



Escala de autocompasión (SCS): evidencias psicométricas iniciales en adolescentes de Lima

Christian Ardela-Cabrera
ardela98@gmail.com
Universidad César Vallejo
<https://orcid.org/0000-0001-6502-0203>

Mg. Lincol Orlando Olivas Ugarte
lolivas2021@gmail.com
Universidad César Vallejo
<https://orcid.org/0000-0001-7781-7105>

RESUMEN

Estudio de diseño instrumental se realizó con el objetivo de analizar las evidencias psicométricas de la Escala de autocompasión (SCS) en estudiantes de secundaria de Los Olivos, Lima. La muestra estuvo conformada por 260 adolescentes. Se obtuvo evidencias de validez de contenido mediante el análisis estadístico de ítems, también con el juicio de 10 expertos basados en la V. de Aiken y la prueba binomial. Se realizó el análisis factorial exploratorio: $KMO = .79$, test de Bartlett significativo ($p < .001$), varianza = 32 %. El análisis factorial confirmatorio permitió demostrar el mejor ajuste del modelo de seis factores: $CFI = .91$, $SRMR = .056$ y $RMSEA = .038$. Además, se encontró una consistencia interna aceptable en base al puntaje total y dimensiones, a excepción de la dimensión humanidad compartida. En relación a la validez de criterio, se evidencia una correlación estadísticamente significativa y positiva de la autocompasión con la satisfacción con la vida y la resiliencia. Finalmente, se elaboraron normas de interpretación con niveles: bajo, medio y alto. En síntesis, la Escala (SCS) reúne suficientes evidencias de validez y confiabilidad para su aplicación en adolescentes.

Palabras clave: escala, autocompasión, adolescentes, validez, confiabilidad.

ABSTRACT

An instrumental design study was conducted with the aim of analyzing the psychometric evidence of the Compassion Scale (SCS) in high school students from Los Olivos, Lima. The sample consisted of 260 adolescents. Evidence of content validity was obtained by statistical analysis of items, also with the judgment of 10 experts based on Aiken's V. and binomial test. Exploratory factorial analysis was performed: KMO = .79, significant Bartlett test ($p < .001$), variance = 32 %. The confirmatory factor analysis showed the best fit of the model of six factors: IFC = .91, SRMR = .056 and RMSEA = .038. In addition, an acceptable internal consistency was found based on the total score and dimensions, except for the shared humanity dimension. In relation to the validity of criteria, a statistically significant and positive correlation of self-compassion with satisfaction with life and resilience is evident. Finally, standards of interpretation were developed at levels: low, medium and high. In short, the Scale (SCS) gathers sufficient evidence of validity and reliability for its application in adolescents.

Key words: scale, self-compassion, adolescents, validity, reliability.

INTRODUCCIÓN

En un estudio realizado el 2012, se registraron 804 000 muertes teniendo como causa el suicidio, por lo que se proclamó ser la segunda causa de muerte en jóvenes de 15 a 29 años, según la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2014). En Corea se realizó un estudio con 741 806 adolescentes, el cual evidencia que el estrés se asocia con el rendimiento académico, además que fueron las pruebas académicas la principal causa de estrés en los adolescentes (Lee, So & Sung, 2015). En una investigación en Colombia con 544 participantes adolescentes se muestra que más de la mitad de adolescentes tienen riesgo de orientación suicida alta y moderada, teniendo más prevalencia entre 11 y 14 años; además de estar presente en adolescentes con ánimo negativo, baja autoestima, cohesión familiar y resiliencia (Loba & Morales, 2016). Una de las principales causas de morbilidad entre los adolescentes es la depresión ocupando el tercer puesto, y el suicidio ocupa el tercer lugar en relación a causa de muerte en adolescentes de 15 a 19 años, también resaltar que los trastornos emocionales suelen estar presentes en los adolescentes, como la depresión o ansiedad (OMS, 2018a). Dentro de los factores causales en los adolescentes, la violencia puede aumentar el riesgo de tener problemas de salud mental, de la misma manera pasa con la pobreza, humillación y el sentimiento de desvaloración (OMS, 2018b). En relación a la depresión, características del vecindario y de la escuela, rasgos negativos de los amigos y sucesos de vida estresantes son factores de riesgo, apoyando la teoría que la depresión no es solamente causado por procesos bioquímicos, sino también por elementos psicosociales (González, Pineda, & Gaxiola, 2018). Se evidencia en los adolescentes que la visión optimista del futuro, la confianza en las propias capacidades y el compromiso con el contexto social cercano son causas directas para tener un buen rendimiento

escolar (Villalta, Delgado, Escurra & Torres, 2017). Es preocupante la etapa de la adolescencia debido a que se producen demasiados cambios físicos, psicológicos y ambientales, que llevan al encuentro con la identidad como fase adulta (Silva, 2007). Se evidencia que las personas en estado de logro de la identidad les habían ido mejor en la vida, debido a que se adaptaron mejor a su realidad. Por ende, para que los adolescentes tengan una buena mejor adaptación a lo largo de su vida, esta etapa es crucial para su desarrollo vital (Kimmel & Weiner, 1998). En esta etapa se desarrolla la autoestima, siendo esta la evaluación que se hace uno mismo, donde se compara el yo real con su yo ideal juzgando si tendrán éxito ante los estándares sociales y expectativas que tienen de su autoconcepto, teniendo esta etapa alta relevancia para que se forme la personalidad, de modo que, si fracasan en esta etapa y no desarrollan de forma adecuada su autoestima, podrían tener problemas psicosociales (Sandoval, 2012). Siendo esta etapa cambiante y difícil, la autocompasión es una herramienta que ayudaría al adolescente a sobrellevar sus problemas, no solo en la adolescencia, sino a lo largo de toda su vida. La autocompasión nos proporciona beneficios como resiliencia emocional, nos dará una perspectiva realista de nuestras características y nos apoyará para tomar decisiones y cumplir metas que podamos alcanzar; y nos dará motivación para un crecimiento personal óptimo (Neff, 2015). Además, se evidencia que la autocompasión sirve como moderador entre el agotamiento académico y el bienestar psicológico, también con la depresión, lo cual tiene como conclusión que favorece la salud psicológica de los estudiantes (Woo, 2013). La autocompasión es un constructo que proviene de la psicología budista y debido al gran interés que ha habido por los investigadores, a consecuencia de su vínculo con la salud mental, se ha incluido en la psicología contemporánea (Neff & Germer, 2013). La compasión es según el budismo, estar abierto al sufrimiento propio de modo que se pueda entender el sufrimiento de los demás y de uno mismo para aliviarlos (Neff, 2009). Pero parte de entender la autocompasión es entender que en la psicología budista existía la ayoidad, el cual significa que no existe un sí mismo separado, por ende, cuando se hablaba de compasión, no solo se hablaba de sentir compasión por otros, sino también por uno mismo (Araya & Moncada, 2016). Apoyando esto, Hanh (2009) menciona que en la psicología budista “No existe un sí mismo separado que pueda vivir por sí mismo, tú no puedes existir sin tus padres, tus ancestros, comida, agua, aire, tierra” (p.7). Por ende, cuando Hanh (1994) mencionaba que la compasión se basa en comprender a los demás, para así poder aliviar el sufrimiento de otras personas, también hablaba de comprenderse a uno mismo y aliviarse evitando el enfado, de modo que uno pueda aceptarse tal y como es. De las primeras apariciones del término autocompasión en el occidente se da gracias a Salzberg (1995) quien menciona que la autocompasión es un elemento importante para la práctica de mindfulness. Posteriormente, apareció Kristin Neff, la cual es investigadora y maestra de la Universidad de Austin-Texas, además en la actualidad se sitúa como la investigadora más relevante en relación al estudio de la autocompasión, debido a la búsqueda de un concepto que no tenga como punto negativo el narcisismo o el egocentrismo como la autoestima, se basó en la psicología budista entendiendo la autocompasión como la capacidad de ser comprensivos y cálidos con nosotros mismos sin tener la

necesidad de criticarse negativamente comprendiendo que sufrimos al igual que todos (Neff, 2012). Para Gilbert y Procter (2006) la compasión es la capacidad motivacional, emocional y cognitiva de cuidar de los demás, y el hacer uso de estas competencias para relacionarse con uno mismo hace a la autocompasión, de modo que la persona mantiene una preocupación real sobre su bienestar aprendiendo a ser sensible y comprensivo con el hecho de sufrir, incrementando una comprensión profunda sobre sí, evitando críticas y siendo cálido con sí mismo. Para Roca (2013) la autocompasión es “tratarse con amabilidad a uno mismo, reconociendo lo que tenemos en común con otros seres humanos, y siendo conscientes de los propios déficits o aspectos negativos.” (p.173). Neff (2011) nos menciona que “La autocompasión ve la imperfección como parte de la condición humana compartida, de modo que las debilidades del yo se ven desde una perspectiva amplia e inclusiva.” (p.4). Entendido esto Neff (2003a), comenta que la autocompasión implica:

[...] estar abierto y conmovido por el propio sufrimiento, no evadirlo o desconectarse de él, generando el deseo de aliviar el sufrimiento y curarse con bondad [...] implica ofrecer comprensión sin prejuicios al dolor, las insuficiencias y los fracasos de uno, de modo que la experiencia de uno se vea como parte de la larga experiencia humana. (p. 87).

Esto quiere decir que la variable intenta medir la apertura hacia el sufrimiento propio, ya que, debido a esto, uno mismo experimenta sentimientos de amabilidad hacia uno mismo, bajo una postura libre de juicios negativos, motivada para actuar frente al sufrimiento. Para Neff (2003a) la autocompasión tiene tres componentes que, aunque sean conceptualizados de formas distintas, tienen una gran relación entre sí. La primera es Auto-amabilidad (self-kindness) y es aplicada mediante bondad y comprensión hacia uno mismo, evitando un auto-juicio (self-judgment). El segundo componente es Humanidad compartida (common humanity) la cual consiste en entender nuestras experiencias como parte de la experiencia humana común, escapando del sentimiento de aislamiento (isolation). Por último, conciencia plena (mindfulness) la cual se entiende de forma general como un medio para tener mayor conciencia y percepción del presente, viendo con discernimiento las cosas (Shapiro, Astin, Bishop, & Cordova, 2005) y en relación a la autocompasión se le refiere como un estado equilibrado de conciencia que brinda una visión clara de la realidad, de modo que se acepten las emociones con más facilidad a medida que surgen, evitando la sobre identificación (over-identification) entendida como la inmersión en las emociones evitando superar la experiencia presente (Neff, 2003b). Existen trabajos previos en estos últimos cinco años que evidencian la confiabilidad y validez de la escala de autocompasión en la actualidad, evidenciándose a continuación. El primero realizado en España por García-Campayo et al. (2014) donde su estudio psicométrico tuvo el objetivo de validar las versiones de la versión larga (26 ítems) y corta (12 ítems) de la Escala de autocompasión. Para validar la versión larga, participaron 268 estudiantes universitarios y para validar la versión corta 271, trabajadores reclutados del Servicio de Salud de Aragón. El AFC confirmó que la estructura de seis factores contaba con un índice de ajuste adecuado (RMSEA = .06 [.05-.08], CFI = .95, GFI = .93, SRMR = .05). El alfa de Cronbach

de los 26 ítems fue de .87 y osciló entre .72 y .79 para las 6 subescalas. En conclusión, las versiones en español de la forma larga y corta de la Escala de autocompasión son válidas y confiables. La primera investigación al respecto en Latinoamérica fue hecha en Brasil por De Souza y Hutz (2016) los cuales realizaron un estudio psicométrico con el objetivo de adaptar la Escala de autocompasión para que pueda ser usado en Brasil. Participaron 432 participantes de una población general (2016 mujeres y 216 hombres). El análisis factorial confirmatorio 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 osciló de .66 a .81 para las subescalas. 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). En conclusión, la versión en portugués es válido para usarla en Brasil. Por otro lado, en Eslovaquia, Halamová, Kanovský y Pacúchová (2018) realizaron un estudio psicométrico con el objetivo central de investigar las propiedades psicométricas y la estructura factorial de la traducción eslovaca de la Escala de autocompasión (SCS) usando la Teoría de respuesta al ítem (IRT), pero con doble investigación en la que se evalúa la versión original por Neff (2003) donde existe 6 dimensiones con un puntaje general, y también se evaluó la versión donde existen dos puntajes general representados por autocompasión positiva y negativa, manteniendo las 6 dimensiones, pero 3 independientes por cada factor. Para la investigación de puntaje general por Neff participaron 1181 con una edad promedio de 30 años y para el puntaje dividido en dos factores participaron 676 con una edad promedio de 29 años. Los resultados dieron más confiabilidad y validez a la segunda investigación. En conclusión, en Eslovaquia se debe usar en forma de dos subescalas generales (respuesta compasiva e incompasiva) siendo esta versión válida y confiable. El primer estudio psicométrico en Perú estuvo a cargo de Pastorelli y Gargurevich (2018) y su investigación tuvo el objetivo de analizar las propiedades psicométricas de la Escala de autocompasión en una muestra de estudiantes de medicina, de cuatro universidades privadas de Lima. Participaron 315 estudiantes de medicina, 57% hombres y 43% mujeres. Se analizaron las propiedades psicométricas mediante análisis factoriales exploratorios y confirmatorios y tuvo como resultado ($\chi^2 = 761(284)$, $df = 284$, $p < .001$; RMSEA = .073; SRMR = .073; CFI = .94, AIC = 895.08). En conclusión, se logró confirmar la estructura de seis factores del instrumento original y se reportaron evidencias de validez convergente y discriminante, a partir de las correlaciones con el afecto positivo y negativo, satisfacción con la vida y los síntomas depresivos. Además, la consistencia interna de las seis subescalas fue adecuada. Sin embargo, se sugiere que se contemplen muestras más diversas y no solo muestras de estudiantes universitarios para comprobar si también puede reconocer el constructo de la misma manera en distintas poblaciones. Esta investigación es importante porque según los antecedentes la Escala de autocompasión es confiable y válido, pero en su mayoría, se ha destacado en evaluar la validez y confiabilidad en estudiantes universitarios, por lo que tener en consideración otro tipo de población sería de gran ayuda para demás investigadores (Pastorelli & Gargurevich, 2018). Además, tiene

mucha relación con la población adolescente debido a que esta población se encuentra en una etapa crucial donde la autocompasión es una variable que se debe tener en consideración, muchas veces los adolescentes en esta etapa suelen hacer cosas que dañan su salud o incluso su integridad con el único objetivo de agrandar su contexto social, mostrando un indicador de mala autocompasión. Dada la situación antes mencionada, esta investigación tiene como objetivo general analizar las evidencias psicométricas de la Escala de autocompasión en estudiantes de secundaria-Los Olivos. Lima, 2019.

MÉTODO

Diseño

El presente fue un estudio de diseño instrumental (Montero & León, 2002; Ato, López & Benavente, 2013) que tiene como finalidad analizar las evidencias psicométricas de la Self-Compassion Scale (SCS) en una muestra de adolescentes.

Participantes

Participaron 260 estudiantes del distrito de Los Olivos, primero a quinto de secundaria, el 29% pertenecían a un colegio privado y 71% a un colegio nacional, 46% hombres, 54% mujeres, de 11 a 18 años de edad (Media = 14.12, DE = 1.37).

Instrumentos

Escala de autocompasión: en inglés llamada Self-Compassion Scale (SCS), desarrollada originalmente por Neff (2003a), y traducida al español por García-Campayo et al. (2014), la cual se ha usado para la realización de esta investigación y tiene la finalidad de medir la autocompasión, en otras palabras, la apertura hacia el sufrimiento propio, aceptando sus limitaciones con amabilidad, bajo una postura libre de críticas negativas (Neff, 2003b). La escala cuenta con 26 ítems y se evalúan acorde a la escala de tipo Likert de cinco puntos (1 = casi nunca a 5 = Casi siempre). También, cuenta con seis dimensiones (Auto-amabilidad, Auto-juicio, Humanidad compartida, Aislamiento, Conciencia plena y Sobre-identificación). La duración para resolver la prueba puede durar aproximadamente 15 minutos y la tipificación se basa en sacar el promedio general de las respuestas en base total, y por dimensión, es decir, los promedios de 1-2.5 significa poca autocompasión, 2.5-3.5 indica que es moderado y 3.5-5 indica alto. En relación a la confiabilidad, al puntaje total fue de .87, y de las dimensiones oscilaba de .73 a .77; en relación a la validez, 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).

Escala de Resiliencia de Connor-Davidson de 10 ítems: realizada por Connor-Davidson (2003) y adaptada al español por Soler, Meseguer y García (2015) es un cuestionario autoadministrado que cuenta con 10 ítems y se evalúa mediante la escala tipo Likert con cinco opciones (0 = nunca a 4 = casi siempre). Esta escala tiene como dimensión única a la resiliencia en general (Soler et al, 2015). La confiabilidad de esta prueba fue de .87 y sobre la validez, el AFC mostró que el modelo

de factor único tuvo buen ajuste por sexo ($\chi^2/df = .00049$; CFI = .95; GFI = .95; RMR = .04 y RMSEA = .05).

Escala de Satisfacción con la vida: creada por Diener, Emmons, Larson y Griffin (1985) se utilizó la adaptación realizada por Martínez (2004). Es una escala autoadministrada que cuenta con 5 ítems y se evalúa mediante la escala tipo Likert con siete opciones (1 = totalmente en desacuerdo a 7 = totalmente de acuerdo). Esta escala tiene como dimensión única a satisfacción con la vida en general, se realizó un análisis factorial donde un sólo factor explicaba el 57.63% de la varianza total esto indica que cada uno de los ítems responde a un único constructo, lo cual demuestra la validez de la escala y un alfa de Cronbach de .81 (Martínez, 2004).

Procedimiento

Se evaluó el criterio de claridad del instrumento, a través de una prueba piloto realizada a 175 estudiantes de secundaria. Se empleó la versión en español de la Escala de autocompasión hecho por García-Campayo et al. (2014) y se comprobó que todos los ítems fueron comprensibles para los participantes, por lo que ningún enunciado fue eliminado. Los participantes fueron informados sobre el objetivo de la investigación, ventajas y desventajas de participar, y que los datos se procesarán de forma anónima. Posteriormente, se les brindó el asentimiento informado y las pruebas correspondientes.

Análisis de datos

Realizada la recolección de datos, se depuraron los protocolos acordes a los criterios de selección ya acordados en la investigación. Posteriormente, se usó el programa Microsoft Excel 2016 para obtener la base de datos en la que pondrán las respuestas realizadas hechas por los sujetos dentro de la muestra. De modo que, en el Paquete estadístico para ciencias sociales SPSS 25 se exportaron todos los valores obtenidos con anterioridad para posteriormente realizar el análisis factorial exploratorio con el programa SPSS 25 y el Factor 10.9 (Lloret, Ferreres, Hernández & Tomás, 2017). De igual forma realizar un análisis factorial confirmatorio con el programa AMOS (Byrne, 2004).

Luego, se examinaron estadísticamente los ítems de la Escala de autocompasión mediante los resultados de la prueba piloto a través de la técnica estadística descriptiva e inferencial el porcentaje de respuesta, la media aritmética, desviación estándar, coeficiente de asimetría de Fisher, coeficiente de curtosis de Fisher, índice de homogeneidad corregida, comunalidad, índice de discriminación por el método de grupos extremos. También, mediante la V de Aiken y Prueba binomial se evaluaron las evidencias de validez establecidas en el contenido mediante el juicio de expertos (Escrura, 1988). Se tuvo en cuenta el análisis factorial exploratorio y confirmatorio para investigar las evidencias de validez basadas en la estructura interna (Herrero, 2010). Además, se halló el coeficiente de correlación de Pearson para verificar las evidencias de validez relacionándola

con otras variables acorde a teoría. De igual forma, se establecieron normas de interpretación para el uso de la Escala de autocompasión mediante rangos percentiles. (Valderrama, 2011). Por último, se cuantificaron las evidencias de fiabilidad con los coeficientes alfa, omega y alfa ordinal (Viladrich, Angulo-Brunet, & Doval, 2017).

RESULTADOS

Análisis de ítem

Se analizaron los ítems de las seis dimensiones de la Escala de autocompasión, se evidenció que ninguna de las frecuencias de respuesta es mayor a 80%. Además, la media aritmética tiende a 3, lo que indica que, en general, los participantes respondieron sin sesgo, ni deseabilidad social. La asimetría y curtosis evidencian distribución normal (Forero et al., 2009). La homogeneidad debe ser mayor a .2, y el ítem 3 no lo es indicando que no se correlaciona muy bien con los demás ítems de su dimensión humanidad compartida (Barbero, 1993; García-Cueto, 1993). Además, en la comunalidad, el ítem 18 es el único que no cumple con la condición mínima de .30, por lo que significa que no aporta mucho valor a lo que se desea medir (Lloret, Ferreres, Hernández, & Tomás, 2014). Por último, el índice de discriminación debe ser $< .005$, el cual se cumple en todos los ítems significando que todos los ítems se diferencian uno de otros. Debido a los puntajes bajo de homogeneidad del ítem 3 y al bajo puntaje en comunalidad del ítem 18, se sugiere cambiar algunas palabras en los enunciados para que sea más entendible a la población adolescente.

Tabla 1

Análisis descriptivo e inferencial de la Escala de autocompasión

Dimensiones	Ítems	FR					M	DE	g ¹	g ²	IHC	h ²	id	Aceptable
		1	2	3	4	5								
Auto-amabilidad	A19	14.6	19.2	21.5	17.3	27.3	3.2	1.4	-0.1	-1.3	0.6	0.6	0.000	Sí
	A23	16.5	23.1	19.2	23.5	17.7	3.0	1.4	0.0	-1.2	0.4	0.3	0.000	Sí
	A12	16.2	19.2	18.5	19.2	26.9	3.2	1.4	-0.2	-1.3	0.6	0.6	0.000	Sí
	A26	13.5	16.9	26.5	22.3	20.8	3.2	1.3	-0.2	-1.0	0.5	0.4	0.000	Sí
	A5	19.6	20.4	23.1	16.9	20.0	3.0	1.4	0.1	-1.2	0.5	0.5	0.000	Sí
Humanidad compartida	A3	17.3	25.8	30.4	17.3	9.2	2.8	1.2	0.2	-0.8	0.1	0.7	0.000	Sí
	A10	23.5	26.5	23.8	15.0	11.2	2.6	1.3	0.4	-0.9	0.3	0.6	0.000	Sí
	A7	22.3	21.2	20.0	19.6	16.9	2.9	1.4	0.1	-1.3	0.2	0.7	0.000	Si
	A15	17.7	23.5	25.4	18.8	14.6	2.9	1.3	0.1	-1.1	0.2	0.5	0.000	Si
Conciencia plena	A14	10.0	21.5	26.5	24.2	17.7	3.2	1.2	-0.1	-1.0	0.4	0.6	0.000	Sí
	A17	12.3	20.8	30.4	21.5	15.0	3.1	1.2	0.0	-0.9	0.3	0.4	0.000	Sí
	A9	11.2	21.2	21.2	25.0	21.5	3.3	1.3	-0.2	-1.1	0.4	0.4	0.000	Sí
	A22	15.8	26.5	30.8	15.4	11.5	2.8	1.2	0.2	-0.8	0.3	0.4	0.000	Sí

	A8	11.5	13.1	21.2	25.8	28.5	3.5	1.3	-0.5	-0.9	0.4	0.4	0.000	Sí
	A16	11.9	11.2	16.2	27.7	33.1	3.6	1.4	-0.6	-0.8	0.6	0.6	0.000	Sí
Auto-juicio	A11	7.7	11.2	15.8	33.8	31.5	3.7	1.2	-0.8	-0.4	0.5	0.5	0.000	Sí
	A21	11.2	10.0	25.8	27.7	25.4	3.5	1.3	-0.5	-0.7	0.3	0.3	0.000	SI
	A1	6.9	8.1	21.2	38.5	25.4	3.7	1.1	-0.8	0.0	0.4	0.4	0.000	Sí
	A25	13.1	13.5	15.4	28.8	29.2	3.5	1.4	-0.5	-1.0	0.4	0.5	0.000	Sí
Aislamiento	A4	6.2	13.5	13.8	26.2	40.4	3.8	1.3	-0.8	-0.6	0.4	0.5	0.000	Sí
	A13	14.2	11.2	17.7	27.3	29.6	3.5	1.4	-0.5	-1.0	0.5	0.7	0.000	Sí
	A18	10.4	15.4	25.4	23.8	25.0	3.4	1.3	-0.3	-1.0	0.3	0.2	0.000	Sí
	A2	8.5	7.7	15.4	30.4	38.1	3.8	1.3	-0.9	-0.1	0.3	0.3	0.000	SI
Sobre-identificación	A6	10.8	12.3	27.3	31.2	18.5	3.3	1.2	-0.4	-0.7	0.3	0.4	0.000	Sí
	A24	9.6	6.2	19.2	24.2	40.8	3.8	1.3	-0.9	-0.3	0.4	0.5	0.000	Sí
	A20	15.0	13.8	19.6	29.6	21.9	3.3	1.4	-0.4	-1.0	0.3	0.4	0.000	Sí

Nota: FR: Formato de respuesta; M: Media; DE: Desviación estándar; g^1 : Coeficiente de asimetría de Fisher; g^2 : Coeficiente de curtosis de Fisher; IHC: Índice de homogeneidad corregida; h^2 : Comunalidad; ID: Índice de discriminación.

Evidencias de validez basadas en el contenido

Se tuvo un coeficiente V de Aiken = .97, lo que indica el alto grado de consenso entre los 10 jueces expertos consultados sobre el contenido de la prueba (>.80). De igual manera, se afirma que todos los ítems tienen buen índice de pertinencia, relevancia y claridad, lo que significa que todos los ítems son fáciles de entender, debido a que se tiene valores < .05 en todos los ítems, a excepción del ítem 19 en relación a la claridad, el cual se sugiere volver más entendible el ítem para que no haya problemas al momento de responder para la población adolescente (Escurra, 1988).

Análisis factorial exploratorio y confirmatorio

Se realizó un Análisis factorial exploratorio (AFE) en el programa SPSS 25 y en el Factor 10.9, pero antes para ver si era recomendable realizar el AFE se realizaron las pruebas de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de Bartlett (Dziuban & Shirkey, 1974). Se obtuvo un KMO = .791, además la prueba de esfericidad de Bartlett ($p < .001$), lo que indica niveles aceptables para poder realizar el AFE (Kaiser 1974; Correa, Iral, & Rojas, 2006). Al realizar el AFE se encontró 8 factores con autovalores mayores a uno que explicaban el 59% de varianza, pero este resultado no iba acorde con la solución factorial inicial de la escala. Debido a esto, se realizó el AFE en base a 6 factores y explicó el 52% de la varianza, pero no era la solución factorial original (García-Campayo et al., 2014; Neff, 2003). El programa Factor 10.9 sugería realizarlo en base a dos factores, se encontró

32% de varianza, el cual al estar cerca al nivel adecuado de varianza que es 40%, se considera aceptable (Marin-García y Carneiro, 2010). El primer factor explicaba tres dimensiones negativas y el otro factor explicaba las otras tres positivas, explicando la teoría que tres dimensiones miden Autocompasión y las otras la Incompasión (Halamová, Kanovský, & Pacúchová, 2018), pero no explicaba la estructura factorial original propuesta. Por el problema antes expresado, se realizó varios análisis factoriales confirmatorios (AFC) con el programa Amos para confirmar la evidencia de validez factorial de la Escala de autocompasión en base a tres modelos diferentes. En el primer modelo se unieron todos los ítems alrededor de un solo factor latente, el segundo modelo se basó en dos factores anteriormente encontrado por el AFE. El tercer modelo se estructuró en base a seis factores correlacionados entre sí como se hizo originalmente la escala. Se evidenció un mejor índice de ajuste en el tercer modelo de seis factores, en primera estancia el puntaje del CFI obtuvo un puntaje menor a .90, por lo que se enlazaron dos ítems, lo que significa que el modelo refiere que éstos son muy parecidos entre sí, de modo que mejoró el índice de ajuste y concordó con lo planteado por Neff (2003).

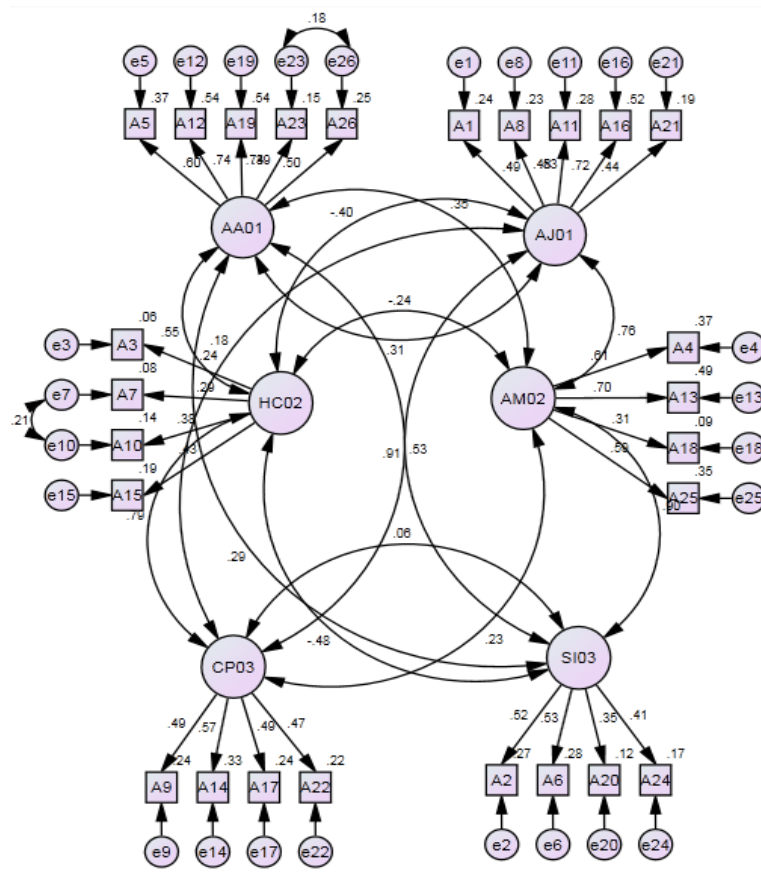


Figura 1. Modelo de seis factores correlacionados.

En relación a las medidas de ajuste, solo se tomó en cuenta el CFI, RMSEA y el SRMR debido a que son datos estadísticos que menos son afectados por el tamaño muestral (Littlewood & Bernal, 2014). En relación a las medidas de ajuste absoluto, todos los modelos tienen un índice aceptable de SRMR y el RMSEA ya que son $< .08$. En relación al χ^2 (gl) también presenta un nivel aceptable en todos los modelos debido a que tiene un puntaje menor a tres (Ruiz, Pardo, & San Martín, 2010).

En relación a las medidas de ajuste comparativo, el CFI obtuvo un mejor puntaje en el tercer modelo debido a que el puntaje debe ser el más cercano a 1.0, siendo valores mayores a .90 aceptables (Littlewood & Bernal, 2014). El AIC debe ser cercana a cero y sirve para comparar modelos como en esta ocasión, por lo que se evidencia un mejor índice de ajuste en el tercer modelo (Escobedo, Hernández, Estebané, & Martínez, 2016). También se debe aclarar que en el tercer modelo se encontró una mejor carga factorial los cuales oscilaron de .24 y .73, donde todas fueron significativas, teniendo en cuenta que los ítems 3 y 7 fueron los únicos con cargas menores a .30 (Field, 2013).

Tabla 2

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

	χ^2 (gl)	CFI	SRMR	RMSEA	AIC
Modelo 1	687.61(295)	.654	.0958	.072	799.612
Modelo 2	464.39(294)	.850	.0722	.047	578.394
Modelo 3	385.03(282)	.909	.0568	.038	523.037

Nota: RMSEA: Error cuadrático, CFI: Índice de bondad de ajuste comparativo, SRMR: Raíz del residuo cuadrático promedio estandarizado, AIC: criterio de información de Akaike.

Validez de criterio

Se analizó las correlaciones de la Escala de autocompasión con la variable de Satisfacción con la vida y Resiliencia. Se evidencio una correlación positiva con Satisfacción con la vida y Resiliencia, lo que evidencia que mientras más nivel de autocompasión exista en la persona, más satisfecho se sentirá la persona sobre su vida y se evidenciarán más conductas resilientes (Neff, 2015; Pastorelli & Gargurevich, 2018).

Tabla 3

Correlaciones entre la Escala de Autocompasión, satisfacción con la vida y la resiliencia

		Satisfacción con la vida	Resiliencia
Autocompasión	Coefficiente de correlación de Pearson	.506	.500

Nota: correlación es significativa al .001

Análisis de fiabilidad

Las evidencias de confiabilidad de la Escala de autocompasión son aceptables a excepción de la dimensión de humanidad compartida, ya que si bien lo más aceptado sería que el valor de confiabilidad sea mayor a .7, se menciona también que es aceptado valores mayores a .5 (Kline, 1999), de igual forma, autores mencionan que en el ámbito psicológico es suficiente valores mayores a .5 (Nunnally, 1978).

Tabla 4*Evidencias de fiabilidad por el método de consistencia interna de la Escala de Autocompasión*

Coefficiente	Auto-amabilidad	Humanidad Compartida	Conciencia Plena	Auto-Juicio	Aislamiento	Sobre-Identificación	Total
Alfa de Cronbach	0.74	0.39	0.57	0.65	0.63	0.52	0.76
Omega de McDonald	0.74	0.34	0.58	0.67	0.64	0.48	0.90
Alfa Ordinal	0.74	0.28	0.46	0.68	0.61	0.55	0.89

Normas de interpretación

Se calificó la prueba en base a los percentiles 25, 50 y 75 para hallar un puntaje bajo, promedio y alto respectivamente. Los puntajes menores al puntaje indicado en el percentil 25 representan un nivel bajo, de igual forma con los puntajes mejor al percentil 75 serán de nivel promedio y mayores a 75 de nivel alto. Esto se cumple con todas las dimensiones y con el puntaje total de la Escala de autocompasión acorde a esta población.

Tabla 5*Percentiles Escala de Autocompasión y sus dimensiones*

	Auto-amabilidad	Humanidad compartida	Conciencia plena	Auto juicio	Aislamiento	Sobre-identificación	Total
25	2.40	2.25	2.50	3.00	3.00	3.25	3,03
Percentiles 50	3.20	2.75	3.00	3.60	3.75	3.75	3,28
75	3.80	3.25	3.69	4.20	4.25	4.00	3,61

DISCUSIÓN

En base al primer objetivo, se examinó estadísticamente los ítems, por lo que se obtuvo resultados favorables. En relación a la asimetría y a la curtosis, ninguno superó el 1.5 por lo que representa según Stevens (1946) que son de distribución normal, lo cual contrasta con la investigación realizada en España el cual contiene una asimetría de al menos 2.0 y de 7.0 para la curtosis, el cual indica una distribución no normal (García-Campayo et al., 2014). De igual forma con el trabajo realizado en Eslovaquia el cual presenta una distribución no normal por la curtosis que presenta valores más de 1.5 en la mayoría de ítems (Halamová, Kanovský, & Pacúchová, 2018). A diferencia de las demás investigaciones, esta investigación halló el índice de homogeneidad ($IHC > .2$) y la comunalidad ($h^2 > .3$), además del índice de discriminación ($ID < .005$) para ver si eran o no aceptables los ítems y se encontraron resultados favorables, ya que todos los ítems a excepción de los ítems 3 y 18, que están en observación, cumplían los parámetros establecidos (Barbero, 1993; García-Cueto, 1993; Lloret, Ferreres, Hernández & Tomás, 2014).

En relación al segundo objetivo, se intentó medir a base de criterio de expertos la validez del contenido, ya que existen dos procesos para determinarlo, mediante procesos estadísticos anteriormente explicado con el primer objetivo y mediante juicio de expertos (Pedrosa, Suárez & García, 2013). Por lo que en esta investigación se obtuvieron 10 jueces expertos y se obtuvo resultados basados en la V de Aiken con un resultado de 97% y una prueba binomial indicando los índices de pertinencia, relevancia y claridad el cual se obtiene en todos los ítems valores de significancia $< .05$ a excepción del ítem 19 en relación a su claridad, por lo que en general da evidencia de validez de contenido, debido a que el valor supera el 80 en la V de Aiken y los valores de significancia son significativos en todos los ítems a excepción de la claridad del ítem 19 el cual se sugiere realizar cambios para hacerlo más entendible a la población adolescente (Escurre, 1988).

En base al tercer objetivo se buscó indagar la evidencia de validez, pero en base a la estructura interna, por lo que se indago la estructura factorial mediante un AFE, el cual proponía 8 factores en el primer intento con autovalores mayores a uno explicando un 59% de varianza pero así no lo propuso la autora, por lo que se realizó un segundo AFE mediante el programa Factor en base a 6 factores, explicaba el 52% de varianza pero no eran acordes las cargas factoriales a las investigadas anteriormente (García-Campayo et al., 2014; Neff, 2003). El programa Factor sugería que se indague en base a 2 factores, los cuales mostraron 32% de varianza, cerca al nivel indicado, el cual es 40% (Marin-García & Carneiro, 2010). Además, explicaba en dos factores, la autocompasión (dimensiones positivas) y la Incompasión (dimensiones negativas) lo cual concuerda con la investigación realizada en Eslovaquia (Halamová, Kanovský & Pacúchová, 2018) y de igual forma concordaba con la investigación antes realizada en Perú al realizar el AFE, el cual tuvo los mismos inconvenientes (Pastorelli & Gargurevich, 2018). Debido a esto, se sugirió realizar varios modelos de AFC para poder determinar qué modelo es el que tiene un mejor índice de ajuste, el cual, se confirmó que el modelo basado en seis factores fue el mejor, se encontró que el modelo de seis factores tenía un mejor índice de ajuste comparado con los otros ($\chi^2 / gl = 385(282)$, CFI = .909; SRMR = .05; RMSEA = .03; AIC = 523.03). Este modelo obtiene valores aceptables al que la adaptación española (García-Campayo et al., 2014). De igual forma con un trabajo previo en el Perú realizada con población universitaria, a diferencia que la población trabajada en su investigación fue en estudiantes universitarios y en esta con estudiantes de secundaria (Pastorelli & Gargurevich, 2018).

Además, como cuarto objetivo se examinó la relación que tiene la Autocompasión con la Satisfacción con la vida y la resiliencia en estudiantes de secundaria y se evidenció que la autocompasión tiene una alta correlación con Satisfacción con la vida, lo cual indica que los estudiantes que tengan más autocompasión podrán tener una mejor satisfacción con la vida y evitar así trastornos emocionales que dificulte el éxito de su etapa adolescente. Además, se evidenció una correlación positiva significativa con resiliencia, lo cual concuerda con la teoría de Neff (2015) que la autocompasión trae como beneficio conductas resiliencias para sobrellevar el estrés (García-

Campayo et al., 2014; Neff, 2003).

Para lograr el quinto objetivo, se cuantificó la fiabilidad de los instrumentos en base a su consistencia interna, se obtuvo mejores resultados usando el coeficiente omega el cual fue de .90 en relación al puntaje total del instrumento, de igual forma con las dimensiones menos la dimensión Humanidad compartida, el cual fue de .34 con el coeficiente omega, y con el alfa de Cronbach obtuvo .39, las demás oscilaron de .48 a .74, lo cual es aceptable en estudios psicológicos (Nunnally, 1978). En base a otros estudios realizados en España, Brasil y Perú, el alfa de Cronbach fue el que se usó y oscilaban de .66 a .81 para las dimensiones y para el total de .87 a .88, el cual es superior a al alfa de Cronbach encontrado en esta investigación (García-Campayo et al., 2014; De Souza & Hutz, 2016; Pastorelli & Gargurevich, 2018), en un estudio realizado en Eslovaquia se evidencia el uso del coeficiente omega, el cual oscila de .71 a .88, esta investigación tuvo mejor resultado con el total más no por dimensión (Halamová et al., 2018).

Se creó en esta investigación normas de interpretación por primera vez en el Perú en estudiantes de secundaria, siendo esto el objetivo seis de esta investigación. Tuvo como percentiles 25, 50 y 75, respectivamente para determinar bajo, promedio y alto. Nivel bajo indicaría que los niños tienen poca capacidad de tratarse con amabilidad en los momentos difíciles, además de no entender que al igual que ellos, todos enfrentamos problemas y poca perspectiva de problemas, lo opuesto en el caso de obtener un puntaje alto (Neff, 2003b).

Teniendo como evidencia los resultados, se llega a la conclusión que la Escala de autocompasión tiene adecuadas propiedades psicométricas, en una muestra de estudiantes de secundaria de Los Olivos. Las evidencias de validez y confiabilidad coinciden con los estudios realizados previamente y respaldan los resultados hallados en la presente muestra. Esta investigación enriquece los estudios psicométricos en el Perú, debido a que es la primera investigación realizada con muestra adolescente, se podrán realizar programas fomentando la autocompasión y así aumentar la satisfacción con la vida y la resiliencia en estudiantes de secundaria en Los Olivos.

CONCLUSIONES

Se encontraron evidencias iniciales de validez y confiabilidad que justifican el uso de la Escala (SCS) en investigaciones sobre de la autocompasión en adolescentes de Lima. Sin embargo, se requieren otros estudios que demuestren la estabilidad temporal de las puntuaciones, la invarianza de la medición y que propongan datos normativos en una muestra mayor de estudiantes de secundaria, lo que permitirá efectuar futuros estudios de prevalencia, comparación entre grupos, relación con otras variables, experimentales, etc., y también una mejor intervención psicoeducativa.

REFERENCIAS

Alarcón, R. (2008). *Métodos y diseños de investigación del comportamiento*. Lima, Perú: Universidad Ricardo Palma.

- Araya, C. & Moncada, L. (2016). Auto-compasión: Origen, concepto y evidencias preliminares. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 25(1). Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5554764>
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29 (3), 1038-1059. doi: 10.6018/analesps.29.3.178511
- Barbero, M. (1993). *Psicometría II. Métodos de Elaboración de Escalas*. Madrid: UNED
- Bernal, C. (2010). *Metodología de la investigación*. Bogotá, Colombia: Pearson Educación.
- Byrne, B. (2004). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Correa, J., Iral, R. & Rojas, L. (2006). Estudio de potencia de pruebas de homogeneidad de varianza. *Revista colombiana de estadística*, 29(1), 57-76. Recuperado de https://www.emis.de/journals/RCE/V29/V29_1_57CorreaIral.pdf
- 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). Recuperado de http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1413-389X2016000100008&lng=pt&nrm=iso&tlng=en
- Dziuban, C., & Shirkey, E. (1974). When is a correlation matrix appropriate for factor analysis? Some decision rules. *Psychological Bulletin*, 81(6), 358-361. doi: 10.1037/h0036316
- Escobedo, M., Hernandez, J., Estebane, V. & Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & trabajo*, 12(55), 16-22. Recuperado de <https://scielo.conicyt.cl/pdf/cyt/v18n55/art04.pdf>
- Escurra, L. (1988). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(1). Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/4555/4534>
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. London: SAGE Publications.
- Forero, C., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(4). doi: 10.1080/10705510903203573
- García-Campayo, J., Navarro-Gil, M., Andrés, E., Montero-Marin, J., López-Artal, L. & Piva, 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). Recuperado de <https://hqlo.biomedcentral.com/articles/10.1186/1477-7525-12-4>

García-Cueto, E. (1993). *Introducción a la Psicometría*. Madrid: siglo veintiuno editores.

Gilbert, P. & Procter, S. (2006). Compassionate Mind Training for People with High Shame and Self-Criticism: Overview and Pilot Study of a Group Therapy Approach. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 13(6). Recuperado de <https://self-compassion.org/wp-content/uploads/publications/Gilbert.Procter.pdf>

González, S., Pineda, A. & Gaxiola, J. (2018). Depresión adolescente: factores de riesgo y apoyo social como factor protector. *Universitas Psychologica*, 17(3). Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/rups/v17n3/1657-9267-rups-17-03-00063.pdf>

Halamová, J., Kanovský, M. & Pacúchová, M. (2018). Self-Compassion Scale: IRT Psychometric Analysis, Validation, and Factor Structure – Slovak Translation. *Psychologica Belgica*, 57(4). Recuperado de <https://www.psychologicabelgica.com/articles/10.5334/pb.398/>

Hanh, T. (1994). *Ser paz; el corazón de la comprensión: comentarios al Sutra del corazón*. Madrid, España: Neo Person.

Hanh, T. (2009). *Beyond the Self Teachings on the Middle Way*. Berkeley, United States: Parallax Press.

Herrero, J. (2010). El Análisis Factorial Confirmatorio en el estudio de la Estructura y Estabilidad de los instrumentos de evaluación: Un ejemplo con el cuestionario de autoestima CA-14. *Psychosocial Intervention*, 19(3). Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/1798/179817507009.pdf>

Kaiser, H. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36. doi: 10.1007/bf02291575

Kimmel, D. & Weiner, I. (1998). *La adolescencia: Una transición del desarrollo*, Barcelona, España: Ariel.

Kline, P. (1999). *The Handbook of Psychological Testing* (2.^a ed.). London: Routledge.

Lee, S., So, W. & Sung, D. (2015). Association between chronic mental stress and academic performance among Korean Adolescents. *Universitas Psychologica*, 14(3). Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/rups/v14n3/v14n3a14.pdf>

Littlewood, H. & Bernal, E. (2014). *Mi primer modelamiento de ecuación estructural Lisrel*. Recuperado de

https://www.researchgate.net/publication/316450535_Mi_primer_modelamiento_de_ecuaciones_estructurales_2a_edicion/link/58feaea2a6fdcc8ed50c8e37/download

- Lloret, S. Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Lloret, S. Ferreres, A., Hernández, A. & Tomás, I. (2017). The exploratory factor analysis of items: guided analysis based on empirical data and software. *Anales De Psicología*, 33(2), 417-432. Recuperado de <https://revistas.um.es/analesps/article/view/analesps.33.2.270211>
- Llobo, N. & Morales, D. (2016). Perfil de orientación al suicidio en adolescentes escolarizados, Villahermosa – Tolima, 2013. *Rev. Fac. Nac. Salud Pública*, 34(1). Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/rfnsp/v34n1/v34n1a12.pdf>
- Marin-García, J., & Carneiro, P. (2010). Desarrollo y validación de un modelo multidimensional de la producción ajustada. *Intangible Capital*, 6(1), 78-127. doi: 10.3926/ic.2010.v6n1.p78-127
- 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). Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/6858>
- Montero, I., & León, O. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2 (3), 503-508.
- Neff, K. (2012). *The Science of self-compassion*. In C. Siegel (Ed.), *Compassion and Wisdom in Psychotherapy* (pp. 79-92). New York: Guilford Press
- Neff, K. & Germer, C. (2013). A pilot study and randomized controlled trial of the mindful self-compassion program. *Journal of Clinical Psychology*, 69(1). doi: 10.1002/jclp.21923
- Neff, K. (2003a). The development and validation of a Scale to Measure Self-Compassion. *Self and Identify*, 2(1). Recuperado de <https://self-compassion.org/wp-content/uploads/publications/empirical.article.pdf>
- Neff, K. (2003b). Self-Compassion: An alternative conceptualization of a Healthy Attitude Toward Oneself. *Self and identify*, 2(2). Recuperado de <https://self-compassion.org/wp-content/uploads/publications/SCtheoryarticle.pdf>
- Neff, K. (2009). The Role of Self-Compassion in Development: A Healthier Way to Relate to Oneself. *Human Development*, 52(4). doi: 10.1159/000215071

- Neff, K. (2015). *Self-Compassion: The Proven Power of Being Kind to yourself*. Recuperado de https://meditationsteppingstones.com/wp-content/uploads/2018/09/Self-Compassion_-The-Proven-Pow-Kristin-Neff.pdf
- Nunnally, J. (1978). *Psychometric theory* (2.ª ed.). New York: McGraw-Hill.
- Organización Mundial de la Salud. (2014). Preventing Suicide: A global imperative. Recuperado de https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/131056/9789241564779_eng.pdf;jsessionid=6F01ADB940B7AA5A9D8ED4611A8A3BB4?sequence=1
- Organización Mundial de la Salud. (2018a). Adolescentes: Riesgos para la salud y soluciones. Recuperado de <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/adolescents-health-risks-and-solutions>
- Organización Mundial de la Salud. (2018b). Salud mental del adolescente. Recuperado de <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/adolescent-mental-health>
- Pastorelli, J., & Gargurevich, R. (2018). Propiedades Psicométricas de la Escala de Autocompasión en estudiantes de medicina de Lima. *Revista Interamericana de Psicología*, 52(2). Recuperado de https://www.researchgate.net/publication/330193124_Propiedades_psicometricas_de_la_escala_de_autocompasion_en_estudiantes_de_medicina_de_lima
- Pedrosa, I., Suárez, J. & García, E. (2013). Evidencias sobre la validez de contenido: avances teóricos y métodos para su estimación. *Acción Psicológica*, 10(2), 3-18. doi: 10.5944/ap.10.2.11820
- Roca, E. (2013). *Autoestima Sana: Una visión actual, basada en la investigación*. Valencia, España: ACDE ediciones.
- Ruiz, M., Pardo, A. & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. Recuperado de <http://www.redalyc.org/service/redalyc/downloadPdf/778/77812441004/1>
- Salzberg, S. (1995). *Lovingkindness: the revolutionary art of happiness*. Boston, United States: Shambhala.
- Sandoval, S. (2012). *Psicología del Desarrollo Humano I*, Culiacán, México: Dirección General de Escuelas Preparatorias.

- 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). Recuperado de <https://pdfs.semanticscholar.org/00a3/f4a4906373dff0a0290f1354d7bd0f2bd016.pdf>
- Silva, I. (2007). *La adolescencia y su interrelación con el entorno*, Madrid, España: Instituto de la Juventud.
- Soler, I., Meseguer, M. & García, M. (2015). Propiedades psicométricas de la versión española de la escala de resiliencia de 10 ítems de Connor-Davidson (CD-RISC 10) en una muestra multiocupacional. *Revista latinoamericana de psicología*, 48(3). Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5968628>
- Stevens, S. (1946). On the Theory of Scales of Measurement. *Science*, 103(2684), 677-680. doi: 10.1126/science.103.2684.677
- Valderrama, G. (2011). *Estadísticas aplicadas en Psicología*. Recuperado de <https://humberto-r-alvarez-a.webs.com/Varios/ESTADISTICAS.pdf>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A. & Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología*, 33(3). doi: 10.6018/analesps.33.3.268401
- Villalta, M., Delgado, A., Escurra, L. & Torres, W. (2017). Resiliencia y rendimiento escolar en adolescentes de Lima y de Santiago de Chile de sectores vulnerables. *Universitas Psychologica*, 16(4). doi: 10.11144/javeriana.upsy16-4.rrea
- Woo, 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). Recuperado de <https://self-compassion.org/wp-content/uploads/publications/Academicburnout.pdf>.