moderado <.4 poca reproducibilidad y >.75 excelente (Fleiss, 1986).

Para los análisis se utilizaron los siguientes software: STATA v14 (StataCorp, College Station, TX, USA) SPSS v25

(SPSS Inc., Chicago, IL, USA) y RStudio (RStudio Inc., Boston, MA, USA).

Consideraciones éticas

El proyecto formó parte de las actividades del Observatorio de Riesgos del Estudiante de la Universidad de Playa Ancha y fue enviado y aprobado por el comité de bioética de la Universidad, que consideró la Declaración de Helsinki de la Investigación en Seres Humanos CIOMS 2016. Se informó y se solicitó consentimiento por escrito a los estudiantes. La participación fue voluntaria. La información se manejó confidencialmente. Se obtuvo autorización por escrito de los autores de la BRS el 8 de julio de 2015.

Resultados

En la equivalencia lingüística, hubo diferencias entre los traductores en las instrucciones y en todos los ítems (Tabla 2). En la etapa de reconciliación, se obtuvo acuerdo total en dos

ítems y parcial en cuatro ítems. Los desacuerdos se resolvieron entre los investigadores que tomaron en cuenta el propósito de la construcción del instrumento. Así, en cuatro ítems se consideró la utilización de la palabra “reponerse” en el contexto chileno para referirse a “recuperarse” y se utilizó “demorarse” para referirse a que le invirtiera “mucho tiempo”. En dos de los ítems se decidió la palabra “supero” en lugar de

“sobrellevo” debido a que el autor del instrumento hace énfasis en recuperarse de un evento estresante (Smith et al., 2008) más que en sobrellevarlo. No se detectaron problemas al comparar la versión retrotraducida con la original. En la equivalencia conceptual, el tiempo promedio de respuesta de la BRS fue de 2 minutos. Durante las entrevistas cognitivas no hubo dudas ni comentarios.

Tabla 2

Comparación de las instrucciones e ítems en la versión original en inglés, versiones traducidas, retrotraducción y versión final chilena del Brief Resilience Scale, BRS.

Versión en inglés	Traducción 1	Traducción 2	Retrotraducción	Versión chilena
Instructions: Use the following scale and circle one number for each statement to indicate how much you disagree or agree with each of the statements.	Instrucciones: Use la escala y circule un número para cada oración para indicar cuanto estás de acuerdo o en desacuerdo con cada situación.	Instrucciones: Use la siguiente escala y encierre un número para cada enunciado que indique cuánto estas en desacuerdo o de acuerdo con cada uno de los enunciados.	Instructions: Use the following scale and circle the number that best describes your opinion for each sentence.	Instrucciones: usa la siguiente escala y encierra en un círculo un número para cada enunciado que indique qué tan de acuerdo o en desacuerdo estás con cada uno de los siguientes enunciados
I tend to bounce back quickly after hard times	Tiendo a recuperarme rápidamente después de tiempos difíciles.	Tiendo a recuperarme rápidamente después de situaciones difíciles.	I tend to recover quickly after a hard life experience.	Tiendo a reponerme rápidamente después de haber vivido situaciones difíciles
I have a hard time making it through stressful events	Me cuesta trabajo sobrellevar eventos estresantes.	Tengo dificultad para superar eventos estresantes.	It gets difficult for me to overcome stressful situations.	Tengo dificultad para superar eventos estresantes
It does not take me long to recover from a stressful event	No me toma largo tiempo recuperarme después de un evento estresante.	No me toma mucho para recuperarme de un evento estresante.	It does not take me too much time to overcome stressful situations.	No me demoro mucho en reponerme de un evento estresante
It is hard for me to snap back when something bad happens	Me es difícil recobrarme rápido cuando algo malo sucede.	Es difícil para mí recuperarme cuando algo malo sucede.	It is really difficult to feel better when something bad happens to me.	Es difícil para mí reponerme cuando algo malo sucede
I usually come through difficult times with little trouble	Usualmente sobrellevo tiempos difíciles sin mucho problema.	Usualmente supero situaciones difíciles con poca dificultad.	Usually I overcome hard situations with no difficulty at all.	Usualmente supero situaciones difíciles con poca dificultad
Tend to take a long time to get over set-backs in my life	Tiendo a tomarme largo tiempo para recuperarme cuando hay contratiempos en mi vida.	Tiendo a tomar mucho tiempo para superar las adversidades en mi vida.	It takes me too much time to recover from life adversities.	Me tardo mucho tiempo para reponerme de las adversidades en mi vida

En los análisis descriptivos, se presentó efecto techo solo en el ítem seis en el que 16.3% de los participantes seleccionaron la categoría más alta. Se observó la asimetría y curtosis

con valores <1. Respecto a la validez de constructo las medias fueron mayores en hombres que en mujeres (Tabla 3).

Tabla 3

Diferencia de medias por sexo y edad y estadísticos descriptivos de la versión chilena de la Brief Resilience Scale, BRS (n = 1,237).

Ítems	hombres		mujeres		r	18 y 19		20-24		r	asimetría	curtosis
	M	DS	M	DS		M	DS	M	DS			
1	3.67	0.97	3.33	0.96	.17	3.46	0.99	3.46	0.95	.00	-0.41	-0.12
2	3.29	1.04	3.10	1.00	.10	3.19	1.03	3.14	1.02	.02	-0.10	-0.61
3	3.55	0.98	3.23	0.95	.16	3.35	0.99	3.37	0.94	.01	-0.41	-0.18
4	3.53	0.97	3.26	1.01	.13	3.35	1.01	3.40	0.97	.02	-0.16	-0.53
5	3.40	0.97	3.14	0.99	.13	3.22	1.02	3.29	0.92	.03	-0.21	-0.32
6	3.65	0.98	3.42	1.00	.11	3.51	1.01	3.52	0.97	.00	-0.34	-0.21
PT	3.52	0.65	3.24	0.69	.19	3.35	0.70	3.36	0.66	.01	-	-
CS	2.00	0.51	1.79	0.56	.20	1.87	0.57	1.88	0.51	.02	-	-

Nota: r = Tamaño del efecto de la diferencia de medias; M = media; DS = desviación estándar; - = no aplica. PT = Puntuación Total; CS = Se refiere a los puntos de corte sugeridos por Smith: considerando la puntuación total del BRS: 0 - 2.9 = bajo, 3 - 4.3 = medio, 4.31 - 5 = alto. La diferencia de medias respecto a sexo fue significativa (<.001) en casi todos los ítems, excepto ítem 2 (<.01). La diferencia entre grupos de edad no fue significativa.

En la validez concurrente, se obtuvieron correlaciones positivas entre la BRS y las dimensiones de calidad de vida del WHOQOL-Bref, con coeficientes entre .12 y .42 en las

dimensiones, entre .24 y .48 para la puntuación total y entre .21 y .42 para el punto de corte. Los coeficientes de correlación entre la BRS y la suma de comportamientos de riesgo de

suicidio del YRBS para las dimensiones estuvieron entre -.14 y -.26. En puntuación total y punto de corte las correlaciones fueron negativas y por arriba de -.28 (Tabla 4).

En la validez convergente el AVE por factor fue .3 para el factor global y .4 para el factor específico. Ambos por debajo

del .5 esperado como mínimo para validez convergente. Las cargas en el factor global fueron altas en los ítems 1, 3 y 5 y en el factor específico fueron sobre .5 en los ítems que lo componen, 2, 4 y 6.

Tabla 4

Validez convergente del Brief Resilience Scale, BRS, versión chilena con las dimensiones de calidad de vida del WHOQOL-Bref y con el riesgo de suicidio ($n = 1,237$).

BRS	Convergente				
	Salud física	Salud psicológica	Relaciones sociales	Entorno	CR suicidio ^b
Total	.401	.482	.244	.305	-.286
Corte ^a	.342	.428	.213	.273	-.268

Nota: Se presenta correlación de la puntuación total y punto de corte. Se utilizó correlación de Pearson. Todas las correlaciones fueron significativas $p < .001$.

^a Se refiere a los puntos de corte sugeridos por Smith: considerando la puntuación total del BRS: 0 - 2.9 = bajo, 3 - 4.3 = medio, 4.31 - 5 = alto.

^b El comportamiento de riesgo de suicidio es la suma de tres reactivos: desesperanza (sí/no), ideación suicida (sí/no) e intento suicida (ninguna vez/una o más veces).

En el AFE ($n = 618$), surgen dos factores, uno para ítems indirectos y otro para directos. El índice KMO y el test de Bartlett fueron adecuados. Las cargas fueron $\geq .760$ (Tabla 5).

En el AFC ($n = 619$), se verificó el ajuste de los datos a un modelo bifactor con los 3 ítems indirectos que forman un factor específico de método. Todas las cargas factoriales del factor general fueron altas excepto las de los ítems indirectos. En el factor específico todas las cargas estuvieron arriba de .50. Los índices globales de ajuste fueron: $\chi^2 = 9.256(6)$, $p = .160$; CFI = .995; TLI = .988, todos adecuados $\geq .95$ (Hu y Bentler, 1999) RMSEA = .035 IC 90% [.000, .076] < .05 ajuste perfecto (Browne y Cudeck, 1992). Los errores estándar fueron correctos y los valores residuales estuvieron por debajo de .10.

También se llevó a cabo un modelo de dos factores con los tres ítems indirectos en un factor y los tres ítems directos en otro. El modelo es muy similar al bifactor en sus indicadores. El modelo de dos factores correlacionados $\chi^2 = 14.693(6)$, $p = .065$; CFI = .990; TLI = .981; RMSEA = .037, IC 90% [.006, .062]. Para determinar el modelo con mejor ajuste se hicieron comparaciones de Chi cuadrado y grados de libertad. Esta comparación permitió demostrar que no hay diferencia entre ambos modelos (Lrtest = $\Delta\chi^2 = 5.437$; $\Delta gl = 2$; $p = .066$).

Tabla 5

Análisis Factorial Exploratorio, fiabilidad de consistencia interna y estabilidad de la Brief Resilience Scale, BRS, versión chilena.

Ítems	AFE ($n = 618$)		Fiabilidad ($n = 619$)	
	Factores		Bifactor: $\alpha = .746$, $\omega T = .806$ $\omega G = .592$, $\omega E = .577$	
	1	2	Ci-t	κ (IC95%) ($n = 40$)
1	.829		.56	.526 (.381 - .753)
2		.827	.40	.112 (.046 - .222)
3	.839		.50	.503 (.340 - .721)
4		.813	.62	.508 (.400 - .735)
5	.760		.54	.386 (.144 - .549)
6		.770	.57	.567 (.435 - .668)
PT			-	.850 (.717 - .920) ^a
CS			-	-

Nota: AFE = Análisis Factorial Exploratorio; índice KMO = .793; test de Bartlett = .000; 70.29% de la varianza explicada. κ = kappa ponderada cuadrática; IC 95% = Intervalo de confianza al 95%; la fiabilidad fue obtenida del modelo de medida bifactor con una dimensión específica para los ítems indirectos: α = alfa de Cronbach; ωT = Omega 3 total; ωG = Omega 3 del factor general; ωE = Omega 3 del factor específico Ci-t = correlación ítem-total; - = no aplica. PT = Puntuación Total; CS = Puntos de corte sugeridos por Smith: considerando la puntuación total del BRS: 0 - 2.9 = bajo, 3 - 4.3 = medio, 4.31 - 5 = alto.

^a En el caso de la Puntuación Total, por tratarse de una medida continua, la fiabilidad test-re test fue obtenida mediante el coeficiente de correlación intraclassa (ICC por sus siglas en inglés) de acuerdo absoluto.

La fiabilidad de consistencia interna calculada a partir del modelo de medida muestra un coeficiente alfa de Cronbach, aceptable (Nunnally y Bernstein, 1995). En el modelo bifactor, el factor general tiene un omega jerárquico de .59 y el coeficiente omega total es .81, mientras que en el modelo de dos factores $\omega = .810$. La estabilidad de todos los ítems fue moderada, con una puntuación más baja en el ítem 2. La

estabilidad de la puntuación total evaluada mediante el coeficiente de correlación intraclassa, fue alta (Tabla 5).

Discusión

El objetivo de esta investigación fue informar del proceso de adaptación transcultural y revisión de las propiedades

psicométricas de la BRS en población joven chilena. Este estudio sugiere que la versión chilena de la BRS muestra equivalencia lingüística y conceptual. Además, se obtuvo evidencia de validez concurrente, validez convergente, así como de validez de estructura interna y fiabilidad adecuadas.

Respecto a la equivalencia lingüística, en la traducción del ítem hubo dos expresiones cada una con dos posibles interpretaciones. La primera “have a hard time” en la versión española (Rodríguez-Rey et al., 2016) se tradujo en el sentido de tener una mala experiencia “pasarle mal”, mientras que en el caso de la versión chilena se interpretó como “tener problemas”. Por otra parte la expresión “make it through” se podría traducir como “sobrellevar”, que se refiere a vivir el día a día con la situación, o “superar”, que es haber pasado por ella y seguir adelante. En la versión chilena esta expresión se interpretó como “superar” que refleja el constructo entendido como una capacidad de recuperación.

En las entrevistas cognitivas se constató su equivalencia conceptual ya que no se presentaron dificultades al aplicarse a la población en estudio, lo cual es relevante si se consideran las características del castellano hablado en Chile.

Se pudo observar en general una distribución simétrica, no obstante, el efecto techo en el ítem 6 puede mostrar que tiene alguna dificultad para captar la variabilidad de la escala en esa población, dado que el valor fue 16%. Aunque la distribución de los demás ítems no presentaba problemas, decidimos utilizar correlaciones policóricas dado el carácter ordinal de la escala. El ítem 2 muestra propiedades métricas peores que los demás ítems probablemente vinculadas a las dos posibles interpretaciones comentadas en el proceso de equivalencia lingüística.

En el presente estudio, la presencia de dos factores del AFE es similar al modelo de segundo orden con dos factores de la versión española (Rodríguez-Rey et al., 2016). En el examen general del ajuste del AFC, los índices del modelo bifactor son adecuados como en el estudio previo (Hidalgo-Rasmussen y González-Betanzos, 2019), y tienen un ajuste aún mejor que el obtenido con un modelo de segundo orden de la versión española (Rodríguez-Rey et al., 2016).

En este estudio se probaron dos modelos el bifactor y uno de dos factores correlacionados, ambos tienen un ajuste adecuado, siguiendo del principio de parsimonia el modelo de dos factores sería mejor ya que con índices similares resulta ser más sencillo con más grados de libertad, sin embargo desde el punto de vista teórico y tomando en cuenta que “es necesario que el modelo de medida adoptado tenga sentido teórico y se ajuste a los datos” (Viladrich et al., 2017, p. 768), consideramos que los dos factores no representan la teoría, están creados como resultado de un efecto de método y no porque realmente tengan sentido para el constructo. Por esa razón consideramos que el modelo más adecuado a la teoría es el bifactor que aísla en un factor aquellos ítems que muestran el efecto de método y agrupa a los 6 por su contenido en otro factor.

En el examen general del ajuste del AFC, los índices del modelo son adecuados CFI = .995; TLI = .988, RMSEA = .035 IC 90% [.000, .076] como en el estudio previo (Hidalgo-

Rasmussen y González-Betanzos, 2019) que realizado con 1345 estudiantes el modelo bifactor tuvo como resultado ($\chi^2 = 85.232$, $gl = 8$, $p < .001$, CFI = .99, NFI = .982, GFI = .99, RMSEA = .06, IC 90% [.041, .074] y comparados con los de otros estudios que también utilizaron modelos bifactor, son mejores que los obtenidos en la versión francesa CFI = .98, TLI = .97, RMSEA = .08 y similares a los obtenidos en la versión alemana con dos muestras: muestra 1: CFI = .99; RMSEA = .07; muestra 2: CFI = 1.00, RMSEA = .01. Al comparar los índices obtenidos en la versión chilena con otras versiones en español, el primero obtuvo mejores índices de ajuste que la versión española aplicada a 98% de participantes entre 31 y 60 años: CFI = .984; RMSEA = .067 (Rodríguez-Rey et al., 2016) y que la versión para hispanohablantes de Estados Unidos aplicada a estudiantes universitarios de 18 a 58 años: CFI = .98, TLI = .96, RMSEA = .07, IC 90% [.003–.122] (Karaman et al., 2018). Para la revisión de propiedades psicométricas de versiones del BRS de distintos países, se han probado distintos modelos y solo en la versión brasileña (Coelho et al., 2016) aplicada a participantes de edad 26.3, DS = 7.06, se eliminó el ítem 5 que en la versión original en inglés dice: “I usually come through difficult times with little trouble” basados en el resultado del AFE, pero no se abordaron las implicaciones teóricas de la eliminación por lo que en aplicaciones posteriores de la misma versión se han utilizado los seis ítems que conforman originalmente la escala (Nogueira-Neves et al., 2018). En la versión chilena, el modelo bifactor tuvo un buen ajuste y solo en una de otras dos versiones en las que el modelo bifactor se puso a prueba resultó ser el mejor. En el caso de la versión francesa aplicada a parteras de hospital, se pusieron a prueba el modelo unifactorial, uno de dos factores correlacionados y uno bifactor con un factor general y uno para los ítems negativos, se utilizó el estimador MLR y el mejor fue el unifactorial: CFI = .97, TLI = .95, SRMR = .04, RMSEA = .07 (Jacobs y Horsch, 2019). No sucedió así en el caso de la versión alemana en la que también utilizó el estimador ML con participantes de 18 a 75 años, y fue el modelo bifactor el que superó tanto al modelo de un factor como al de dos factores (Chmitorz et al., 2018). También se han utilizado modelos de segundo orden en el análisis de la estructura del BRS (Rodríguez-Rey et al., 2016) pero se han visto ventajas del modelo bifactor sobre el segundo orden entre ellos la dificultad en la interpretación de los coeficientes lo que en el caso del bifactor es más sencillo ya que los factores específicos no están distorsionados (Chen, West, y Sousa, 2006). En nuestro estudio utilizamos el estimador MLR por que los datos presentaban desviaciones respecto a una distribución normal, de la misma manera que se ha utilizado en otros estudios de versiones del BRS (Coelho et al., 2016; Jacobs y Horsch, 2019; Kyriazos et al., 2018). La validación de versiones del BRS se ha realizado con diversas poblaciones, y la utilización de muestras de estudiantes es frecuente. Así la validación de la versión coreana se realizó con estudiantes universitarios con media de edad 21.66 años, DS = 1.83 (Choi et al., 2019); en la versión china con estudiantes media de edad 20.41, DS = 2.49 (Fung, 2020) y en la versión para hispanohablantes de USA

con estudiantes universitarios con una media de edad de 22.14 años, $DS = 6.93$ (Karaman et al., 2018). Cuando la validación pretende servir para utilizar el instrumento en toda la población puede representar una limitación la participación exclusiva de estudiantes universitarios, pero cuando se pretende utilizar para estudiar jóvenes que estudian no es así. Desde luego cuando se aplica a grupos distintos es necesario verificar nuevamente las propiedades psicométricas, pero este es un procedimiento necesario independientemente de que ya existan resultados en un grupo porque la validez no es una cualidad del test sino de la interpretación de las puntuaciones (Appelbaum et al., 2018).

Los resultados del presente estudio respecto a las diferencias por sexo de la resiliencia van en el mismo sentido que en la muestra de la versión original en la que hubo puntuaciones más altas en hombres, aunque no significativas (Smith et al., 2008) y que la muestra española, con puntuaciones significativamente mayores en los hombres ($p = .002$) (Rodríguez-Rey et al., 2016).

La fiabilidad de consistencia interna calculada a partir del modelo de medida, muestra un coeficiente alfa de Cronbach aceptable por ser una adaptación en desarrollo (Nunnally y Bernstein, 1995). El factor general tiene un omega jerárquico de .59, que no es muy elevado porque hay un potente efecto de método, ya que los ítems indirectos definen muy claramente su factor, pero al calcular la puntuación total y sumar el coeficiente del factor general y el específico, la omega total es .81. Se tienen antecedentes de esta forma de presentar tanto omega jerárquica como omega total (Green y Yang, 2015; Zinbarg, 2005).

A partir de los resultados para validez convergente consideramos que hay evidencia parcial de la validez convergente de la escala por lo que es importante que futuros estudios sigan aportando evidencia de ella.

Hasta el momento se sabía que la versión chilena de la escala BRS tenía adecuada validez de estructura interna y fiabilidad (Hidalgo-Rasmussen & González-Betanzos, 2019), no obstante faltaba reportar el proceso de equivalencia lingüística y conceptual, lo que sucedió al considerar la capitalización al azar, la información sobre la validez convergente y la estabilidad, así como conocer la consistencia interna calculada a partir del modelo de medida. Estos datos permiten tener un panorama más completo de las posibilidades de la escala.

Como se ha sostenido antes, los modelos bifactor son adecuados cuando se ha mostrado que los modelos de segundo orden ajustan bien (Reise, 2012). En el caso de este estudio el modelo bifactor tuvo un alto valor para explicar la doble función del ítem y en el caso de los ítems indirectos, su aportación tanto al factor de método como al factor general para representar con precisión el constructo psicológico subyacente.

Es importante tener en consideración una serie de limitaciones. El diseño del estudio no permite obtener predicción de resultados a partir de distintas puntuaciones de resiliencia. Sin embargo, se ha aportado otro tipo de evidencia fundamental para constructos que siguen modelos reflectivos (Jarvis, 2003). Aun así, futuros estudios podrán abordar ese

propósito. El hecho de haber trabajado con una muestra de estudiantes jóvenes deja preguntas pendientes, tales como si el modelo teórico se ajusta también a la población adulta, a la población clínica o a la no estudiantil. Nuestro interés se centró en estudiantes jóvenes ya que es importante incidir en esta población tanto por su edad, como por su potencial de ser reproductores de conductas al formar una familia o al ejercer su profesión. Se conoce de las limitaciones que tiene el auto-reporte (Bauhoff, 2014) pero en el estudio de la resiliencia no existen actualmente medidas objetivas que permitan identificar ante las diferentes situaciones que enfrentan los individuos, su capacidad para recuperarse y que sean medidas prácticas para conocer, por ejemplo, la situación de un grupo en un tiempo determinado. Además, el contexto institucional en el que se aplicó, permite controlar variables y generar una disposición para la contestación honesta de las escalas por parte de los estudiantes.

Cuando la escala se aplique a poblaciones distintas a las reportadas en el presente estudio, es deseable informar de las propiedades para esa nueva muestra (Appelbaum et al., 2018). Los nuevos estudios podrían dirigirse tanto a modelos explicativos que incluyan a la resiliencia como la capacidad de recuperarse del estrés, como al cambio en la resiliencia a través del tiempo o por medio de intervenciones.

La evaluación de la resiliencia es fundamental también para el desempeño clínico. La BRS se ha utilizado para evaluar a operadores de ambulancia ya que estos trabajadores constantemente afrontan a retos (Shakespeare-Finch y Daley, 2017) también la BRS ha servido para evaluar la resiliencia en estudiantes de veterinaria que enfrentan estresores debido a extensas horas de trabajo, dilemas éticos e interacción con clientes (McArthur et al., 2017).

En este estudio se parte de la definición de la resiliencia como capacidad de recuperación más que como recursos para sobreponerse (Smith et al., 2008, 2010). En cuanto a la velocidad para sobreponerse Norris et al (2008), reporta que en la física la resiliencia tiene que ver con la velocidad con la cual se logra la homeostasis y resulta fundamental cuando se habla de desastres pero desde este mismo autor la rapidez no es por sí misma resiliencia sino parte de la dinámica que tienen los recursos de una comunidad ante un desastre, así la resiliencia no sería un resultado ni sería estabilidad, sino más bien la resiliencia comunitaria sería una estrategia ante los desastres. Aunque con muchas coincidencias también habría diferencias en la conceptualización de la resiliencia en el contexto de la psicología respecto al uso del término en contextos comunitarios y hospitalarios.

Conclusiones

Es importante mencionar que este estudio aporta evidencia sobre la equivalencia lingüística y conceptual de la escala BRS chilena con la versión original en inglés que mide la resiliencia definida como recuperación del estrés (Rodríguez-Rey et al., 2016; Smith et al., 2008), más que contar con recursos para afrontar las situaciones adversas. Con respecto a sus

propiedades de medida, al aplicarse a una muestra de estudiantes jóvenes chilenos, el modelo bifactor se ajustó bien a los datos y es más congruente con la teoría y se observó de la BRS con respecto a otras medidas con las que se esperaba estuviera correlacionada lo cual apunta a su validez concurrente, mientras que hay evidencias de validez convergente pero se requiere seguir las analizando en estudios futuros.

Al considerar el proceso de adaptación transcultural realizado y las propiedades psicométricas reportadas, se concluye que la versión chilena de la BRS puede ser útil para medir la resiliencia en grupos de jóvenes chilenos.

Referencias

- Amat, S., Subhan, M., Jaafar, W. M. W., Mahmud, Z., & Johari, K. S. K. (2014). Evaluation and Psychometric Status of the Brief Resilience Scale in a Sample of Malaysian International Students. *Asian Social Science*, 10(18), 240–245. <https://doi.org/10.5539/ass.v10n18p240>
- Appelbaum, M., Cooper, H., Kline, R. B., Mayo-Wilson, E., Nezu, A. M., & Rao, S. M. (2018). Journal article reporting standards for quantitative research in psychology: The APA Publications and Communications Board task force report. *American Psychologist*, 73(1), 3–25. <https://doi.org/10.1037/amp0000389>
- Bauhoff, S. (2014). Self-Report Bias in Estimating Cross-Sectional and Treatment Effects. In *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research* (pp. 5798–5800). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_4046
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the Process of Cross-Cultural Adaptation of Self-Report Measures. *SPINE*, 25(24), 3186–3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238–246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230–258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Carver, C. S. (1998). Resilience and Thriving: Issues, Models, and Linkages. *Journal of Social Issues*, 54(2), 245–266. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.641998064>
- Centers for Disease Control and Prevention. (2000). *Measuring Healthy Days*. <https://www.cdc.gov/hrqol/pdfs/mhd.pdf>
- Chen, F. F., Hayes, A., Carver, C. S., Laurenceau, J.-P., & Zhang, Z. (2012). Modeling General and Specific Variance in Multifaceted Constructs: A Comparison of the Bifactor Model to Other Approaches. *Journal of Personality*, 80(1), 219–251. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2011.00739.x>
- Chen, F. F., West, S., & Sousa, K. (2006). A Comparison of Bifactor and Second-Order Models of Quality of Life. *Multivariate Behavioral Research*, 41(2), 189–225. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4102_5
- 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*. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0192761>
- Choi, N., Leach, S., Hart, J., & Woo, H. (2019). Further Validation of the Brief Resilience Scale from a Korean College Sample. *Journal of Asia Pacific Counseling*, 9(2), 39–56. <https://doi.org/10.18401/2019.9.2.3>
- Coelho, G. L. de H., Hanel, P. H. P., 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. T. (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>
- da Silva-Sauer, L., de la Torre-Luque, A., Smith, B. W., C. M. C. Lins, M., Andrade, S., & Fernández-Calvo, B. (2020). Brief Resilience Scale (BRS) Portuguese Version: validity and metrics for the older adult population. *Aging and Mental Health*. <https://doi.org/10.1080/13607863.2020.1753015>
- Fleiss, J. L. (1986). *The Design and Analysis of Clinical Experiments*. John Wiley & Sons, Inc. <https://doi.org/10.1002/9781118032923>
- Friborg, O., Hjemdal, O., Rosenvinge, J. H., & Martinussen, M. (2003). A new rating scale for adult resilience: What are the central protective resources behind healthy adjustment? *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 12(2), 65–76. <https://doi.org/10.1002/mpr.143>
- 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>
- Green, S. B., & Yang, Y. (2015). Evaluation of Dimensionality in the Assessment of Internal Consistency Reliability: Coefficient Alpha and Omega Coefficients. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 34(4), 14–20. <https://doi.org/10.1111/emip.12100>
- Hair, J., Black, W., Babin, B. J., Anderson, R., & Tatham, R. (2014). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Pearson International Edition.
- Hidalgo-Rasmussen, C. A., & González-Betanzos, F. (2019). El tratamiento de la Aciescencia y la Estructura Factorial de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) en estudiantes universitarios mexicanos y chilenos [Treatment of Aciescencia and the Factorial Structure of the Brief Resilience Scale (BRS) in Mexican and Chilean university students]. *Anales de Psicología*, 35(1), 26–32. <https://doi.org/10.6018/analesps.35.1.297781>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- 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>
- Jarvis, C. B., MacKenzie, S. B., & Podsakoff, P. M. (2003). A Critical Review of Construct Indicators and Measurement Model Misspecification in Marketing and Consumer Research. *Journal of Consumer Research*, 30(2), 199–218. <https://doi.org/10.1086/376806>
- Karaman, M. A., Cavazos, J., Aguilar, A. A., Saldana, K., & Montenegro, M. C. (2018). Psychometric properties of US-Spanish versions of the grit and resilience scales with a Latinx population. *International Journal for the Advancement of Counselling*, 41(1), 125–136. <https://doi.org/10.1007/s10447-018-9350-2>
- Kunzler, A. M., Chmitorz, A., Bagusat, C., Kaluza, A. J., Hoffmann, I., Schäfer, M., Quiring, O., Rigotti, T., Kalisch, R., Tüscher, O., Franke, A. G., van Dick, R., & Lieb, K. (2018). Construct Validity and Population-Based Norms of the German Brief Resilience Scale (BRS). *European Journal of Health Psychology*, 25(3), 107–117. <https://doi.org/10.1027/2512-8442/a000016>
- 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*, 09(07), 1828–1857. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.97107>

- Lai, J. C. L., & Yue, X. (2014). Using the Brief Resilience Scale to Assess Chinese People's Ability to Bounce Back From Stress. *SAGE Open*, 4(4), 9. <https://doi.org/10.1177/2158244014554386>
- Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159–174. <https://doi.org/10.2307/2529310>
- McArthur, M., Mansfield, C., Matthew, S., Zaki, S., Brand, C., Andrews, J., & Hazel, S. (2017). Resilience in veterinary students and the predictive role of mindfulness and self-compassion. *Journal of Veterinary Medical Education*, 44(1), 106–115. <https://doi.org/10.3138/jvme.0116-027R1>
- Moke, K. K., Chang, C. K., Prihadi, K., & Leong Goh, C. (2018). Mediation Effect of Resilience on The Relationship between Self-Efficacy and Competitiveness among University Students. *International Journal of Evaluation and Research in Education (IJERE)*, 7(4), 279–284. <https://doi.org/10.11591/ijere.v7.i4.pp279-284>
- Mokkink, L. B., Terwee, C. B., Patrick, D. L., Alonso, J., Stratford, P. W., Knol, D. L., Bouter, L. M., & de Vet, H. C. W. (2010). The COSMIN study reached international consensus on taxonomy, terminology, and definitions of measurement properties for health-related patient-reported outcomes. *Journal of Clinical Epidemiology*, 63(7), 737–745. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.02.006>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición [Guidelines for the translation and adaptation of tests: second edition]. *Psicothema*, 25(2), 151–157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Nogueira-Neves, A., Barbosa, F., da Silva, M., Brandão, M., & Zanetti, M. (2018). Confirmatory factor analysis of the Brief Resilience Scale for Brazilian athletes. *Cuadernos de Psicología Del Deporte*, 18(1), 103–110.
- Norris, F. H., Stevens, S. P., Pfefferbaum, B., Wyche, K. F., & Pfefferbaum, R. L. (2008). Community resilience as a metaphor, theory, set of capacities, and strategy for disaster readiness. *American Journal of Community Psychology*, 41(1–2), 127–150. <https://doi.org/10.1007/s10464-007-9156-6>
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica* (3ra ed.) [Psychometric theory]. McGraw-Hill.
- Park, S., Porter, M., Park, K., Bielick, L., Rooks, B., Mainous, A., Datta, S., & Carek, P. (2019). What Are the Characteristics of Fourth-Year Medical Students With Higher Levels of Resilience? *PRiMER*, 3(22), 1–7. <https://doi.org/10.22454/primer.2019.150381>
- Perry, R. P., Hall, N. C., & Ruthig, J. C. (2005). *Higher Education: Handbook of Theory and Research* (J. C. Smart (ed.); Vol. 20). Springer-Verlag. <https://doi.org/10.1007/1-4020-3279-X>
- Raykov, T. (2004). Point and Interval Estimation of Reliability for Multiple-Component Measuring Instruments via Linear Constraint Covariance Structure Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 342–356. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_3
- Reise, S. P. (2012). The Rediscovery of Bifactor Measurement Models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Rios, J., & Wells, C. (2014). Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*, 26(1), 108–116. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.260>
- 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–e110. <https://doi.org/10.1037/pas0000191>
- Saavedra, E., & Villalta, M. (2008). *Escala de resiliencia SV-RES, para jóvenes y adultos* (Enege (ed.); 2da.). CEANIM.
- Sanders, J., Munford, R., Thimasarn-Anwar, T., Liebenberg, L., & Ungar, M. (2015). The role of positive youth development practices in building resilience and enhancing wellbeing for at-risk youth. *Child Abuse & Neglect*, 42, 40–53. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2015.02.006>
- Saxena, S., Carlson, D., & Billington, R. (2001). The WHO quality of life assessment instrument (WHOQOL-Bref): the importance of its items for cross-cultural research. *Quality of Life Research*, 10(8), 711–721. <https://doi.org/10.1023/a:1013867826835>
- Shakespeare-Finch, J., & Daley, E. (2017). Workplace belongingness, distress, and resilience in emergency service workers. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 9(1), 32–35. <https://doi.org/10.1037/tra0000108>
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggins, K., Tooley, E., Christopher, P., & 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/10.1080/10705500802229272>
- Smith, B. W., Tooley, E. M., Christopher, P. J., & Kay, V. S. (2010). Resilience as the ability to bounce back from stress: A neglected personal resource? *The Journal of Positive Psychology*, 5(3), 194–200. <https://doi.org/10.1080/17439760.2010.482186>
- Thurston, I., Hardin, R., Kamody, R., Herbozo, S., & Kaufman, C. (2018). The moderating role of resilience on the relationship between perceived stress and binge eating symptoms among young adult women. *Eating Behaviors*, 29, 114–119. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2018.03.009>
- Valderas, J. M., Ferrer, M., Mendivil, J., Garin, O., Rajmil, L., Herdman, M., & Alonso, J. (2008). Development of EMPRO: A Tool for the Standardized Assessment of Patient-Reported Outcome Measures. *Value Health*, 11(4), 700–708. <https://doi.org/10.1111/j.1524-4733.2007.00309.x>
- Vanderbilt-Adriance, E., & Shaw, D. S. (2008). Conceptualizing and Re-Evaluating Resilience Across Levels of Risk, Time, and Domains of Competence. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 11(1–2), 30–58. <https://doi.org/10.1007/s10567-008-0031-2>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna [A trip around alpha and omega to estimate internal consistency reliability]. *Anales de Psicología*, 33(3), 755. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Wangnild, G. M., & Young, H. M. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *J Nurs Meas*, 2(2), 165–178. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/7850498/>
- Weiss, E., Hess, E., & Yeung, M. (2019). *The Role of Childhood Trauma in Predicting Aggression, Self-Harm, and Resilience*. <https://digitalcommons.ithaca.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1588&context=whalen>
- 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>
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω H: their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123–133. <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>