



PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE AUTOCOMPASIÓN EN ESTUDIANTES DE MEDICINA DE LIMA

Jimena Pastorelli Rhor

Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas

Rafael Gargurevich¹

Pontificia Universidad Católica del Perú

RESUMEN

Se investigaron las propiedades psicométricas de la Escala de Autocompasión (Neff, 2003), en una muestra de 315 estudiantes de medicina de universidades de Lima (Mujeres = 58%, Hombres = 42%). Mediante análisis factoriales exploratorios y confirmatorios se logró confirmar la estructura de seis factores del instrumento original (Neff, 2003), y se reportaron evidencias de validez convergente y discriminante, a partir de las correlaciones con el afecto positivo y negativo, la satisfacción con la vida y los síntomas depresivos. Además, la consistencia interna de las seis subescalas fue adecuada. Se discute la importancia de la consideración de la autocompasión en el contexto de estudiantes de medicina.

Palabras clave

Autocompasión; Estudiantes de medicina; Propiedades psicométricas, Confiabilidad, Validez

ABSTRACT

The psychometric properties of the Self Compassion Scale (SCS) were studied in a sample of 315 Medicine students in Peru (Female = 58%, Male = 42%). Several exploratory and confirmatory factor analysis were needed in order to describe the internal structure of the scale. Results showed that it was possible to reproduce the six-factor structure of the SCS proposed by the author (Neff, 2003). Evidences of reliability and validity were considered acceptable. Results also showed suitable convergent and discriminant validity. Finally, limitations and recommendations of the study were discussed.

Keywords

Self Compassion, Medicine students, Psychometric properties, Reliability, Validity

¹ Correspondence about this article should be addressed to Rafael Gargurevich. Email address: rgargurevich@pucp.pe.

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE AUTOCOMPAIÓN EN ESTUDIANTES DE MEDICINA DE LIMA

La carrera profesional de medicina tiende a ser muy exigente por su entrega, vocación de servicio y cuidado por el otro (Salamero et al., 2012). Los aspirantes a ser médicos, usualmente, se caracterizan por ser empáticos con los demás y sentir compasión hacia sus enfermedades, por lo que una de sus principales motivaciones para estudiar dicha carrera es la de sanar y salvar vidas (Mayta-Tristán et al., 2010; Thomas et al., 2007).

Sin embargo, en el transcurso de la carrera suelen desencadenarse efectos negativos que comprometen el bienestar físico y psicológico de los estudiantes, al incrementarse las demandas académicas, la exigencia de las materias y la competencia con los compañeros (Bedoya, Matos & Zelaya, 2014) lo que incide en el aumento de los niveles de estrés y agotamiento emocional (Huaquín & Loaiza, 2004).

El estrés es un factor inherente al contexto de los estudiantes y profesionales de la salud, ya que las condiciones de estudio y trabajo demandan un alto compromiso y cuidado con la vida ajena (Bluth & Blanton, 2014). Por ejemplo, los estudiantes de medicina afrontan, a lo largo de la carrera, la exigencia académica, el contacto con pacientes, horarios rígidos de guardias, la exposición a enfermedades y complicaciones médicas, así como conflictos éticos y experiencias con la muerte (Perales, Sogi, & Morales, 2003).

Así, el estrés deteriora la relación estudiante-paciente, ocasionando un declive en la empatía del estudiante, durante el cuidado del paciente (Shapiro, Astin, Bishop, & Cordova, 2005), como también en cuadros de ansiedad y depresión, inhibición de emociones, disminución de la compasión, deshumanización de los demás, agotamiento emocional y el Síndrome de Burnout (SBO) (Borda, Navarro, Aun, Berdejo, Racedo & Ruiz, 2007).

Algunos de estos efectos negativos han sido investigados en Perú, encontrándose que, en los estudiantes de medicina de Lima, existe una prevalencia de SBO de 57%, donde más de la mitad presentó niveles medios o altos en Despersonalización, descrita como una respuesta impersonal, insensible, deshumanizada o poco empática a quien se atiende (Caballero, Hederich & Palacio, 2010).

Así, las extremas exigencias académicas y laborales de los estudiantes de medicina podrían impedir la apertura hacia la compasión por el otro y por uno mismo (Germer & Neff, 2014), lo cual pondría en riesgo la capacidad para proteger y mejorar el bienestar, tanto de los pacientes, como de sí mismos.

La compasión se define como la habilidad para establecer una conexión sincera con el sufrimiento de los demás, de manera empática movilizarse por su dolor y sentir el deseo de aliviarlo (Gustin & Wagner, 2012). En el campo de la Medicina, la compasión permitiría comprometerse emocionalmente con los pacientes y sus necesidades (Reyes, 2011).

No obstante, la literatura describe que para poder entrar en contacto con el sufrimiento de otras personas, es decir, para sentir compasión por un "otro", es necesario empezar por uno mismo, esto es, por la autocompasión (Barnard & Curry, 2011). La autocompasión se define como la capacidad para comprender y apoyarse a uno mismo en los momentos difíciles (Neff, 2016), tomando el propio sufrimiento con amabilidad y calidez, como si se tratara de una acción de compasión vuelta hacia adentro e identificando qué se necesita para afrontar dicha situación (Bluth, Roberson & Gaylord, 2015).

La autocompasión surge en el pensamiento Budista, el cual postula que el sufrimiento es una condición inevitable y natural en los humanos, por lo que se debe estar en contacto y sintonía con éste, además de tener la motivación para aliviarlo (Musa, 2013).

La experiencia de autocompasión protege contra la ansiedad y el estrés, eliminando los pensamientos que debilitan la autoconfianza (Woo Kyeong, 2013). Asimismo, invita a conectarse con las propias emociones negativas para desarrollar estrategias dirigidas a superar diversas dificultades, asumir la responsabilidad dentro de los eventos negativos y generar un diálogo interno amable y comprensivo con las carencias personales que producen sufrimiento (Albertson, Neff, & Dill-Shackleford, 2014).

Los estudios de autocompasión en la población de los profesionales de la salud son recientes, sin embargo, se ha encontrado que predice, de manera positiva, el bienestar psicológico, la satisfacción con la vida, resiliencia y los afectos positivos (Shapiro, Brown & Biegel, 2007). Mientras que, se relaciona de manera negativa con el aumento de los niveles de estrés, agotamiento emocional, rumiación de pensamientos y depresión (Hollis-Walker & Colosimo, 2011).

Las investigaciones presentadas reportan diversas evidencias acerca de los aspectos psicológicos, tanto funcionales como disfuncionales, asociados a la autocompasión. En ellos, se utilizó la "Escala de Autocompasión", ya que es el único instrumento que existe, en la actualidad, para evaluar dicho constructo (López et al., 2015).



La Escala de Autocompasión (*Self-Compassion Scale*) fue desarrollada por Neff (2003) y mide la apertura hacia el sufrimiento propio, experimentando sentimientos de amabilidad hacia uno mismo, bajo una postura libre de juicios negativos, motivada para actuar frente al sufrimiento (Neff, 2003).

En las investigaciones previas, la autocompasión no está conceptualizada como un constructo unitario sino multifactorial, ya que se divide en tres componentes principales, con un par de subescalas en cada uno, así, cada par del componente mediría aspectos tanto positivos (P) como negativos (N) de la autocompasión (Neff, 2003), obteniendo un total seis subescalas que describen el constructo de manera global.

El primer componente comprende de la subescala “Auto-amabilidad” (P), que es la capacidad para aceptar lo inevitable de los fracasos, fomentando la tolerancia ante las propias limitaciones; y la subescala “Auto-juicio” (N), la cual supone hacer evaluaciones críticas y negativas de uno mismo, ante los errores propios (Woo Kyeong, 2013). El segundo componente contiene la subescala “Humanidad compartida” (P), la cual trata de reconocer que todos los seres humanos se equivocan y comparten el sufrimiento en situaciones difíciles; y la subescala “Aislamiento” (N), que se refiere a la actitud de evitar el contacto con los demás, ya que se siente que se está solo en el sufrimiento (Bluth & Blanton, 2014). Por último, el tercer componente incluye la subescala “Conciencia plena” (P), definida como la habilidad para abrirse a la experiencia del dolor sin reaccionar ante ella; y la subescala “Sobre identificación” (N), actitud que se asume la vivencia con mayor importancia de la que merece, perjudicando el bienestar (Yarnell et al., 2015).

Para lograr esta composición factorial, se llevaron a cabo tres estudios importantes. El primero de ellos se realizó con 391 estudiantes universitarios estadounidenses (225 mujeres, 166 hombres; *Medad* = 20.91; *DE* = 2.27) a los que se les aplicó una versión preliminar de la prueba que contaba con 71 ítems divididos en tres componentes, cada uno con dos subescalas. Tras el análisis factorial exploratorio (AFE), se descartaron los ítems con cargas factoriales menores a .40 (Neff, 2003). Luego, se realizaron análisis factoriales confirmatorios (AFC) para cada componente por separado y se encontró, en los tres casos, que la solución de un solo factor por componente no tenía un ajuste suficientemente bueno, mientras que la de dos factores sí era adecuada, formándose 6 factores por separado. Las cargas factoriales oscilaron entre .70 y .81. Luego, se realizó un AFC a la versión final de la escala, la cual contenía 26 ítems, y se encontró que el modelo de seis factores de primer orden, correlacionados entre sí, tenía un ajuste suficientemente bueno (NNFI = .90; CFI = .91). Asimismo, se realizó un AFC de segundo orden y se encontró que un solo factor podía explicar la correlación entre los seis factores (NNFI = .88; CFI = .90), con un coeficiente de consistencia interna de .92 para toda la escala. En cuanto a la evidencia de validez de constructo, se reportó una correlación negativa con la escala de Depresión de Beck ($r = -.51$) y una correlación positiva con la escala de Satisfacción con la Vida ($r = .45$), ambas fueron significativas ($p < .01$).

El segundo estudio se realizó en una población de 232 estudiantes universitarios estadounidenses (145 mujeres, 87 hombres; *Medad* = 21.31; *DE* = 3.17) y, al igual que en el primer estudio, se confirmó una estructura factorial seis factores (NNFI = .92; CFI = .93). Tras el AFC de segundo orden, se encontró que un solo factor explicaba las intercorrelaciones entre los seis factores (NNFI = .90; CFI = .92). Las cargas factoriales oscilaron entre .80 y .93. Finalmente, se encontró una correlación positiva con la escala de Autoestima de Rosenberg ($r = .59$) y correlaciones negativas con la escala Auto-aplicada de Depresión de Zung ($r = -.55$) y el Inventario Ansiedad Estado-Rasgo de Spielberger ($r = -.66$), todas ellas fueron significativas ($p < .01$).

Por último, el tercer estudio se realizó vía correo electrónico con un grupo de 43 practicantes estadounidenses del budismo (27 mujeres, 16 hombres; *Medad* = 47; *DE* = 9.71), específicamente de la meditación *Vipassana*, la cual busca cultivar, intencionalmente, la conciencia plena y la compasión por otros y por uno mismo (De Souza & Hutz, 2016). Así, los resultados se compararon con los obtenidos en el segundo estudio y se encontró que los practicantes de budismo obtuvieron un mayor puntaje en las subescalas Auto-amabilidad, Humanidad compartida y Conciencia plena, así como un menor puntaje en las subescalas Auto-juicio, Aislamiento y Sobre identificación ($p < .001$). Finalmente, se encontró una correlación positiva y significativa entre la autocompasión y la cantidad de años de práctica de meditación ($r = .35$; $p < .05$).

La Escala de Autocompasión ha sido adaptada a distintos países e idiomas, confirmando las evidencias de validez y confiabilidad. Por ejemplo, en Irán (Azizi, Mohammadkhani, & Bahramkhani, 2013), se aplicó el instrumento a 265 estudiantes universitarios (154 mujeres, 111 hombres; *Medad* = 22.12; *DE* = 3.14) y el AFC confirmó que la estructura de seis factores tenía un ajuste suficientemente bueno (RMSEA =

.08 (.078 - .092); NFI = .86; CFI = .90). El coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach para las subescalas fue: .79 para Auto-amabilidad y Auto-juicio, .93 para Humanidad compartida, .90 para Aislamiento y .88 para Conciencia plena y Sobre identificación. Asimismo, se encontró una correlación positiva con la escala de Autoestima de Rosenberg ($r = .26$), y una correlación negativa con la escala de Depresión de Beck ($r = -.17$), en ambos casos, significativas ($p < .05$).

Por su parte, en Italia (Petrocchi, Ottaviani, & Couyoumdjian, 2013) se realizó un estudio con 424 participantes de una población general (259 mujeres, 165 hombres; *Medad* = 36.53; *DE* = 10.09). Debido a que el AFC no contaba con un índice de ajuste suficientemente bueno, se eliminaron los ítems 15 y 23 y, tras un nuevo AFC, se confirmó que el modelo de seis factores contaba con un ajuste aceptable ($X^2 = 320.28$, $df = 70$, $p < .001$, $X^2_{df} = 4.6$, RMSEA = .08, CFI = .90). Por su parte, el AFC de segundo orden no logró replicar la solución de un solo factor. El coeficiente alfa de Cronbach para las subescalas fue: .83 para Auto-amabilidad, .85 para Auto-juicio, .71 para Humanidad compartida, .84 para Aislamiento, .73 para Conciencia plena y .82 para Sobre identificación.

En España (García-Campayo et al., 2014) se llevó a cabo un estudio con 268 estudiantes de Ciencias de la Salud (158 mujeres, 110 hombres; *Medad* = 20.54; *DE* = 2.11), siendo el 57% estudiantes de medicina. El AFC confirmó que la estructura de seis factores contaba con un índice de ajuste suficientemente bueno (RMSEA = .06 [.05-.08], CFI = .95, GFI = .93, SRMR = .05). El coeficiente de consistencia interna para las subescalas fue: .79 para Auto-amabilidad, .76 para Auto-juicio, .72 para Humanidad compartida, .77 para Aislamiento, .73 para Conciencia plena y .76 para Sobre identificación. Además, se realizó un análisis de confiabilidad test-retest con una muestra de 112 estudiantes seleccionados aleatoriamente del estudio anterior (63% mujeres; *Medad* = 21.15; *DE* = 1.93). Se encontró que la carga factorial para las seis subescalas oscilaba entre .81 y .93. Finalmente, se encontró una correlación negativa con el Inventario de Depresión de Beck ($r = -.43$; $p < .01$), así como una correlación positiva con la Escala de Conciencia y Atención Plena ($r = .41$; $p < .01$).

Recientemente, se realizó el primer estudio en Latinoamérica, el cual se llevó a cabo en Brasil (De Souza & Hutz, 2016) con 432 participantes de una población general (216 mujeres, 216 hombres; *Medad* = 32.5; *DE* = 11.1), quienes respondieron el instrumento a través de una plataforma virtual. El AFC reprodujo la estructura de seis factores, con un ajuste suficientemente bueno ($\chi^2 = 895.900$, $df = 284$, $p < .001$; RMSEA = .071 (90% CI: .065-.076); CFI = .937; TLI = .928). El coeficiente de consistencia interna para las subescalas fue: .81 para Auto-amabilidad, .77 para Auto-juicio, .66 para Humanidad compartida, .79 para Aislamiento, .77 para Conciencia plena y .76 para Sobre identificación. Finalmente, se realizó un AFC de segundo orden que confirmó que un solo factor explicaba las intercorrelaciones entre los seis factores ($\chi^2 = 1407.494$, $df = 293$, $p < .001$; RMSEA = .094 (90% CI: .089-.099); CFI = .885; TLI = .873).

Las evidencias presentadas confirman que el ejercicio de la autocompasión promueve el bienestar físico y mental de los individuos. En el contexto de la carrera de medicina, se ha encontrado que las experiencias negativas por las que atraviesa la mayoría de estudiantes, comprometen su salud física y mental (Bedoya, Matos & Zelaya, 2014). Así, la continua búsqueda por ayudar a otros podría hacer que, en el camino, los estudiantes se desconecten de sus propias emociones, evitando así involucrarse más allá de lo que les correspondería, lo que podría generar pensamientos autocríticos y dañinos para su bienestar (Woo Kyeong, 2013).

No obstante, la autocompasión genera diversas consecuencias positivas que no han sido estudiadas, hasta el momento, en el Perú. Por ello, la adaptación de la Escala de Autocompasión resulta relevante, ya que se contribuiría con un valor metodológico al contar con un instrumento válido y confiable para medir la autocompasión en estudiantes de medicina, en el Perú, población importante dado a los niveles de estrés a los que está expuesta. Ello, favorecería futuras investigaciones y proporcionaría datos significativos para desarrollar programas o campañas de prevención y promoción de la salud física y mental, con el fin de incrementar el bienestar de los estudiantes.

Así, el objetivo de esta investigación consiste en determinar las propiedades psicométricas de la Escala de Autocompasión (Neff, 2003), en una muestra de estudiantes de medicina, de cuatro universidades privadas de Lima. Esto se llevará a cabo mediante análisis factoriales exploratorios y confirmatorios y también se reportará evidencia convergente y discriminante.



Método

Participantes

La muestra comprendió 315 estudiantes de medicina (181 mujeres, 134 hombres; *Medad* = 20.58; *DE* = 2.63). La mayoría declaró haber nacido en Lima ($N = 207$, 65.7%), mientras que otros manifestaron haber nacido en provincias ($N = 95$, 30.2%) o en el extranjero ($N = 13$, 4.1%). Por otro lado, la mayoría de

participantes pertenecía a la universidad A ($N = 166$; 52.7%), mientras que los demás formaban parte de las universidades B ($N = 65$, 20.6%), C ($N = 60$; 19.1%) y D ($N = 24$, 7.6%). Asimismo, los estudiantes se encontraban cursando del primer al séptimo año de la carrera, concentrándose la mayor cantidad en el segundo ($N = 83$; 26.4%) y sexto año ($N = 62$; 19.7%).

Del total de participantes, la mayoría no trabajaba ($N = 293$; 93.0%), mientras que, del resto que sí trabajaba, unos cuantos lo hacían en ámbitos relacionados a la Medicina ($N = 14$; 4.4%). Por su parte, 66.4% ($N = 210$) de los estudiantes tenía contacto con pacientes y, de ellos, 30.1% ($N = 63$) lo hacía cinco días a la semana. En relación al estilo de vida de los estudiantes, 50.5% ($N = 159$) reportó realizar algún tipo de deporte y 9.25% ($N = 29$) algún tipo de meditación.

Por otro lado, se realizó un estudio cuantitativo y los participantes fueron seleccionados a través de un tipo de muestreo no probabilístico, intencional. Se consideraron dos criterios de selección: el programa estadístico GPower, para obtener evidencia de validez correlacional (Faul, Erdfelder, Buchner, & Lang, 2009), el cual estimó un mínimo de 153 participantes; y, la regla de los 300 casos propuesta por Tabachnick y Fidell (como se cita en Wilson & Morgan, 2007), la cual propone un mínimo de 300 participantes para realizar un adecuado análisis factorial. Es así que, la presente muestra estuvo compuesta, por 315 estudiantes de medicina.

Medidas

Ficha sociodemográfica. La información recolectada incluyó el género, la edad, el lugar de nacimiento, la universidad, el año de estudios y el promedio ponderado obtenido en el último ciclo de estudios. Además, se recolectó información acerca de la frecuencia de contacto con pacientes, así como variables relacionadas al estilo de vida de los estudiantes, esto es, si practicaban o no deportes o algún tipo de meditación.

Escala de Autocompasión. Originalmente llamada *Self-Compassion Scale (SCS)* y desarrollada en Estados Unidos por Neff (2003), como instrumento de auto-reporte para evaluar en qué medida los participantes evidencian ser autocompasivos, es decir, qué tanto aceptan que el sufrimiento, fracaso y los defectos propios, son parte de la condición humana y que, por ello, merecen darse un trato amable y libre de juicios (Neff, 2003).

La versión original, al igual que la versión traducida al español por García-Campayo et al. (2014), la cual se utilizó en el presente estudio, cuenta con 26 ítems los cuales se evalúan en una escala de respuestas de tipo Likert de cinco puntos (1 = *Casi nunca* a 5 = *Casi siempre*). Además, contiene seis subescalas: (1) Auto-amabilidad (“Soy tolerante con mis propios defectos e imperfecciones o debilidades”), (2) Auto-juicio (“Cuando veo aspectos de mí mismo/a que no me gustan, me critico continuamente”), (3) Humanidad compartida (“Trato de ver mis defectos como parte de la condición humana”), (4) Aislamiento (“Cuando fallo en algo que es importante para mí, tiendo a sentirme solo en mi fracaso”), (5) Conciencia plena (“Cuando algo me disgusta trato de mantener mis emociones en equilibrio”) y (6) Sobre-identificación (“Cuando algo me molesta me dejo llevar por mis sentimientos”).

Escala de Satisfacción con la Vida. Desarrollada originalmente por Diener, Emmons, Larson y Griffin (1985) para valorar, de manera cognitiva, el bienestar subjetivo, la calidad y la satisfacción general de la persona frente a su vida (Diener, et al., 1985). Cuenta con 5 ítems, organizados en un solo factor, que se evalúan en una escala de respuestas de tipo Likert de siete puntos (1 = *Totalmente en desacuerdo* a 7 = *Totalmente de acuerdo*). En la presente investigación, se utilizó la versión adaptada por Martínez (2004), y, en la presente muestra, se reprodujo la estructura unifactorial del instrumento (Diener et al., 1985; Martínez, 2004) explicando 59% de la varianza. El coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach fue de .87.

Escala de Afecto Positivo y Negativo versión en Español (SPANAS). Desarrollada originalmente por Watson, Clark y Tellegen (1988). La escala contiene 20 adjetivos divididos en dos subescalas: diez de ellos evalúan el afecto positivo y otros diez el afecto negativo. Esta evaluación se da en relación a la experiencia del participante durante la última semana y cuenta con una escala de respuestas de tipo Likert de cinco puntos (1 = *Levemente o casi nada*; 5 = *Extremadamente*). En la presente investigación, se utilizó la versión adaptada por Gargurevich y Matos (2012), y, en la presente muestra, el AFE reprodujo la estructura bifactorial del instrumento afecto positivo y negativo (Watson, Clark & Tellegen, 1988; Gargurevich & Matos, 2012), explicando el 52% de la varianza. En relación a la confiabilidad, para ambos factores se encontró un coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach de .90.

Escala del Centro de Estudios Epidemiológicos de la Depresión (CES-D). Desarrollada originalmente por Radloff (1977) para detectar la sintomatología depresiva y sus factores de riesgo en poblaciones de adolescentes y adultos. Cuenta con 20 ítems que evalúan la frecuencia de los síntomas depresivos, en una escala del 0 = *Rara vez o ninguna vez (menos de un día)* al 3 = *La mayor parte del tiempo o todo el tiempo (5 a 7 días)*. En el presente estudio, se utilizó la versión adaptada para el Perú en una muestra de estudiantes universitarios (Ruiz-Grosso et al., 2012) y, en la presente muestra, el AFE reprodujo la estructura unifactorial hallada previamente (Ruiz-Grosso et al., 2012), explicando el 33% de la varianza. Se decidió eliminar el ítem 7, debido a que su carga factorial fue menor a .10. Finalmente, el coeficiente alfa de Cronbach fue igual a .91.

Procedimiento

Se evaluó el criterio de claridad del instrumento, a través de una prueba piloto realizada a 23 estudiantes universitarios. Se aplicó la versión española de la Escala de Autocompasión (García-Campayo et al., 2014) y se comprobó que todos los ítems fueron claros y comprensibles para los participantes, por lo que ningún enunciado fue eliminado.

El protocolo de investigación (consentimiento informado e instrumentos de recolección de información) fue revisado por el Comité de Ética, de una de las instituciones en la que se llevarían a cabo las aplicaciones. Luego de su aprobación, se asignaron las aulas y los horarios respectivos para la recolección de información. Se le explicó a los participantes el objetivo de la investigación y, solo a los manifestaron interés por participar, se les brindó el consentimiento informado, el cual delimitó los aspectos éticos del estudio, incluyendo el carácter voluntario de la participación, la ausencia de incentivos y riesgos potenciales, así como la confidencialidad de la información recolectada.

Luego, se analizaron las propiedades psicométricas de los instrumentos utilizados en el estudio para hallar las evidencias de validez, inicialmente mediante análisis factoriales exploratorios (rotación Varimax) y, luego, mediante diversos análisis factoriales confirmatorios, utilizando Lisrel 8.72 (Jöreskog & Sörbom, 1996).

Para evaluar la idoneidad de la estructura factorial de la Escala de Autocompasión, Hu y Bentler (1999) sugirieron utilizar la combinación de diversos índices de ajuste. Así, se utilizaron el χ^2 (chi-cuadrado), el RMSEA (Root Mean Square of Approximation), el SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) y el CFI (Comparative Fit Index). Al calcularse diversos modelos, se espera que el más adecuado tenga el menor chi-cuadrado (Kline, 2011), valores cercanos a .06 en el RMSEA y .08 para el SRMR (Hu & Bentler, 1999), además de puntajes iguales o superiores a .95 en el CFI (Kline, 2011). Por su parte, el análisis de la confiabilidad se llevó a cabo mediante el coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach, el cual, para ser aceptable, se espera que sea mayor a .70. Finalmente, se llevaron a cabo diversos análisis correlacionales para estudiar las evidencias de validez convergente y discriminante de la escala.

Resultados

Se exploró la estructura interna del instrumento a través de un análisis factorial exploratorio (AFE) (KMO = .88, Test de esfericidad de Bartlett $p < .001$), permitiendo la interpretación de resultados. El primer análisis de componentes principales (ACP), con rotación Oblimín, dio como resultado cuatro factores con autovalores mayores a 1, que explicaron 41% de la varianza. Sin embargo, el número de factores hallados era menor al de la solución factorial del instrumento original, la cual sugería seis factores (García-Campayo et al., 2014; Neff, 2003). Por ello, se llevó a cabo un segundo ACP con una solución factorial de seis factores, la cual explicaba el 47% de la varianza, sin embargo, dos de los factores obtuvieron autovalores menores a 1 y, además, no se pudieron interpretar los factores de acuerdo a las soluciones factoriales investigadas (García-Campayo et al., 2014; Neff, 2003).



Debido a esto, se realizó un tercer ACP para calcular la estructura de dos factores, propuesta por el gráfico de sedimentación, y se encontró que el primer factor agrupaba los ítems que describían expresiones positivas de sí mismo (denominado “Autocompasión”) y el segundo factor reunía los ítems que describían

expresiones negativas de sí mismo (denominado “Auto-Juicio”). Si bien esta solución bifactorial puede interpretarse en términos de aspectos positivos y negativos, no reproduce la estructura factorial original.

Por ello, se llevaron a cabo diversos análisis factoriales confirmatorios (AFC) para confirmar la evidencia de validez factorial de la Escala de Autocompasión. En total, se propusieron cuatro modelos diferentes. El Modelo 1 evaluó una estructura unifactorial de la escala (juntando todos los ítems alrededor de un solo factor latente), el Modelo 2 evaluó la estructura bifactorial hallada en el AFE, el Modelo 3 analizó la

estructura de seis factores de primer orden, correlacionados entre sí (de acuerdo a la estructura original del instrumento), y el Modelo 4 calculó un AFC de segundo orden en el que los factores de primer orden se agrupaban alrededor de los tres factores teóricamente conceptualizados, los cuales son Auto-amabilidad vs Auto-crítica, Humanidad compartida vs Aislamiento, y Conciencia plena vs Sobre identificación.

El resultado de estos análisis evidenció que el modelo con mejores índices de ajuste era el Modelo 3, el cual incluye los seis factores correlacionados hallados por Neff (2003) (ver Tabla 1).

Tabla 1

Índices de ajuste de los modelos factoriales confirmatorios de la Escala de Autocompasión

	χ^2 (gl)	<i>p</i>	RMSEA	SRMR	CFI	AIC
Modelo 1	2865.82(299)	> .001	.165	.14	.80	.2969.12
Modelo 2	984(298)	> .001	.086	.094	.91	1090
Modelo 3	761(284)	> .001	.073	.073	.94	895.08
Modelo 4	972.63(293)	> .001	.086	.13	.90	1088.63

Además, en este modelo (Modelo 3), las cargas factoriales de la escala oscilaron entre .37 y .74 y todas fueron significativas ($p < .001$) (ver Tabla 2).

En relación a las evidencias de confiabilidad, se reporta un coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach de .78 para Auto-amabilidad, .66 para Humanidad compartida, .67 para Conciencia plena, .73 para Auto-juicio, .78 para Aislamiento, y .70 para Sobre identificación. Todos ellos fueron considerados aceptables (George & Mallery, 2003), así como el rango de correlación total de elementos corregida que oscila entre .34 y .67, siendo aceptables al ser mayores a .30 (Field, 2013) (ver Tabla 2).

Tabla 2

Cargas factoriales y correlación total de elementos corregida (r) de la Escala de Autocompasión

	Auto-amabilidad	Humanidad compartida	Conciencia plena	Auto-juicio	Aislamiento	Sobre identificación
Ítem 19	.73 (.67)					
Ítem 23	.70 (.53)					
Ítem 12	.65 (.63)					
Ítem 26	.64 (.49)					
Ítem 5	.50 (.48)					
Ítem 3		.59 (.46)				
Ítem 10		.58 (.50)				
Ítem 7		.58 (.49)				
Ítem 15		.55 (.34)				
Ítem 14			.69 (.55)			
Ítem 17			.62 (.45)			
Ítem 9			.59 (.49)			
Ítem 22			.48 (.34)			
Ítem 8				.72 (.57)		
Ítem 16				.61 (.49)		
Ítem 11				.60 (.49)		
Ítem 21				.52 (.45)		
Ítem 1				.50 (.46)		
Ítem 25					.74 (.59)	
Ítem 4					.71 (.57)	
Ítem 13					.67 (.61)	
Ítem 18					.60 (.56)	
Ítem 2						.72 (.52)
Ítem 6						.72 (.53)
Ítem 24						.60 (.53)
Ítem 20						.37 (.36)

Análisis Correlacional

Las correlaciones entre las variables latentes resultaron ser positivas ($p < .01$, $p < .001$) entre todos los factores de la Escala de Autocompasión, a excepción de la subescala Humanidad Compartida, la cual correlacionó de manera negativa ($p < .05$) con las subescalas Auto-juicio, Aislamiento y Sobre identificación (ver Tabla 3).

Tabla 3

Correlaciones entre las variables latentes de la Escala de Autocompasión

	AA	HC	CP	AJ	A
Auto-amabilidad (AA)	1				
Humanidad compartida (HC)	.59***	1			
Conciencia plena (CP)	.85***	.59***	1		
Auto-juicio (AJ)	.32**	-.25*	.18*	1	
Aislamiento (A)	.34**	-.23*	.39**	.85***	1
Sobre identificación (SI)	.37**	-.19*	.40**	.91***	.94***

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Por otro lado, se realizaron correlaciones unilaterales para hallar evidencias de validez convergente y discriminante. Para ello, se utilizó el test Kolmogorov-Smirnov, el cual determinó que solo las subescalas Auto-amabilidad, Auto-juicio, Sobre identificación y Afecto Positivo se asemejaban a una distribución



normal ($p > .05$), por lo que se empleó el coeficiente de correlación Pearson. Mientras que, para las demás subescalas se utilizó el coeficiente de correlación Spearman (ver Tabla 4).

Se encontraron correlaciones significativas ($p < .01, p < .001$) entre todas las subescalas de la Escala de Autocompasión, con la variable Afecto Positivo y, todas las subescalas de la Escala de Autocompasión, a excepción de Humanidad compartida, con Satisfacción con la Vida, Afecto Negativo y Síntoma depresivo (CES-D) (ver Tabla 4).

Tabla 4

Correlaciones entre las subescalas de autocompasión, afecto positivo y negativo, satisfacción con la vida y los síntomas depresivos (CES-D)

	Afecto Positivo	Afecto Negativo	Satisfacción con la Vida	CES-D
Auto-amabilidad	.38P***	.24***	.35***	-.35***
Humanidad compartida	.14**	-.04	.04	.00
Conciencia plena	.32***	.18**	.38***	-.31***
Auto-juicio	.15P**	.37***	-.33***	-.45***
Aislamiento	.32***	.41***	.44***	-.58***
Sobre identificación	.26P***	.45***	.41***	-.53***

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, P = Correlación Pearson

Para el análisis entre las variables de estudio y las variables sociodemográficas, se utilizó una correlación bilateral con coeficiente de Spearman y una correlación biserial puntual (r_{bp}) para las variables dicotómicas. A partir de ello, se reportan correlaciones positivas ($p < .05, p < .01, p < .001$) entre las subescalas Auto-amabilidad, Conciencia plena y Afecto Positivo con todas las variables sociodemográficas consideradas en la Tabla 5. Asimismo, se encontraron correlaciones positivas ($p < .05$) entre la subescala Humanidad compartida y el promedio ponderado y la meditación; y, la subescala Satisfacción con la Vida con el promedio ponderado y el tener contacto con pacientes. Mientras que, para la subescala CES-D se reportan correlaciones negativas ($p < .05, p < .001$) con todas las variables sociodemográficas, a excepción de la

Tabla 5

Correlaciones entre las variables de estudio y los datos sociodemográficos

	AA	HC	CP	AJ	A	SI	AP	AN	SV	CES-D
Ciclo	.16 ⁻	.07	.17 ⁻	.10	.13 ⁻	.06	.12 ⁻	.16 ⁻	.11	-.24 ⁻
Promedio Ponderado	.19 ⁻	.12	.18 ⁻	.01	.10	-.01	.13 ⁻	.10	.12 ⁻	-.12 ⁻
Contacto con Pacientes (r_{bp})	.19 ⁻	.08	.25 ⁻	.01	.12 ⁻	.06	.22 ⁻	.12 ⁻	.15 ⁻	-.28 ⁻
Meditación (r_{bp})	.16 ⁻	.13 ⁻	.16 ⁻	-.04	.04	.00	.13 ⁻	.06	.08	-.03

Nota. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$; r_{bp} = Correlación biserial puntual, AA = Auto-amabilidad, HC = Humanidad compartida, CP = Conciencia plena, AJ = Auto-juicio, A = Aislamiento, SI = Sobre identificación, AP = Afecto Positivo, AN = Afecto Negativo, SV = Satisfacción con la Vida meditación (ver Tabla 5).

Comparaciones entre las variables

Se compararon las medianas de las variables de estudio con las variables sociodemográficas dicotómicas y se encontraron diferencias significativas ($p < .01$) que sugieren que aquellos estudiantes que trabajan presentan mayor auto-juicio y sobre identificación; mientras que, aquellos estudiantes que trabajan en

un ámbito relacionado a la medicina, presentan mayor humanidad compartida y menor síntoma depresivo (CES-D).

Por su parte, los estudiantes que tienen contacto con pacientes, así como aquellos que realizan deporte, presentan mayor auto-amabilidad, conciencia plena, afecto positivo, satisfacción con la vida, y menor síntoma depresivo. En relación a los estudiantes que practican algún tipo de meditación, se encontró que presentan mayor auto-amabilidad, humanidad compartida, conciencia plena y afecto positivo. Todos estos resultados coinciden con estudios previos (Shapiro, Brown & Biegel, 2007; Yarnell et al., 2015)

Análisis Descriptivos

Finalmente, se calcularon los descriptivos de las escalas y se encontró que, para todas las subescalas de la Escala de Autocompasión, y para las escalas de Satisfacción con la Vida y SPANAS, la media de las respuestas fue igual o mayor a 3 puntos, lo cual muestra que los participantes, en promedio, experimentaban niveles intermedios de autocompasión, satisfacción con la vida, afecto positivo y afecto negativo (ver Tabla 6). En el caso de la CES-D, se encontró que la media de las respuestas resultó ser menor a 1 punto, lo cual evidenciaría que la mayoría de participantes, rara o ninguna vez, había experimentado alguno de los reactivos presentados.

Tabla 6

Media, Desviación estándar (DE) y Puntaje Mínimo y Máximo de las subescalas autocompasión, afecto positivo y negativo, satisfacción con la vida y síntoma depresivo (CES-D)

	Media	DE	Mínimo	Máximo
Escala de Autocompasión				
Auto-amabilidad	3.24	.81	1.00	5.00
Humanidad compartida	2.96	.78	1.00	5.00
Conciencia plena	3.47	.75	1.25	5.00
Auto-juicio	3.27	.77	1.20	5.00
Aislamiento	3.59	.87	1.00	5.00
Sobre identificación	3.35	.85	1.25	5.00
Escala de Satisfacción con la Vida				
Satisfacción con la Vida	4.92	1.2	1.20	7.00
SPANAS				
Afecto Positivo	3.24	.79	1.00	4.90
Afecto Negativo	3.85	.75	1.60	5.00
Escala CES-D				
CES-D	.74	.50	.00	2.58

Discusión

El objetivo de la presente investigación consistió en determinar las propiedades psicométricas de la Escala de Autocompasión, en una muestra de 315 estudiantes de medicina, de Lima, de ambos sexos (Mujeres = 58%, Hombres = 42%). La autocompasión fue definida como la capacidad para tratarse amablemente a uno mismo en situaciones difíciles y/o dolorosas, buscando aliviar el malestar propio (García-Campayo et al., 2014; Neff, 2003).

La evidencia previa demostró que la carrera de medicina exige académica, física y psicológicamente a sus estudiantes, ya que demanda un alto nivel de responsabilidad con la vida ajena, al tener contacto directo con los pacientes y sus enfermedades (Woo Kyeong, 2013). Es así que, muchos de ellos tienden a ser más autocríticos ante el error y/o la frustración, llegando a inhibir sus emociones, con la intención de disminuir el estrés que atraviesan (Bluth & Blanton, 2014; Raab, 2014).



Es así que, se efectuaron diversos AFE y AFC, correlaciones entre las variables, análisis descriptivos, así como análisis para hallar las evidencias de validez convergente y discriminante, y evidencias de confiabilidad.

Los resultados del AFE sugirieron que la estructura de seis factores del instrumento original no podía replicarse. Por ello, se propusieron distintos modelos para determinar, por medio del AFC, cuál tenía el mejor índice de ajuste. Es así que, se reportó que el modelo de seis factores de primer orden, correlacionados entre sí, contaba con los mejores índices de ajuste, en comparación con los otros modelos ($\chi^2 = 761(284)$, $df = 284$, $p < .001$; RMSEA = .073; SRMR = .073; CFI = .94; AIC = 895.08). Este modelo reporta valores similares a los de la adaptación española (García-Campayo et al., 2014) respecto al RMSEA = .06, SRMR = .05 y el CFI = .95.

La autora del instrumento menciona que la mejor estructura para medir la autocompasión es la de seis factores (Neff, 2016). En el presente estudio, se confirmó la estructura original del instrumento (Neff, 2003), la cual también ha sido reproducida en los estudios psicométricos realizados en Irán (Azizi, Mohammadkhani, & Bahramkhani, 2013), Italia (Petrocchi, Ottaviani, & Couyoumdjian, 2013), España (García-Campayo et al., 2014) y Brasil (De Souza & Hutz, 2016).

En cuanto al análisis de las correlaciones entre las subescalas, los resultados que coincidieron con la literatura previa (Albertson, Neff, & Dill-Shackleford, 2014) fueron la correlación positiva y significativa ($p < .001$) entre las subescalas Auto-amabilidad, Humanidad compartida y Conciencia plena, entre sí; lo que propone que a medida que los estudiantes tengan un trato amable hacia sí mismos, en situaciones en las que experimenten frustración, podrán desarrollar estrategias para comprender que aquello que les sucede es parte de la experiencia humana, por lo que no se encuentran solos en el dolor, y también podrían experimentar sus emociones sin necesidad de sobre dimensionarlas.

De igual manera, se encontraron correlaciones positivas y significativas ($p < .001$) entre las subescalas Auto-juicio, Aislamiento y Sobre identificación, entre sí. Lo que responde a la teoría propuesta por Neff (2003) y sugiere que los estudiantes que se critiquen, en situaciones de fracaso o estrés, podrían sentirse solos en su dolor y experimentar emociones negativas en un mayor nivel del que se merecen. Así, el bienestar de los estudiantes se vería afectado y, posiblemente, tendría consecuencias como el distanciamiento emocional con los pacientes (Yarnell et al., 2015).

Por otro lado, se encontraron correlaciones positivas y significativas entre la subescala Auto-amabilidad y las subescalas Auto-juicio, Aislamiento y Sobre identificación, las cuales no coincidieron con los estudios previos, ya que se esperaba una correlación negativa entre las variables (Bluth & Blanton, 2014; Neff, 2003; Woo Kyeong, 2013). No obstante, la correlación positiva hallada resulta ser menor a las correlaciones positivas que sí se esperaban y que sí se reportan en este estudio. A partir de ello, se plantea que, a pesar de que los componentes de la escala se dividen en aspectos positivos y negativos, puede ser que algunos enunciados no logren distinguirlos en su totalidad, por lo que podrían estar midiendo aspectos neutrales de la autocompasión, dificultando su delimitación.

En lo que respecta a la validez convergente, se confirmó que mayores niveles de Auto-amabilidad, Humanidad compartida y Conciencia plena, pueden incrementar el Afecto Positivo de los estudiantes, favoreciendo su bienestar dentro del contexto de estrés al que están expuestos (Shapiro, Brown & Biegel, 2007). De igual manera, mayores niveles de Auto-juicio, Aislamiento y Sobre identificación, incrementarían el Afecto Negativo de los estudiantes, comprometiendo su bienestar físico y psicológico. Estos resultados fueron esperados y coinciden con estudios previos, lo que permiten comprobar que el trato amable hacia uno mismo repercute, de manera positiva, en el fortalecimiento del bienestar personal (Germer & Neff, 2014).

Asimismo, la correlación positiva y significativa entre la subescala Auto-amabilidad y Satisfacción con la Vida podría reforzar los hallazgos (Shapiro, Astin, Bishop, & Cordova, 2005) de que a mayor autocompasión, habría mayor capacidad para sentirse satisfecho con las condiciones y/o los ámbitos de la vida personal, lo cual podría verse reflejado en una mayor aceptación de las imperfecciones propias, asociadas a un aumento de la satisfacción de la realidad que se experimenta (Hollis-Walker & Colosimo, 2011).

Mientras que, en lo que respecta a la validez discriminante, se encontró que la subescala Auto-amabilidad correlaciona negativamente con la escala CES-D, lo cual resultó como se esperaba inicialmente debido a los estudios previos (Costa, Maroco, Pinto-Gouveia, Ferreira & Castilho, 2015; García-Campayo et al., 2014; Neff, 2003). Esto revela que los estudiantes que tuvieran un trato auto-crítico y hostil consigo

mismos, ante los errores o fracasos, estarían más propensos a desarrollar síntomas depresivos, lo cual perjudicaría su bienestar y, también, podría afectar su desempeño académico. Aquello, se podría reflejar en un incremento de emociones contraproducentes para la salud emocional, como lo son el estrés, la angustia, la tristeza, la desmotivación y la inhibición de emociones (Bluth & Blanton, 2014; Huaquín & Loaiza, 2004).

También se reportan resultados que no coinciden con los estudios previos (García-Campayo et al., 2014; Neff, 2003). Por ejemplo, la Satisfacción con la Vida se relaciona, de manera positiva y significativa ($p < .001$), con el Auto-juicio, Aislamiento y Sobre identificación; mientras que la escala CES-D correlaciona de manera negativa y significativa ($p < .001$) con las mismas variables. Ello, como se mencionó anteriormente, se piensa que podría ser porque algunos enunciados de la Escala de Autocompasión no logran distinguir claramente los aspectos positivos de los negativos, llegando a medir aspectos neutrales de la autocompasión.

Asimismo, otros hallazgos que difieren con lo esperado corresponden a las comparaciones entre las variables de estudio y las variables sociodemográficas dicotómicas, las cuales presentaron diferencias significativas. Por ejemplo, se encontró que los estudiantes que trabajan en un ámbito relacionado con la medicina presentaban mayor conciencia plena y menor síntoma depresivo (CES-D). De igual manera, se reportó que aquellos estudiantes que tenían contacto con pacientes evidenciaban mayor auto-amabilidad, conciencia plena, afecto positivo, satisfacción con la vida y menor síntoma depresivo. Estudios previos encontraron que a medida que aumentaba el contacto con pacientes, incrementaba el estrés, la sobrecarga emocional y, por ende, la autocrítica (Bluth & Blanton, 2014; Shapiro, Astin, Bishop, & Cordova, 2005). De igual manera, hay estudios que reportan el incremento de la despersonalización y el aislamiento emocional, a medida que se avanza en la carrera de medicina, lo cual podría estar asociado a el desarrollo de síntomas depresivos o al SBO (Bedoya, Matos & Zelaya, 2014; Borda, Navarro, Aun, Berdejo, Racedo & Ruiz, 2007).

No obstante, resulta más favorable que los estudiantes incrementen su bienestar psicológico al estar en contacto con los pacientes, ya que evidencia que han desarrollado la habilidad de tratarse amablemente ante las situaciones estresantes o difíciles, lo cual los beneficiaría académica y profesionalmente. Este resultado, a pesar de no haber coincidido con los estudios previos, representa una oportunidad para mirar de manera positiva el contacto de los estudiantes de medicina con los pacientes, ya que esta relación podría ser ventajosa para el bienestar personal y, por ende, fortalecer el desarrollo profesional y emocional.

Todo ello tendría una implicancia a nivel emocional, ya que estaría asociado a un incremento del bienestar personal, pudiendo influir, de manera positiva, en las distintas esferas de la vida. Específicamente, en lo que respecta a la presente investigación, esta correlación podría estar asociada a un incremento en el bienestar emocional de los estudiantes de medicina, lo cual podría asociarse positivamente con una mejor dinámica en la relación estudiante-paciente, dentro del contexto clínico.

De igual manera, este hallazgo podría impactar a nivel educativo, en tanto la imagen de los estudiantes de medicina podría dejar de estar relacionada con un trato distante y frío a medida que pasan los años. Ello, a su vez, podría favorecer a que se impulse el desarrollo de programas que velen por el cuidado de la salud de los estudiantes y, más adelante, de los profesionales de medicina, con la intención de que se enfatice en la importancia del rol que desempeñan en la sociedad. Así, se podría promover la prevención de cuadros de estrés o de enfermedades psicosomáticas asociadas a la carga laboral y/o emocional, la cual tiende a ser una constante en la carrera de Medicina (Shapiro, Brown & Biegel, 2007).

A partir de todo lo presentado, se concluye que la Escala de Autocompasión presenta propiedades psicométricas adecuadas, en una muestra de estudiantes de la carrera de medicina, de Lima. Las evidencias de validez y confiabilidad coinciden con los estudios realizados previamente y respaldan los resultados hallados en la presente muestra. El presente estudio fortalece la investigación psicométrica en el Perú, ya que es el primer estudio que se realiza del constructo (y de la Escala de Autocompasión) y al ser un estudio que se orienta hacia la línea de investigación de la psicología de la salud, contribuye a que se pueda investigar la autocompasión en muestras limeñas de distintas carreras para contrastar los resultados.

Limitaciones y recomendaciones

Se plantean como limitaciones la falta de generalización de resultados, debido a que los estudios de autocompasión, en su mayoría, se han realizado en muestras de estudiantes universitarios (incluyendo la presente investigación). Por ello, los resultados no podrían ser relacionados con otras poblaciones hasta llevar a cabo más investigaciones sobre el constructo. Asimismo, se reconoce que ésta es la segunda ocasión en la que se realiza un estudio con la Escala de Autocompasión en Latinoamérica, por lo que los resultados solo se pueden contrastar con el estudio realizado en Brasil, y con estudios europeos o estadounidenses.

Una limitación adicional está relacionada con el tamaño de la muestra y su relación en análisis factorial confirmatorio. Diversos autores han comentado que el número de ítems de un instrumento es un



aspecto a tomar en cuenta al elegir el tamaño de la muestra. Así, por ejemplo se ha planteado que el tamaño de la muestra para un análisis factorial confirmatorio debería ser de entre 10 a 20 participantes por ítem (Thompson, 2004), otros autores clásicos plantean que entre 5 y 10 es suficiente (Nunnally, 1967; Bentler &

Chou, 1987). En la presente investigación el tamaño de la muestra fue de 315 participantes, que si bien sobre pasa los 260 participantes (10 participantes por ítem) no llega a los 520 participantes (10 participantes por

ítem) lo que sería adecuado (Thompson, 2004) aunque los 315 participantes si podrían resultar una muestra óptima, de acuerdo a Tabachnick y Fidell (como se cita en Wilson & Morgan, 2007). De esta manera, una limitación de la investigación es la de no mantener una metodología más adecuada para obtener el tamaño de la muestra como mediante el uso de simulaciones Monte Carlo (e.g., Myers, Ahn & Jin; 2011).

Finalmente, se proponen como recomendaciones, para futuras investigaciones, que se contemplen muestras más diversas y no solo muestras de estudiantes universitarios, para comprobar si la Escala de Autocompasión también puede reconocer el constructo de la misma manera en las distintas poblaciones. De igual manera, se sugiere que se realicen más estudios de esta índole en participantes latinoamericanos para poder comparar los resultados y obtener mayor información referente a la autocompasión, para el beneficio y fortalecimiento del bienestar en las distintas culturas y profesiones.

Referencias

- Alarcón, R. (1998). La investigación psicológica en América Latina. Un enfoque histórico. *Revista de Psicología*, 2(1), 13-17.
- Albertson, E., Neff, K., & Dill-Shackleford, K. (2014). Self-Compassion and Body Dissatisfaction in Women: A Randomized Controlled Trial of a Brief Meditation Intervention. *Mindfulness*, 6(3), 444-454. doi: 10.1007/s12671-014-0277-3
- Azizi, A., Mohammadkhani, P., Lotfi, S., & Bahramkhani, M. (2013). The Validity and Reliability of the Iranian Version of the Self-Compassion Scale. *Iranian Journal of Clinical Psychology*, 2(3), 17-23.
- Barnard, L., & Curry, J. (2011). Self-Compassion: Conceptualizations, correlates, & interventions. *Review of General Psychology*, 15(4), 289-303. doi: 10.1037/a0025754
- Bedoya, F., Matos, L., & Zelaya, E. (2014). Niveles de estrés académico, manifestaciones psicósomáticas y estrategias de afrontamiento en alumnos de la facultad de medicina de una universidad privada de Lima en el año 2012. *Revista de Neuropsiquiatría* 77(4), 262-270. doi: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=372033988009>
- Bentler P.M., & Chou, C.H. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16(1), 78-117.
- Bluth, K., & Blanton, P. (2014). The influence of self-compassion on emotional well-being among early and older adolescent males and females. *The Journal of Positive Psychology*, 10(3), 1-12. doi: 10.1080/17439760.2014.936967
- Bluth, K., Roberson, P., & Gaylord, S. (2015). A Pilot Study of a Mindfulness Intervention for Adolescents and the Potential Role of Self-Compassion in Reducing Stress. *Explore*, 11(4), 292-295. doi: 10.1016/j.explore.2015.04.005.
- Borda, M., Navarro, E., Aun, E., Berdejo, H., Racedo, K., & Ruiz, J. (2007). Síndrome de Burnout en estudiantes de internado del Hospital Universidad del Norte. *Salud Uninorte*, 23(1), 43-51.
- Caballero, C., Hederich, C., & Palacio, J. (2010). El burnout académico: delimitación del síndrome y factores asociados con su aparición. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 42(1), 131-146.
- Costa, J., Marôco, J., Pinto-Gouveia, J., Ferreira, C., & Castilho, P. (2015). Validation of the Psychometric Properties of the Self-Compassion Scale. Testing the Factorial Validity and Factorial Invariance of the Measure among Borderline Personality Disorder, Anxiety Disorder, Eating Disorder and General Populations. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 23(5), 460-468. doi: 10.1002/cpp.1974
- De Souza, L., & Hutz, C. (2016). Adaptation of the Self-Compassion Scale for Use in Brazil: Evidences of Construct Validity. *Trends in Psychology*, 24(1), 159-172. doi: 10.9788/TP2016.1-11
- Diener, E., Emmons, R., Larson, R., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *The Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901_13
- Faul, F., Erdfelder, E., Buchner, A., & Lang, A. (2009). Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behavior Research Methods*, 41(4), 1149-1160. doi:10.3758/BRM.41.4.1149
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. London: SAGE Publications.
- García-Campayo, J., Navarro-Gill, M., Andrés, E., Montero-Marin, J., López-Artal, L., & Demarzo, 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(1), 1-9. doi:10.1186/1477-7525-12-4
- Gargurevich, R., & Matos, L. (2012). Validez y confiabilidad de Escala de Afecto Positivo y Negativo (SPANAS) en estudiantes universitarios peruanos. *Revista de Psicología*, 14(2), 208-217.
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and Reference*. Boston: Allyn & Bacon.
- Germer, C., & Neff, K. (2014). *Cultivating Self-Compassion in Trauma Survivors. Mindfulness-oriented interventions for trauma: Integrating contemplative practices*. New York, US: Guilford Press.



- Gustin, L., & Wagner, L. (2012). The butterfly effect of caring – clinical nursing teachers understanding of self-compassion as a source to compassionate care. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 27(1), 175–183. doi: 10.1111/j.1471-6712.2012.01033.x
- Hollis-Walker, L., & Colosimo, K. (2011). Mindfulness, self-compassion, and happiness in non-meditators: A theoretical and empirical examination. *Personality and Individual Differences*, 50(2), 222-227. doi:10.1016/j.paid.2010.09.033
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. doi: 10.1080/10705519909540118.
- Huaquín, V., & Loaiza, R. (2004). Exigencias académicas y estrés en las carreras de la Facultad de Medicina de la Universidad Austral de Chile. *Estudios Pedagógicos*, 30, 39-59.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ra ed.). New York: Guilford Press.
- López, A., Sanderman, R., Smink, A., Zhang, Y., Van Sonderen, E., Ranchor, A., & Schoevers, M. (2015). A Reconsideration of the Self-Compassion Scale's Total Score: Self-Compassion versus Self-Criticism. *PLoS ONE* 10(7), 1-12. doi: 10.1371/journal.pone.0132940
- Martínez, P. (2004). Perspectiva temporal futura y satisfacción con la vida a lo largo del ciclo vital. *Revista de Psicología de la PUCP*, 22(2), 215-252.
- Mayta-Tristán, P., Carbajal-Gonzalez, D., Mezones-Holguín, E., Mejía, C., Pereyra-Elías, R., Villafuerte-Gálvez, J.,...Llactamaray, C. (2010). Situación actual y perspectivas profesionales de los estudiantes de medicina de nueve países de Latinoamérica, 2008: estudio preliminar. *CIMEL*, 15(1), 3-8.
- Myers, N. D., Ahn, S., & Jin, Y. (2011). Sample size and power estimates for a confirmatory factor analytic model in exercise and sport: A Monte Carlo approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 82(3), 412-423.
- Musa, G. (2013). *Mindfulness y Auto-Compasión: Un estudio correlacional en estudiantes universitarios*. (Tesis de Licenciatura). Universidad de Chile, Santiago de Chile-Chile.
- Neff, K. (2003b). The Development and Validation of a Scale to Measure Self-Compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223-250. doi: 10.1080/15298860390209035
- Neff, K. (2016). The Self-Compassion Scale is a Valid and Theoretically Coherent Measure of Self-Compassion. *Mindfulness*, 7(1), 264-274. doi: 10.1007/s12671-015-0479-3
- Nunnally, J. C. (1967). *Psychometric theory*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Perales, A., Sogi, C., & Morales, R. (2003). Estudio comparativo de salud mental en estudiantes de medicina de dos universidades estatales peruanas. *Anales de la Facultad de Medicina de la Universidad Mayor de San Marcos*, 64(4), 239-246. doi: <http://dx.doi.org/10.15381/anales.v64i4.1424>
- Petrocchi, N., Ottaviani, C., & Couyoumdjian, A. (2013). Dimensionality of self-compassion: translation and construct validation of the self-compassion scale in an Italian sample. *Journal of Mental Health*, 3(1), 1-6. doi: 10.3109/09638237.2013.841869
- Raab, K. (2014). Mindfulness, Self-Compassion, and Empathy Among Health Care Professionals: A Review of the Literature. *Journal of health care chaplaincy*, 20(3), 95-108. doi: 10.1080/08854726.2014.913876
- Radloff, L. (1977). The CES-D scale: A self report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*. *SAGE Journals*, 1(3), 385-401. doi: 10.1177/014662167700100306
- Reyes, M. (2011). Self-compassion: A concept analysis. *Journal of Holistic Nursing*, 30(2), 81-90. doi: 10.1177/0898010111423421
- Ruiz-Grosso, P., Loret de Mola, Ch., Vega-Dienstmaier, J., Arévalo, J., Chávez, K., Vilela,

- A., Huapaya, J. (2012). Validation of the Spanish Center for Epidemiological Studies Depression and Zung Self-Rating Depression Scales: A Comparative Validation Study. *PLoS ONE*, 7(10). doi: 10.1371/journal.pone.0045413
- Salamero, M., Baranda, L., Mitjans, A., Baillés, E., Cámara, M., Parramon, G.,...Padrós, J. (2012). Estudio sobre la salud, estilos de vida y condicionantes académicos de los estudiantes de medicina de Cataluña. Barcelona: Fundación Galatea.
- Shapiro, S., Astin, J., Bishop, S., & Cordova, M. (2005). Mindfulness-Based Stress Reduction for health care professionals: Results from a randomized trial. *International Journal of Stress Management*, 12(2), 164-176. doi: 10.1037/1072-5245.12.2.164
- Shapiro, S., Brown, K., & Biegel, G. (2007). Teaching self-care to caregivers: Effects of mindfulness-based stress reduction on the mental health of therapists in training. *Training and Education in Professional Psychology*, 1(2), 105-115. doi: 10.1037/1931-3918.1.2.105
- Thomas, M., Dyrbye, L., Huntington, J., Lawson, K., Novotny, P., Sloan, J., & Shanafelt, T. (2007). How do distress and well-being relate to medical students empathy? A multicenter study. *Journal of General Internal Medicine*, 22(2), 177-183. doi: 10.1007/s11606-006-0039-6
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. American Psychological Association.
- Watson, D., Clark, L., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. doi: 10.1037//0022-3514.54.6.1063
- Wilson, C., & Morgan, B. (2007). Understanding Power and Rules of Thumb for Determining Sample Sizes. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 3(2), 43-50. doi: 10.20982/tqmp.03.2.p043
- Woo Kyeong, L. (2013). Self-compassion as a moderator of the relationship between academic burn-out and psychological health in Korean cyber university students. *Personality and Individual Differences*, 54(8), 899-902. doi: 10.1016/j.paid.2013.01.001.
- Yarnell, L., Stafford, R., Neff, K., Reilly, E., Knox, M., & Mullarkey, M. (2015). Meta-analysis of gender differences in self-compassion. *Self and Identity*, 14(5), 499-520. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/15298868.2015.1029966>

Received: 06/07/2017
Accepted: 09/08/2018