

# **CONTRIBUCIONES EN INVESTIGACIÓN**

## *Research Contributions*



# Construcción y validación de una escala de actitudes compasivas hacia el fracaso y la adversidad en universitarios

JOSELYN OLVERA-RUVALCABA Y GILDA GÓMEZ-PERESMITRÉ

Universidad Nacional Autónoma de México

## Resumen

Los conceptos provenientes de la psicología budista han cobrado gran relevancia en el análisis del bienestar psicológico. Sin embargo, en México no se cuenta con instrumentos disponibles para el estudio empírico en este campo. Por tal motivo, el objetivo de este estudio fue desarrollar un instrumento para medir los constructos de compasión, bondad hacia uno mismo y ecuanimidad en una muestra mexicana de estudiantes universitarios. Se realizaron análisis de consistencia interna y un análisis factorial exploratorio, el cual arrojó una solución de dos factores (*amabilidad hacia uno mismo* y *aceptación*) que explicaron 57 % de la varianza total. Los coeficientes de alfa de Cronbach fueron .79 y .66, respectivamente. El análisis factorial confirmatorio corroboró el modelo de dos factores mostrando adecuados índices de ajuste (CFI = .99; RMSEA = .01). A pesar de las limitaciones, esta escala representa una alternativa para el estudio de la compasión en población mexicana.

**Palabras clave:** *aceptación, amabilidad hacia uno mismo, compasión, estudiantes universitarios, validación psicométrica*

**Construction and validation of a scale of compassionate attitudes toward failure and adversity in undergraduate students**

## Abstract

The concepts coming from Buddhist psychology have gained high relevance on psychological well-being research. In Mexico, there are no available instruments for their use in empirical studies in this field. The objective of this study was to develop a scale to assess compassion, self-kindness and equanimity constructs in an undergraduate Mexican students sample. Internal consistency and exploratory factor analyses were conducted and yielded two-factor solution that explains 57 % of the variance: self-kindness and acceptance. Alpha Coefficients were .79 and .66 respectively. The Confirmatory Factor Analysis supported the two-factor model and showed adequate fit indices (CFI = .99; RMSEA=.01). Despite the limitations, this scale represents an alternative available for research of compassion in Mexican population. Future research is needed to improve the scale from this study

**Keywords:** *Acceptance, self-kindness, compassion, undergraduate students, psychometric validation*

## INTRODUCCIÓN

En la última década, ha cobrado gran importancia el estudio empírico y la aplicación clínica de conceptos pertenecientes a la psicología budista, como *atención plena (mindfulness)* y *compasión*. La práctica de la atención plena, además de promover una conciencia ecuánime, implica la adopción de una postura compasiva y amable hacia la propia experiencia y hacia uno mismo

---

**Dirigir toda correspondencia sobre este artículo a:** Jóselyn Olvera-Ruvalcaba. Universidad Nacional Autónoma de México. Facultad de Psicología, edificio D, cubículo 11Mezzanine. Avenida Universidad 3004, Coyoacán, Copilco Universidad, 04510, Ciudad de México, CDMX, México. Teléfono: (+52) 56222252.

Correo electrónico: atencionplenaparalavida@gmail.com

RMIP 2018, Vol. 10, No. 1, pp. 39-48.

ISSN-impresa: 2007-0926; ISSN-digital: 2007-3240

www.revistamexicanadeinvestigacionenpsicologia.com

Derechos reservados ©RMIP

(Hözel *et al.*, 2011; Shapiro, Carlson, Astin, & Freedman, 2006; Stewart, 2004), mientras que el término *compasión* proviene de la enseñanza de las Cuatro Moradas Sublimes (*Brahma Vi-haras*, en idioma Pali, lengua de las escrituras budistas): amor bondadoso (*metta*), compasión (*karuna*), ecuanimidad (*upekkha*) y gozo (*muditā*) o felicidad por los logros de los demás, elementos que no funcionan independientemente, sino que están estrechamente relacionados (Bien, 2008). Además, *metta* es la base de las otras tres, tal como se registra en el *Sutta Karaniya Metta* (Sangharákhshita, 2010). Estas cuatro actitudes o “estados de la mente” son incompatibles con estados mentales de aversión, ya que disipan la tensión y conducen a la armonía en las interacciones sociales (Thera, 1994).

Algunos autores contemporáneos han mostrado interés en el análisis teórico y científico de estos términos e incluso han realizado esfuerzos para medirlos de forma empírica (Kraus & Sears, 2009). Para Germer (2009), el amor bondadoso implica desear felicidad a otra persona, mientras que la compasión se vincula con un subconjunto del amor bondadoso, el cual involucra no solo el deseo de que esa persona esté libre de sufrimiento, sino también el autocuidado, la empatía y la tolerancia hacia uno mismo.

La ecuanimidad, en cambio, implica la capacidad de aceptar lo que ocurre en la vida sin que haya una perturbación al respecto (Bien, 2008), por lo cual Astin y Keen (2006) la definen como la capacidad de ver el lado positivo durante las dificultades. Birnie, Speca y Carlson (2010) proponen que el prerequisito para desarrollar la autocompasión radica en reconocer la condición universal de sufrimiento en el ser humano con una actitud de aceptación. Una parte de las escrituras budistas, basadas en los discursos de Buda (*Satipatthána Sutta*), pone énfasis en el surgimiento del sufrimiento o “insatisfacción” (*dukkha*) en la experiencia humana, así como en la posibilidad y la forma de erradicarlo (Anälayo, 2003; Wallace & Shapiro, 2006).

Neff (2003) describe la autocompasión como la posibilidad de ser abierto y receptivo hacia el propio sufrimiento, entendiéndolo como un aspecto inherente a la condición humana, que también implica el deseo de aliviarlo mediante la amabilidad y el entendimiento de las fallas, los errores o los defectos propios sin juicios de por medio. Para esto, el mencionado autor propone tres componentes para dicho constructo: autoamabilidad (no juzgarse), humanidad común (ver la propia experiencia como parte de la condición humana) y atención plena (observar el sufrimiento sin identificarse con él).

Estos constructos han despertado interés en el estudio del bienestar psicológico, ya que se han encontrado relaciones directas entre la tendencia a experimentar autocompasión y amor bondadoso con incremento del afecto positivo y disminución del afecto negativo (Hofmann, Grossman, & Hinton, 2011). Al respecto, Fredrickson, Cohn, Cofee, Feck y Finkel (2008) han hallado que el entrenamiento en la práctica del amor bondadoso produce incrementos en las emociones positivas y la satisfacción por la vida y disminuye la depresión. Asimismo, se ha observado una relación entre la autocompasión y la felicidad, el optimismo y el afecto positivo, así como una menor tendencia a pensamientos de rumiación y comparación social (Neff & Vonk, 2009). Incluso Bluth y Blanton (2014) han descrito una relación inversa entre la autocompasión, los niveles de estrés y el afecto negativo en adolescentes.

Igualmente, se ha señalado que la autocompasión muestra un efecto mediador negativo entre una salud mental positiva y la presencia de psicopatología, además de atenuar la relación entre el afecto negativo y psicopatología (Trompetter, Klein, & Bohlmeijer, 2016). Asimismo, la baja tendencia de autocompasión se ha identificado como un predictor de ansiedad, depresión, menor calidad de vida y psicopatología en general (Muris & Petrocchi, 2016; Neff, Kirkpatrick, & Rude, 2007; van Dam, Sheppard, Forsyth, & Earleywine, 2011) y se ha observado también

una relación directa entre la tendencia a la autocompasión, la práctica del amor bondadoso y la presencia de mayor bienestar en las relaciones interpersonales, así como menores índices de sensación de aislamiento en estudiantes y adultos (Hutcherson, Sepala, & Gross, 2008; Yarnell & Neff, 2013).

Otros hallazgos han mostrado que la tendencia a la autocompasión representa un factor protector contra la patología alimentaria, ya que se asocia a una mayor aceptación de la imagen corporal y tolerancia al estrés (Braun, Park, & Gorin, 2016; Schoenefeld & Webb, 2013; Wasylkiw, MacKinnon, & Mac Lellan, 2012), así como a una menor probabilidad de experimentar sentimientos de vergüenza hacia uno mismo, menor patología alimentaria (Kelly, Carter, Zuroff, & Borairi, 2013) y menores actitudes negativas hacia la comida (Liss & Erchull, 2015).

Los efectos de la autocompasión también han sido evaluados, y se ha determinado que puede ser un elemento protector ante el estrés y la fatiga para el personal de enfermería (Duarte, Pinto-Gouveia, & Cruz, 2016). Igualmente, se ha encontrado relación directa entre niveles bajos de autocompasión y bienestar psicológico, y una relación inversa entre la práctica de compasión hacia uno mismo, *burnout* y fatiga en estudiantes de obstetricia (Beaumont, Durkin, Martin, & Carson, 2016).

Por otra parte, los entrenamientos cuyos componentes principales son la autocompasión y la atención plena han mostrado efectos positivos en la reducción de síntomas de depresión, ansiedad, estrés percibido y afecto negativo en adolescentes (Bluth, Gaylor, Campo, Mullarkey, & Hobbs, 2016), así como en la depresión y el estrés asociado a la diabetes en pacientes con esta condición (Friis, Johnson, Cutfield, & Consedine, 2016). Asimismo, se ha observado una disminución en el desgaste emocional e incrementos en la práctica de autocompasión y el bienestar en personal sanitario (médicos, enfermeras y asistentes sanitarios) tras la implementación de un programa de ocho semanas basado

en atención plena y autocompasión (García *et al.*, 2018).

Ahora bien, dada la importancia que estos constructos han alcanzado en el ámbito de la psicología, resulta indispensable contar con herramientas válidas y confiables que permitan su adecuada medición. En este sentido, Neff (2003) desarrolló una escala de autocompasión compuesta por 26 reactivos y basada en su modelo de tres componentes con sus respectivas tres dimensiones contrarias (autoamabilidad *vs.* autojuicio, humanidad común *vs.* aislamiento, atención plena —*mindfulness*— *vs.* sobreidentificación), que tiene una adecuada confiabilidad (alfa de Cronbach de .90) y apropiados índices de ajuste (*NNFI* = .88; *CFI* = .90); además, cuenta con una versión de 12 reactivos (Raes, Pommier, Neff, & van Gucht, 2011) constituida por las mismas seis subescalas (alfa de Cronbach de .86).

Como se ha mencionado anteriormente, el estudio de la compasión y, principalmente, de la atención plena ha crecido exponencialmente alrededor del mundo no solo para determinar sus efectos en las distintas esferas del funcionamiento psicológico, sino también para evaluarlo, de ahí que se hayan construido y validado distintas escalas para su medición (Baer *et al.*, 2008; Brown & Ryan, 2004; Cardaciotto, Herbert, Forman, Moitra, & Farrow, 2008), las cuales han sido adaptadas para muestras procedentes de distintas nacionalidades, incluidas las de habla hispana.

En cambio, para los conceptos de compasión, ecuanimidad y amor bondadoso, si bien han sido examinados en el ámbito del bienestar psicológico, solo se cuenta con una herramienta para medirlos (Neff, 2003; Raes *et al.*, 2011), la cual no se ha adaptado ni validado, de modo que no se encuentra disponible para la población mexicana.

Por este motivo, en la presente investigación se ha procurado evaluar la adopción de una postura ecuánime o de aceptación ante las dificultades de la vida, entendidas como parte de la experiencia humana, así como la actitud de

compasión, bondad o amabilidad ante las propias fallas o limitaciones en una muestra mexicana de estudiantes universitarios.

## MÉTODO

### Participantes

La muestra fue intencional y no probabilística, y estuvo compuesta por 302 estudiantes universitarios de ambos sexos pertenecientes a universidades públicas y privadas de las carreras de Nutrición, Psicología, Enfermería y Biología. El rango de edad fue de 17 a 30 años, con una media de 20.6 y  $DE = 1.99$ . En la tabla 1 se muestra la distribución porcentual de las características de la muestra que participó en el estudio.

**Tabla 1. Características sociodemográficas de la muestra**

Variables	n. <sup>o</sup>	%
Sexo		
Hombres	244	81
Mujeres	58	19
Universidad		
Pública	148	49
Privada	154	51
Carrera		
Nutrición	154	51
Psicología	74	25
Enfermería	34	11
Biología	40	13

### Instrumento

Escala de Actitudes Compasivas hacia el Fracaso y la Adversidad (EACHFA). En este trabajo se empleó la EACHFA. Los reactivos que la constituyeron se diseñaron a partir de una búsqueda exhaustiva en la literatura con el fin de que midieran los constructos *amabilidad* y *aceptación*, propios de la compasión. Los reactivos creados se sometieron a la técnica de los laboratorios cognoscitivos (Zucker, Sassman, & Case, 2004) en estudiantes con características similares a la población de estudio, esto con el propósito de que todos los ítems estuvieran re-

dactados en un lenguaje claro y comprensible. En esta prueba piloto participaron 10 estudiantes de ambos性 de la carrera Enfermería (con un rango de edad de entre 19 y 25 años). Este proceso permitió ajustar ciertas especificaciones en la redacción de los reactivos, los cuales debían ser lo suficientemente claros para que la mayoría los comprendiera. Como criterio de revisión se estableció que 80 % de los participantes debía entender con claridad cada reactivo, de lo contrario este se debía modificar. El instrumento estuvo compuesto por 31 reactivos y 5 opciones con una escala de tipo Likert, la cual estaba constituida en sus extremos por las palabras *siempre* y *nunca*. Estos 31 reactivos (16 en sentido positivo y 15 en sentido negativo) fueron evaluados por tres jueces expertos en el tema. Los estadísticos arrojaron un Índice *W* de Kendall de .624, con una significancia de  $p \leq .01$ , lo cual significa un acuerdo de nivel bajo a moderado entre los jueces en relación con la claridad, la coherencia y la relevancia de los reactivos. Este resultado y las sugerencias de los jueces se tomaron en consideración para realizar las adecuaciones finales de los ítems.

### Procedimiento

La escala final, con un total de 31 reactivos, fue aplicada a los estudiantes universitarios en sus salones de clase, a quienes se les solicitó su participación de forma anónima y voluntaria, una vez firmado el consentimiento informado. Cada sesión de aplicación duró en promedio treinta minutos.

### Análisis estadísticos

Los datos se examinaron mediante un análisis de frecuencias de cada uno de los reactivos y posteriormente se calculó el sesgo y la curtosis. Con el fin de conocer la estructura factorial de la escala, se realizó un análisis factorial exploratorio de ejes principales con rotación oblicua, la cual se empleó por ser más precisa y por proveer más información que la rotación ortogonal.

Para el análisis de los datos se empleó el programa estadístico SPSS versión 17. Luego se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio de máxima verosimilitud con el software R y el paquete Lavaan (Roseel, 2012), y se probó el ajuste de la estructura obtenida de dos factores del análisis factorial exploratorio. Asimismo, se probaron dos estructuras: una unidimensional y otra bidimensional. Los análisis incluyeron Chi cuadrada normada ( $\chi^2/GL$ ), el índice de Tucker-Lewis (TLI), el índice comparativo de Bentler (CFI), la raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA) y SMR.

### **Consideraciones éticas**

Los participantes fueron informados acerca de los fines del estudio y se les solicitó su colaboración de forma anónima y voluntaria. Igualmente, se les entregó un consentimiento informado, el cual debían firmar antes de responder el cuestionario. De esta manera se cumplieron los requerimientos éticos necesarios (Sociedad Mexicana de Psicología, 2009).

### **RESULTADOS**

Primero se llevó a cabo el análisis de frecuencias para corroborar la adecuada captura de los datos y luego se calculó el sesgo y la curtosis, con lo cual fueron eliminados 17 reactivos debido a que sobrepasaban el rango comprendido entre -.5 y .5 de asimetría. Posteriormente, se analizó el poder de discriminación de cada reactivo mediante una comparación de los grupos extremos respecto al total de la prueba (puntajes superiores al primer cuartil y puntajes superiores al tercero cuartil, a través de una prueba de *t Student* para muestras independientes y una correlación entre el total de la prueba y cada uno de los reactivos). Como resultado se eliminaron otros 5 reactivos más debido a que arrojaron correlaciones bajas, de modo que quedaron solo reactivos  $\leq .30$  (Magnusson, 1998).

Como ya se mencionó, para conocer la estructura factorial de la escala se realizó un análisis

factorial exploratorio de ejes principales con rotación oblicua. Asimismo, se calculó la medida de adecuación muestral Kaiser Meyer-Olkin (KMO = .88) y la prueba de esfericidad de Bartlett ( $p \leq .01$ ). A partir de esto se pudo verificar que era adecuada la matriz de correlaciones de la que se partía. Se encontró una solución bidimensional a través del método de extracción de componentes principales con rotación oblicua y normalización Kaiser con autovalores iguales a 1, lo cual explica 57 % de la varianza total. Posteriormente, se calculó la confiabilidad total de la escala con alfa de Cronbach y se obtuvo un adecuado índice de consistencia interna ( $\alpha = .81$ ).

En la tabla 2 se muestra la carga factorial de cada reactivo y en la tabla 3 la definición, el alfa de Cronbach, así como el porcentaje de varianza de cada dimensión. Cabe señalar que únicamente permanecieron ocho reactivos, pues uno de ellos fue eliminado debido a que presentó cargas con valores  $\geq .50$  en dos dimensiones. Los reactivos finales fueron distribuidos en dos dimensiones: *amabilidad hacia uno mismo y aceptación*.

**Tabla 2. Reactivos y factores que integran la EACHFA**

Reactivos	Factor	Factor
	1	2
2. Acepto mis limitaciones como parte de ser humano.	.59	.29
9. Me perdonó por los errores que cometí.	.74	.35
12. Puedo aceptarme incondicionalmente, incluso cuando me equivoco.	.85	.35
20. Soy capaz de ser paciente conmigo mismo(a) cuando algo se me dificulta.	.86	.42
27. Cuando cometo errores, soy capaz de aceptarme en lugar de criticarme.	.77	.37
5. Cuando atravieso una situación complicada, recuerdo que las dificultades son parte de la vida.	.34	.70
23. Cuando me siento triste, recuerdo que la tristeza es experimentada por todos los seres humanos.	.33	.80
26. Cuando atravieso una situación difícil, recuerdo que hay personas en el mundo que atraviesan situaciones más difíciles que yo.	.27	.80

### Análisis factorial confirmatorio

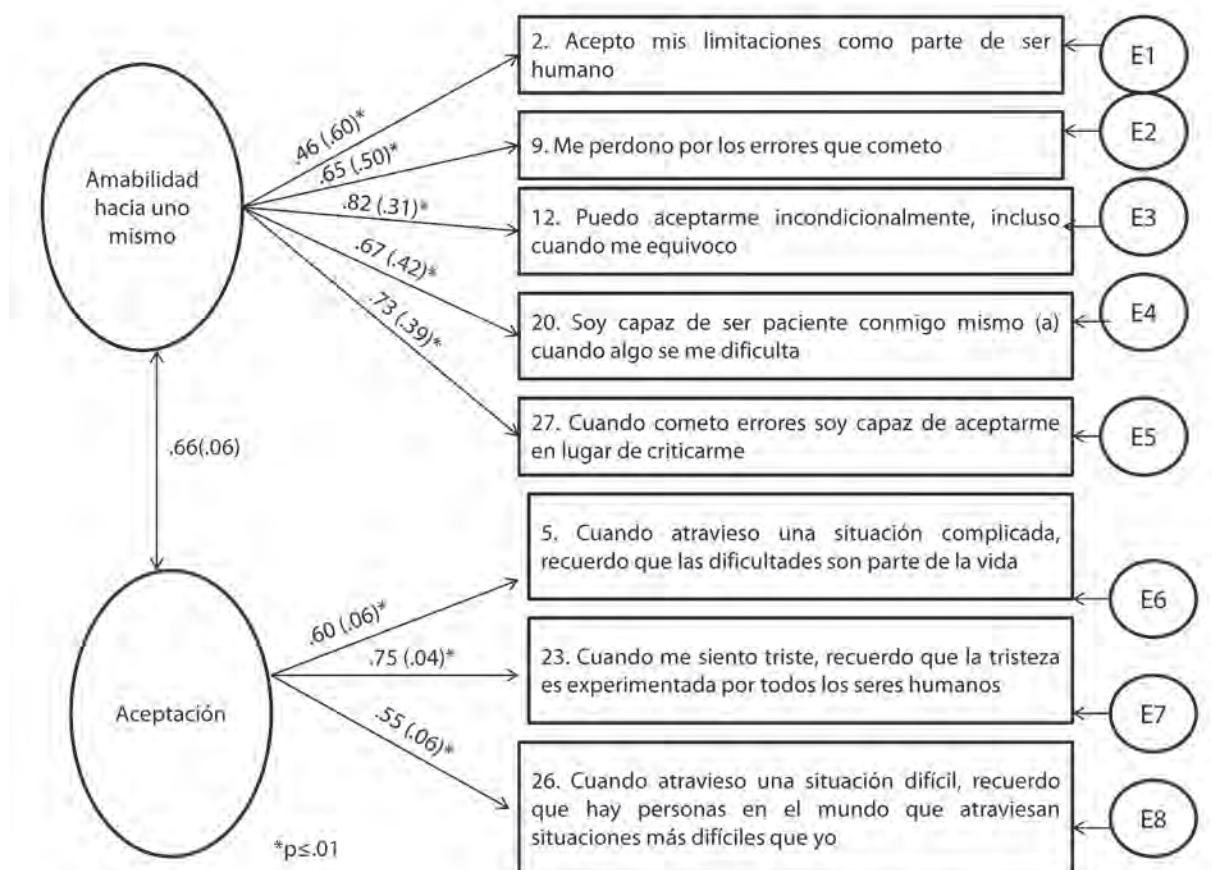
Se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio y se probaron dos modelos comparativos (con una dimensión y con dos dimensiones). Para evaluar la bondad de ajuste de los modelos se utilizaron los siguientes índices con valores aceptables de un buen ajuste: Chi cuadrada normada ( $X^2/GL$ ) para indicar un buen ajuste ( $X^2/GL = \leq 3, p \geq .01$ ), el índice de Tucker-Lewis

(TLI), el índice comparativo de Bentler (CFI  $\leq .95$ ), la raíz cuadrada media del error de aproximación (RMSEA  $\leq .08$ ) y SMR ( $p \leq .05$ ).

En la figura 1 se muestran las cargas factoriales estandarizadas de la escala que resultan significativas, positivas y adecuadas para la solución de un buen ajuste del modelo bidimensional. La tabla 4 incluye los índices de los dos modelos, donde se puede observar que el de dos dimensiones mostró un mejor ajuste.

**Tabla 3. Alfa de Cronbach, definición y estadísticos descriptivos de cada factor**

Factor	Definición	$\alpha$	% varianza	$M (DE)$
Amabilidad hacia uno mismo	Es la capacidad de albergar sentimientos de paciencia, bondad y aceptación cuando se reconocen los errores y las limitaciones en uno mismo.	.79	43.1	2.59 (1.10)
Aceptación	Es la capacidad de reconocer el sufrimiento y las dificultades como parte de la condición humana.	.66	16.0	1.01 (.42)



**Figura 1.** Análisis factorial confirmatorio para el modelo bidimensional

**Tabla 4. Índices de ajuste para el análisis factorial confirmatorio de los modelos**

Modelo	X <sup>2</sup>	p<	X <sup>2</sup> /gl	CFI	TLI	RMSEA	IC 90%	SRMR
Bidimensional	X <sup>2</sup> <sub>(19)</sub> =19.76	.01	1.04	.99	.99	.01	.00-.05	.03
Unidimensional	X <sup>2</sup> <sub>(20)</sub> =66.40	.01	3.3	.91	.88	.08	.07-.01	.05

## DISCUSIÓN

El presente estudio tuvo como objetivo realizar un primer acercamiento en una muestra mexicana para medir diversos constructos provenientes de la psicología budista, como la bondad, la compasión en la relación con uno mismo, la ecuanimidad o la aceptación de las dificultades. En tal sentido, el análisis factorial exploratorio de la escala propuesta arrojó dos factores que explican 57 % de la varianza total.

El primero de estos (*amabilidad con uno mismo*) involucra la posibilidad de experimentar actitudes amables o bondadosas hacia uno mismo cuando se cometen errores o se atraviesan dificultades, mientras que el segundo (*aceptación*) tiene implícita la posibilidad de aceptar el sufrimiento y la adversidad como experiencias compartidas por todos los seres humanos, cualidades inherentes de la ecuanimidad. Cabe destacar que ambos factores reflejan de forma tácita la posibilidad o el deseo de aliviar el sufrimiento (propiedades de la compasión), de ahí que no se puedan manifestar de forma separada.

Estos constructos, a su vez, representan a los estados mentales o *Brahmaviharas* que señalan los textos antiguos del budismo (amor bondadoso, compasión y ecuanimidad), los cuales se han retomado en la psicología occidental para el estudio del bienestar psicológico. De hecho, se ha determinado que la amabilidad con uno mismo y la humanidad común se encuentran asociadas con la felicidad (Campos *et al.*, 2015).

Ahora bien, los datos recabados en este estudio permiten señalar que a pesar de que la escala en su conjunto obtuvo un adecuado coeficiente de confiabilidad ( $\alpha = .81$ ) y un apropiado porcentaje de varianza (57 %), los índices en cada una de las dos subescalas que la componen (amabilidad hacia uno mismo y aceptación)

solo pueden ser considerados como aceptables y bajos ( $\alpha = .79$  y  $\alpha = .66$ , respectivamente), razón por la cual se deben fortalecer con más investigaciones. Asimismo, se probó que entre el ajuste de un modelo unidimensional y otro bidimensional, el segundo ofrece mejores índices de ajuste según el análisis factorial confirmatorio.

Por otra parte, es preciso destacar que la escala de autocompasión (Neff, 2003) ha sido validada en muestras de población española (García-Campayo *et al.*, 2014) y que los índices de confiabilidad alcanzados son similares a los de la versión original, aunque se aproximan más a los observados en la escala desarrollada en el presente trabajo. En la investigación de García-Campayo *et al.* (2014), las seis subescalas obtuvieron los siguientes índices de confiabilidad: autoamabilidad ( $\alpha = .79$ ), autojuicio ( $\alpha = .76$ ), humanidad común ( $\alpha = .72$ ), aislamiento ( $\alpha = .77$ ), atención plena ( $\alpha = .73$ ) y sobreidentificación ( $\alpha = .77$ ), así como un índice de consistencia de confiabilidad total de .86, con un adecuado ajuste de los seis factores a través del análisis factorial confirmatorio (95 % CI = 0.85-0.90).

La versión corta de 12 reactivos, en cambio, obtuvo una confiabilidad total de .85, mientras que los índices de consistencia interna en las seis subescalas consiguieron los siguientes valores: autoamabilidad ( $\alpha = .73$ ), autojuicio ( $\alpha = .71$ ), humanidad común ( $\alpha = .75$ ), aislamiento ( $\alpha = .77$ ), atención plena ( $\alpha = .74$ ) y sobreidentificación ( $\alpha = .76$ ), con un adecuado índice de ajuste (95 % CI = 0.81-0.88).

Por otra parte, y en cuanto a las limitaciones de este estudio, cabe resaltar que la muestra estudiada no es representativa de la población general debido a que no fue aleatoria y solo se incluyó a estudiantes universitarios. Además, las subescalas resultantes del análisis factorial ex-

ploratorio presentaron un índice bajo de confiabilidad ( $\alpha = .79$  y  $\alpha = .66$  respectivamente). Aunado a esto, es probable que otros elementos hayan influido en los resultados obtenidos durante el proceso de validación, como la redacción de los reactivos o el tipo de respuestas ofrecidas (*nada de acuerdo a totalmente de acuerdo*), pues estas resultan inapropiadas para medir algunas de las dimensiones que quedaron fuera de la presente escala. Este es un argumento sólido para realizar modificaciones en futuros estudios.

Igualmente, se debe recordar que la escala presentada en esta investigación estuvo compuesta únicamente por 8 reactivos, con un índice de confiabilidad total adecuado ( $\alpha = .81$ ) y cuyas dos dimensiones poseen un buen nivel de ajuste de acuerdo con el análisis factorial confirmatorio de segundo orden.

Por todo lo anterior, resulta necesaria una investigación subsecuente que incluya una muestra con características sociodemográficas heterogéneas y que parte de la adaptación de la escala previamente construida, para lo cual se podría tomar en cuenta el mismo proceso de validación empleado en este trabajo. En tal sentido, se debe pensar en que aún se necesitan trabajos que puedan contribuir al estudio de la psicología en este campo en una población mexicana o incluso en la evaluación de programas de intervención que aborden elementos provenientes de la psicología budista, como el reconocimiento de la conexión entre los seres humanos, la vulnerabilidad inherente a la condición humana, la presencia de sufrimiento y dificultades en la experiencia humana y la posibilidad de despertar una sensación de aceptación, generosidad y cuidado por uno mismo ante tales situaciones (Salzberg, 2011).

## REFERENCIAS

- Anālayo. (2013). Sati. En Anālayo (ed.), *Satipatthana. The direct path to realization*. Cambridge: Windhorse Publications.
- Astin, A. W., & Keen, J. P. (2006). Equanimity and spirituality. *Religion and Education*, 33(2), 1-8. Doi: doi.org/10.1080/15507394.2006.10012375.

- Baer, R. A., Smith, G. T., Lykins, E., Button, D., Krietemeyer, J., Sauer, S., Walsh, E., Dugan, D., & Williams, M. G. (2008). Construct validity of the Five Facets Mindfulness Questionnaire in meditating and non meditating samples. *Assessment*, 15(3), 329-342. Doi: doi.org/10.1177/1073191107313003.
- Beaumont, E., Durkin, M., Martin, C. J. H., & Carson, J. (2016). Compassion for others, self-compassion, quality of life and mental well-being measures and their association with compassion fatigue and burnout in student midwives: A quantitative survey. *Midwifery*, 34, 239-244. Doi: doi.org/10.1016/j.midw.2015.11.002.
- Bien, T. (2008). Las cuatro moradas sublimes: preparándonos para estar presentes. En Hicks, S. F., & Bien, T. (eds.), *Mindfulness y psicoterapia* (pp. 59-85). Barcelona: Kairos.
- Birnie, K., Speca, M., & Carlson, L. E. (2010). Exploring self-compassion and empathy in the context of mindfulness-based stress reduction (MBSR). *Stress and Health*, 26(5), 359-371. Doi: doi.org/10.1002/smj.1305.
- Bluth, K., & Blanton, P. (2014). Mindfulness and self-compassion: Exploring pathways to adolescent emotional well-being. *Journal of Children and Family Studies*, 23(7), 1298-1309. Doi: 10.1007/s10826-013-9830-2.
- Bluth, K., Gaylor, S. A., Campo, R. A., Mullarkey, M. C., & Hobbs, L. (2016). Making friends with yourself: A mixed methods pilot study of a mindful self-compassion program for adolescents. *Mindfulness*, 7(2), 479-492. Doi: 10.1007/s12671-015-0476-6.
- Braun, T. D., Park, C. L., & Gorin, A. (2016). Self-compassion, body image, and disordered eating: A review of the literature. *Body Image*, 17, 117-131. Doi: doi.org/10.1016/j.bodyim.2016.03.003.
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2004). Perils and promise in defining and measuring mindfulness: Observations from experience. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11(3), 242-248. Doi: 10.1093/clipsy.bph078.
- Campos, D., Cebolla, A., Quero, S., Breton-López, J., Botella, C., Soler, J., García, J., García-Campayo, J., Demarzo, M., & Baños, R. M. (2015). Meditation and happiness: Mindfulness and self compassion may mediate the meditation-happiness relationship. *Personality and Individual Differences*, 93, 1-6. Doi: doi.org/10.1016/j.paid.2015.08.040.
- Cardaciotto, L., Herbert, J. D., Forman, E. M., Moitra, E., & Farrow, V. (2008). The assessment of present-moment awareness and acceptance the Philadelphia Mindfulness Scale. *Assessment*, 15(2), 204-223. Doi: doi.org/10.1177/1073191107311467.
- Duarte, J., Pinto-Gouveia, J., & Cruz, B. (2016). Relationships between nurses' empathy, self-compassion and dimensions of professional quality of life: A cross-sectional study. *International Journal of Nursing Studies*, 60, 1-11. Doi: doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2016.02.015.

- Fredrickson, B. L., Cohn, M. A., Coffey, K. A., Pek, J., & Finkel, S. M. (2008). Open hearts build lives: Positive emotions, induced through loving-Kindness meditation, build consequential personal resources. *Journal of Personality and Social Psychology, 95*(5), 1045-1062. doi:10.1037/a0013262.
- Friis, M. A., Johnson, M. H., Cutfield, R. G., & Consedine, N. S. (2016). Kindness matters: A randomized controlled trial of a mindful self-compassion intervention improves depression, distress, and HbA1c among patients with diabetes. *Diabetes Care*. Doi: <https://doi.org/10.2337/dc16-0416>.
- García, R. M., Ferrer, J. M., Ayora, A. A., Herrero, M. A., Amutio, A., & Ferrer, R. (2018). Aplicación de un programa de mindfulness en profesionales de un servicio de medicina intensiva. Efecto sobre el burnout, la empatía y la autocompasión. *Medicina Intensiva*. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.medint.2018.02.005>.
- García-Campayo, J., Navarro-Gil, M., Andrés, E., Montero-Marín, J., López-Artal, L., & Piva, D. M. (2014). Validation of the Spanish versions of the long (26 items) and short (12 items) forms of the Self-Compassion Scale (SCS). *Health and Quality of Life Outcomes, 12*(4), 1-9. Doi: doi.org/10.1186/1477-7525-12-4.
- Germer, C. K. (2009). *The mindful path to self compassion: Freeing yourself from destructive thoughts and emotions*. Nueva York: The Gilford Press.
- Hofmann, S. G., Grossman, P., & Hinton, D. E. (2011). Loving-kindness and compassion meditation: Potential for psychological intervention. *Clinical Psychology Review, 31*(7), 1126-1132. Doi: doi.org/10.1016/j.cpr.2011.07.003.
- Hozel, B. K., Carmody, J., Vangel, M., Congleton, C., Yerramsetti, S., Gard, T., & Lazar, S.W. (2011). Mindfulness practice leads to increases in regional brain gray matter density. *Psychiatry Research, 191*(1), 36-43. Doi: doi.org/10.1016/j.psychresns.2010.08.006.
- Hutcherson, C. A., Seppala, E. M., & Gross, J. J. (2008). Loving-kindness meditation increases social connectedness. *Emotion, 8*(5), 720-724. Doi: 10.1037/a0013237.
- Kelly, C. A., Carter, J. C., Zuroff, D. C., & Borairi, S. (2013). Self-compassion and fear of self-compassion interact to predict response eating disorder treatment: A preliminary investigation. *Psychotherapy Research, 23*(3), 252-264. Doi: doi.org/10.1080/10503307.2012.717310.
- Kraus, S., & Sears, S. (2009). Measuring the immeasurables: Development and initial validation of the self-other four immeasurables (SOFI). Scale based on Buddhist teachings on loving-kindness, compassion, joy, and equanimity. *Social Indicators Research, 92*, 169-181. Doi: 10.1007/s11205-008-9300-1.
- Liss, M., & Erchull, M. J. (2015). Not hating what you see: Self compassion may protect against negative mental health variables connected to self-objectification in college women. *Body Image, 14*, 5-12. Doi: doi.org/10.1016/j.bodyim.2015.02.006.
- Magnusson, D. (1998). *Teoría de los test*. México: Trillas.
- Muris, P., & Petrocchi, N. (2016). Protection or Vulnerability? A meta-analysis of the relations between the positive and negative components of self-compassion and psychopathology. *Clinical Psychology and Psychotherapy, 24*(2), 373-383. Doi: doi.org/10.1002/cpp.2005.
- Neff, K. (2003). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity, 2*(2), 85-101. Doi: <https://doi.org/10.1080/15298860309027>.
- Neff, K., & Vonk, R. (2009). Self-Compassion versus global self-esteem: Two different ways of relating to oneself. *Journal of Personality, 71*(1), 23-29. Doi: 10.1111/j.1467-6494.2008.00537.x
- Neff, K., Kirkpatrick, K. L., & Rude, S. S. (2007). Self-compassion and adaptative psychological functioning. *Journal of Research in Personality, 41*(1), 139-154. Doi: doi.org/10.1016/j.jrp.2006.03.004.
- Raes, F., Pommier, E., Neff, K. D., & van Gucht, D. (2011). Construction and factorial validation of a short form of the self-compassion scale. *Clinical Psychology and Psychotherapy, 18*(3), 250-255. Doi: 10.1002/cpp.702.
- Roseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1-36. Doi: 10.18637/jss.v048.i02.
- Salzberg, S. (2011). Mindfulness and loving-kindness. *Contemporary Buddhism, 12*(1), 177-182. Doi: doi.org/10.1080/14639947.2011.564837.
- Sangharákshita, U. (2010). *El diálogo del Buda sobre el amor incondicional. El Sutta Karaniya Mettá*. Ciudad de México, México: Ediciones CBCM.
- Schoenefeld, S. J., & Webb, J. B. (2013). Self-compassion and intuitive eating in college women: Examining the contributions of distress tolerance and body image acceptance and action. *Eating Behaviors, 14*(1), 493-496. Doi: doi.org/10.1016/j.eatbeh.2013.09.001.
- Shapiro, S. L., Carlson, L. E., Astin, J. A., & Freedman, B. (2006). Mechanisms of mindfulness. *Journal of Clinical Psychology, 62*(3), 373-386. Doi: doi.org/10.1002/jclp.20237.
- Sociedad Mexicana de Psicología (2009). *Código ético del Psicólogo*. México: Trillas.
- Stewart, T. M. (2004). Light on body image treatment. *Behavior Modification, 28*(6), 783-811. Doi: 10.1177/0145445503259862.
- Thera, N. (1994). *The four sublime states contemplations on love, compassion, sympathetic joy and equanimity*. Buddhist Publication Society: Sri Lanka.
- Trompetter, H. R., Kleine, E., & Bohlmeijer, E. T. (2016). Why does positive mental health buffer against psychopathology? An exploratory study on self-compassion as a resilience mechanism and adaptive emotion regulation strategy.

- Cognitive Therapy and Research, 41(3), 459-468. Doi: doi.org/10.1007/s10608-016-9774-0.
- Van Dam, N. T., Sheppard, S. C., Forsyth, J. P., & Earlywine, M. (2011). Self-compassion is a better predictor than mindfulness of symptoms severity and quality of life in mixed anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorders*, 25(1), 123-130. Doi: doi.org/10.1016/j.janxdis.2010.08.011.
- Wallace, B. A., & Shapiro, S. L. (2006). Mental balance and well-being. Building bridges between Buddhism and western psychology. *American Psychologist*, 61(7), 690-701. Doi: doi.org/10.1037/0003-066X.61.7.690.
- Wasylkiw, L., Mackinnon, A. L., & Mac Lellan, A. M. (2012). Exploring the link between self-compassion and body image in university women. *Body Image*, 9, 236-245. Doi: doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.01.007.
- Yarnell, L. M., & Neff, K. D. (2013). Self-compassion, interpersonal conflict resolutions and well-being. *Self and Identity*, 12(2), 146-159. Doi: doi.org/10.1080/15298868.2011.649545.
- Zucker, S., Sassman, C., & Case, B. J. (2004). *Cognitive Labs. Technical Report*. Pearson Inc. Retrieved from [http://images.pearsonassessments.com/images/tmrs/tmrs\\_rg/Cognitive-Labs.pdf](http://images.pearsonassessments.com/images/tmrs/tmrs_rg/Cognitive-Labs.pdf).

Recibido: 19 de febrero de 2018

Revisión final: 25 de junio de 2018

Aceptado: 29 de junio de 2018

## NOTAS DE AUTOR

*Conflictos de intereses:* Los autores del presente estudio indican no tener ningún tipo de conflicto de interés.

*Adherencia a principios éticos e integridad científica:* Todos los procedimientos de elaboración del presente manuscrito fueron llevados a cabo con los principios éticos de la Declaración de Helsinki de 1964 y sus posteriores enmiendas.

*Apoyo financiero:* El presente estudio estuvo financiado por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT).