

Evidencias psicométricas de una versión breve de la *mindful awareness attention scale* en estudiantes universitarios

Diciembre 2019,
Vol. 11, N°3, 19-32

revistas.unc.edu.ar/index.php/racc

Caycho-Rodríguez, Tomás^a; García Cadena, Cirilo H.^b; Reyes-Bossio, Mario^c; Cabrera-Orosco, Isabel^d; Oblitas Guadalupe, Luís A.^e; Arias Gallegos, Walter L.^f

Artículo Original

Resumen

Abstract

Tabla de Contenido

En los últimos años, se ha observado un incremento de las intervenciones basadas en la atención plena para reducir los problemas psicológicos de los universitarios. Por lo tanto, es necesario contar con herramientas adecuadas para medirla. Considerando esta brecha, el objetivo de este estudio fue realizar un análisis psicométrico de la versión de cinco ítems de la *Mindful Awareness Attention Scale* (MAAS-5) en una muestra de 398 estudiantes universitarios peruanos con una edad promedio de 21.14 años (DE = 2.97). Con este fin, se administró a los participantes una batería de pruebas que incluyó el MAAS-5, *WHO-Five Well-Being Index*, *Patient Health Questionnaire-2*, *Generalized Anxiety Disorder Scale-2* y la *García's Anger Proneness Scale*. Los resultados indicaron que la estructura de un factor del MAAS-5 presentó un buen ajuste a los datos y una adecuada consistencia interna. Por otra parte, el MAAS-5 mostró correlaciones teóricamente coherentes con la depresión, ansiedad, ira y bienestar, e invarianza factorial respecto al sexo. Se concluye que el estudio brinda resultados preliminares que respaldan el uso del MAAS-5 como un instrumento con evidencias de validez, confiabilidad e invarianza para medir la atención plena en estudiantes universitarios del Perú.

Psychometric evidence of a brief version of the *mindful awareness attention scale* in college students. In recent years, there has been an increase in interventions based on mindfulness to reduce the psychological problems of college students. Therefore, it is necessary to have adequate tools to measure it. Considering this gap, the objective of this study was to perform a psychometric analysis of the five-item version of the Mindful Awareness Attention Scale (MAAS-5) in a sample of 398 Peruvian college students with an average age of 21.14 years (SD = 2.97). To this end, participants were given a battery of tests that included the MAAS-5, WHO-Five Well-Being Index, Patient Health Questionnaire-2, Generalized Anxiety Disorder Scale-2 and the Garcia's Anger Proneness Scale. The results indicate that the structure of a factor of the MAAS-5 presents a good fit to the data and an adequate internal consistency. On the other hand, the MAAS-5 shows correlations theoretically consistent with depression, anxiety, anger and well-being, and factorial invariance with respect to sex. In conclusion, this study provides preliminary evidence that support the use of MAAS-5 as an instrument with evidence of validity, reliability and invariance to measure full attention in college students in Peru.

Introducción	19
Método	21
Participantes	21
Instrumentos	22
Procedimiento	23
Análisis de datos	23
Resultados	24
Discusión	26
Referencias	28

Palabras clave:

confiabilidad, invarianza factorial, mindfulness, validez

Keywords:

reliability, factorial invariance, mindfulness, validity

Recibido el ejemplo: 2 de Julio de 2019; Aceptado el 20 de julio de 2019.

Editaron este artículo: Jazmin Cevasco, Paula Abate, Nadia Justel, Yanina Michelini y Fernando Luna

Introducción

Actualmente, existe una creciente preocupación por la salud mental y el bienestar de los estudiantes universitarios (Storrie, Ahern, & Tuckett, 2010), quienes reportan niveles más altos

^a Universidad Privada del Norte, Trujillo, Perú.

^b Universidad Autónoma de Nuevo León, México.

^c Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú.

^d Universidad Continental, Huancayo, Perú.

^e Universidad Autónoma del Perú, Lima, Perú.

^f Universidad Católica San Pablo, Arequipa, Perú.

Enviar correspondencia a: Caycho-Rodríguez, T. al E-mail: tomas.caycho@upn.pe

Citar este artículo como: Caycho-Rodríguez, T., García-Cadena, C. H., Reyes-Bossio, M., Cabrera-Orosco, I., Oblitas Guadalupe, L. A., & Arias Gallegos, W. L. (2019). Evidencias psicométricas de una versión breve de la *mindful awareness attention scale* en estudiantes. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 11(3), 19-32.

de estrés y angustia que generaciones anteriores (Deasy, Coughlan, Pironom, Jourdan, & Mannix-McNamara, 2014). La evidencia sugiere que aproximadamente un tercio de ellos experimentan depresión y ansiedad (Eisenberg, Gollust, Golberstein, & Hefner, 2007), cuyos síntomas aumentan a través de su paso por la universidad (Cooke, Bewick, Barkham, Bradley, & Audin, 2006). Por su parte, aproximadamente el 50.8% de los estudiantes universitarios de pregrado informaron estar "a menudo" o "siempre" estresados (Britz & Pappas, 2010). Estos altos niveles de estrés están asociados con la presencia de déficits en la atención y concentración, dificultad para memorizar y resolver problemas, así como con un bajo rendimiento académico (Pérez San Gregorio, Martín Rodríguez, Borda, & Del Río, 2003).

Considerando estos antecedentes, se sugiere que el entrenamiento de la atención plena puede ayudar a los estudiantes universitarios a manejar el estrés y la ansiedad (Bamber & Schneider, 2016; Gallego, Aguilar-Parra, Cangas, Langer, & Mañas, 2014). A su vez, puede generar beneficios académicos, tales como una mejora en la memoria de trabajo (Mrazek, Franklin, Phillips, Baird, & Schooler, 2013) y una disminución de la rigidez cognitiva (Greenberg, Reiner, & Meiran, 2012).

La atención plena o *mindfulness* se define como la atención intencional a las experiencias actuales con aceptación y sin prejuicios (Quaglia, Brown, Lindsay, Creswell, & Goodman, 2015). Este concepto tiene su origen en las tradiciones orientales basadas en la meditación budista (Desbordes et al., 2015), aunque muchas otras religiones tienen ejemplos de atención plena en sus prácticas espirituales. Sin embargo, recientemente se ha introducido el concepto en las culturas occidentales de forma más secular (Bilevicius, Smith, & Kornelsen, 2018).

A pesar de la existencia de una alta cantidad de estudios sobre los efectos del entrenamiento de la atención plena en el tratamiento de diversos problemas de salud mental (Borquist-Conlon, Maynard, Brendel, & Farina, 2019; Goldberg et al., 2018; Sevilla-Llewellyn-Jones, Santesteban-Echarri, Pryor, McGorry, & Alvarez-Jimenez, 2018), existen aún pocos que se hayan enfocado en cómo el entrenamiento en atención plena reduce la ansiedad, el estrés, la angustia psicológica y mejora el bienestar en el contexto

universitario (Bamber & Schneider, 2016; de Bruin, Meppelink, & Bögels, 2015; Lynch, Gander, Kohls, Kudielka, & Walach, 2011). Galante et al. (2018), señalan que muchos de los ensayos controlados aleatorios que realizan un entrenamiento en atención plena para estudiantes universitarios tienen serias deficiencias metodológicas, como la insuficiente cantidad de participantes, la ausencia de protocolos estandarizados de trabajo, un inadecuado análisis o tratamiento de los datos faltantes, carencia de seguimiento y problemas para la medición de la atención plena. Respecto a este último punto, un metaanálisis sobre la eficacia de las intervenciones basadas en atención plena demostró que solo el 45% de los 209 estudios revisados, midieron realmente la atención plena utilizando instrumentos de autoinforme (Khoury et al., 2013).

A medida que ha crecido el interés en los beneficios de la atención plena para los estudiantes universitarios, también lo ha hecho la necesidad de contar con instrumentos válidos y confiables para medirla (Baer, 2018). A pesar de sus limitaciones, los instrumentos de autoinforme pueden proporcionar información confiable, válida y útil cuando están adecuadamente contruidos para una población determinada. La medición de la atención plena es un área de investigación relativamente nueva (Medvedev et al., 2016). Dentro de esta área, la *Mindful Attention Awareness Scale* (MAAS; Brown & Ryan, 2003) es el instrumento más popular para medir la atención plena, con más de 3392 citas en la Web of Science y 9400 en Google Scholar (búsqueda realizada el 01 de julio de 2019).

El MAAS consta de 15 ítems que describen la tendencia general a estar atentos o ser conscientes de las experiencias del momento presente en la vida cotidiana (Brown & Ryan, 2003). Diversos estudios han traducido el MAAS a varios idiomas y confirmado la estructura de un factor, además de proporcionar evidencia para la consistencia interna, la fiabilidad test-retest, así como la validez de constructo y criterio (Park, Reilly-Spong, & Gross, 2013). Sin embargo, estudios realizados desde la teoría clásica de los test (TCT) y la teoría de respuesta al ítem (TRT) han cuestionado el rendimiento de algunos ítems del MAAS. Se sugiere que la mayoría de los ítems presentan limitaciones para diferenciar entre distintos niveles del rasgo atención plena (van

Dam, Earleywine, & Borders, 2010). Esto ha generado la presencia de diferentes versiones breves del MAAS de 10 ítems (Goh, Marais, & Ireland, 2017), 13 ítems (Medvedev et al., 2016), y seis ítems (Black, Sussman, Johnson, & Milam, 2012). Así también, van Dam et al., (2010), a partir de un estudio con estudiantes universitarios de pregrado de Estados Unidos, sugirieron que un modelo unidimensional conformado por los ítems siete, ocho, nueve, 10 y 14 presenta un buen ajuste de los datos, discrimina adecuadamente entre los diferentes niveles del *mindfulness* y brinda información similar a la versión original de 15 ítems. Este resultado es apoyado por otras investigaciones en estudiantes universitarios de pregrado (Osman, Lamis, Bagge, Freedenthal, & Barnes, 2016), adolescentes (Smith, Melkevik, Samdal, Larsen, & Haug, 2017) y personas meditadoras y no meditadoras (Goh et al., 2017). Estos estudios sugieren que los cinco ítems anteriores pueden conformar una escala consistente con la base conceptual unidimensional del MAAS.

Asimismo, respecto a la estimación de la confiabilidad del modelo de cinco ítems, un estudio con adolescentes noruegos reportó valores del coeficiente omega (ω) que varían de .81 a .84 (Smith et al., 2017). Un segundo estudio con estudiantes universitarios de pregrado de Estados Unidos señaló que, tanto en aquellos con alto desapego ($\rho = .88$) así como bajo desapego ($\rho = .85$), la confiabilidad es adecuada (Osman et al., 2016).

Por otro lado, sólo un estudio con adolescentes ha demostrado la invarianza factorial del MAAS-5 en función del sexo (Smith et al., 2017). El estudio de la invarianza factorial permite tener evidencia para concluir que el MAAS-5 mide el mismo concepto de atención plena en hombres y mujeres y, por lo tanto, puede interpretarse de la misma manera en ambos grupos. En este sentido, un mayor grado de invarianza factorial indica que las diferencias observadas son resultado de las diferencias reales en el constructo evaluado. Por otro lado, un menor grado de invarianza factorial, hace probable la presencia de sesgo de medida a favor de alguno de los grupos comparados, lo que afectaría la validez de las conclusiones del estudio (Byrne, 2008). Tener certeza de la invarianza factorial es importante como requisito previo para la comparación entre sexos respecto de la atención

plena (Byrne, 2008).

Como se observa, al margen del enfoque psicométrico utilizado para el análisis, existe un consenso general de que algunos ítems del MAAS no tienen un adecuado funcionamiento (Chiesi, Donati, Panno, Giacomantonio, & Primi, 2017). Por otra parte, cuatro de los estudios mencionados anteriormente (Goh et al., 2017; Osman et al., 2016; Smith et al., 2017; van Dam et al., 2010) concluyeron que cinco ítems (es decir, siete, ocho, nueve, 10 y 14) pueden ser adecuados para medir brevemente la atención plena.

A pesar de la creciente literatura sobre el tema, en el Perú y otros países latinoamericanos, no existe una medida breve de la atención plena que cuente con evidencias psicométricas que permitan su uso en población universitaria, por lo que la versión reducida de cinco ítems del MAAS (llamada desde ahora MAAS-5) puede resultar valiosa. Actualmente, es muy popular y generalizado el desarrollo y uso de escalas cortas para evaluar una amplia gama de constructos psicológicos en contextos clínicos y no clínicos (Kruyen, Emons, & Sijtsma, 2013). Utilizar estas escalas permite un ahorro en el tiempo de evaluación y costos relacionados (Kemper, Trapp, Kathmann, Samuel, & Ziegler, 2019), mejora las tasas de participación en los estudios (Edwards, Roberts, Sandercock, & Frost, 2004), y disminuye la fatiga y otras reacciones negativas de los participantes que podría generar una menor calidad de los datos (Credé, Harms, Niehorster, & Gaye-Valentine, 2012). A pesar de la existencia de críticas relacionadas con la calidad psicométrica de las escalas cortas (Credé et al., 2012; Smith, McCarthy, & Anderson, 2000), estas no parecen estar justificadas (Kemper et al., 2019).

Considerando lo expuesto, el objetivo de este estudio fue: (1) confirmar la estructura unidimensional del MAAS-5 en una muestra de universitarios utilizando el análisis factorial confirmatorio (AFC) (2), estimar la confiabilidad del modelo; (3), examinar los posibles correlatos entre el puntaje del MAAS-5 y otras medidas de bienestar, depresión, ansiedad e ira y (4), evaluar si la estructura unidimensional del MAAS-5 puede considerarse invariante entre hombres y mujeres.

Método

Participantes

El presente estudio analizó datos de 398 estudiantes de una universidad de Lima. Del total de participantes, 233 (58.5%) fueron mujeres y 165 (41.5%) hombres, con una edad promedio de 21.14 años ($DE = 2.97$). Al comparar las edades promedio de hombres ($M = 21.35$, $DE = 3.44$) y mujeres ($M = 21$, $DE = 2.59$) no se reportaron diferencias estadísticamente significativas ni importantes a nivel práctico ($t(289) = -1.123$; sig. = .262; $d = .12$ [IC95%: -.08; .32]). La gran mayoría de los participantes nacieron en Lima (84.4%) y el resto en provincia (15.6%). Finalmente, el 57.3% de los participantes reportó vivir con ambos padres, el 20.6% vivía solo con la madre, el 8.8% solo con el padre, el 7.8% vivía con otros familiares (que no sean el padre y la madre) y finalmente, el 5.5% vivía solo.

Instrumentos

Mindfulness. Se utilizó la versión breve de cinco ítems de la *Mindful Attention Awareness Scale* (MAAS-5), sugerida en estudios anteriores (Goh et al., 2017; Osman et al., 2016; Smith et al., 2017; van Dam et al., 2010). El MAAS-5 cuantifica el grado de atención a los eventos que ocurren en el momento presente a través de 5 ítems calificados de 1 (casi siempre) a 6 (casi nunca). Los puntajes más altos indican un nivel mayor de atención plena. Se utilizó la traducción al español hablado en el Perú, recientemente publicada a través del proceso *back translation* (Caycho-Rodríguez, Ventura-León, Martínez-Munive, & Barboza-Palomino, 2019). El MAAS-5 permite evaluar la atención plena en poblaciones sin experiencia previa de meditación.

Bienestar. Se empleó el *WHO-Five Well-Being Index* (WHO-5; *World Health Organization, Regional Office for Europe, 1998*), conformada por cinco ítems que evalúan el bienestar (por ejemplo, "Me he sentido tranquilo(a) y relajado (a) durante las últimas dos semanas"), en una escala tipo Likert de 4 puntos (0 = "nunca", a 3 = "siempre"). Los puntajes en el WHO-5 oscilan entre 0 y 15, donde las puntuaciones más altas indican un mayor bienestar, mientras que un menor puntaje indica la presencia de más síntomas depresivos. Se utilizó la versión en español de Campo-Arias, Miranda-Tapia, Cogollo, y Herazo, (2015). La confiabilidad del WHO-5, en base a los datos del presente estudio, fue $\alpha = .84$ (IC95%: .81 - .87).

Depresión. Los participantes respondieron el *Patient Health Questionnaire-2* (PHQ-2; Kroenke,

Spitzer, & Williams, 2003) que comprende los dos primeros ítems de la versión original de nueve ítems (PHQ-9; Kroenke, Spitzer, & Williams, 2001). El PHQ-2 mide el desánimo, desesperanza, displacer y desinterés en las cosas, que son aspectos emocionales y cognitivos asociados con la depresión. Se utilizó la versión adaptada al español de Perú (<https://www.phqscreeners.com>). La pregunta principal es "¿con qué frecuencia ha sentido molestia por cualquiera de los siguientes problemas?", mientras que los dos ítems son "Sentirse desanimado/a, deprimido/a o sin esperanzas" y "Poco interés o placer en hacer las cosas". Para cada ítem las opciones de respuesta son "Para nada", "Varios días", "Más de la mitad de los días" y "Casi todos los días", que se puntuaron como 0, 1, 2 y 3 respectivamente. Esto hace que el puntaje del PHQ-2 puede variar de 0 a 6, donde puntajes más altos indican una tendencia hacia el desánimo, desesperanza, displacer y desinterés. Para el presente estudio se reporta una confiabilidad adecuada ($\alpha = .72$ [IC95%: .67 - .76]).

Ansiedad. Se utilizó la *Generalized Anxiety Disorder Scale-2* (GAD-2; Kroenke, Spitzer, Williams, Monahan, & Löwe, 2007), conformada por dos ítems que miden la ansiedad generalizada en las dos últimas semanas. La pregunta principal es la misma que la utilizada en el PHQ-2, mientras que los dos ítems son "Sentirse nervioso/a, ansioso/a, o con los nervios de punta" y "No poder dejar de preocuparse o no poder controlar la preocupación". Los dos ítems presentan cuatro opciones de respuesta que van desde 0 (para nada) a 3 (casi todos los días). Los puntajes del GAD-2 varían de 0 a 6, donde los valores más altos indican una mayor carga de ansiedad generalizada. En el presente estudio, se aplicó la versión adaptada al español de Perú (<https://www.phqscreeners.com>). El GAD-2 mostró una consistencia interna adecuada en este estudio ($\alpha = .75$ [IC95%: .70 - .79]).

Ira. Se utilizó la *García's Anger Proneness Scale* (APS-G; García-Cadena, Daniel-González, Valle de la O, Caycho-Rodríguez, & Téllez López, 2018) que consta de cuatro ítems que miden la propensión a la ira. Los participantes responden cada ítem en una escala Likert de seis puntos (desde Por supuesto que no = 0 hasta Por supuesto que sí = 5). La suma de los cuatro ítems permite tener un puntaje total que varía de 0 a 20,

donde valores altos significa una mayor propensión a la ira. La APS-G fue creada originalmente en español de México y ha mostrado una confiabilidad adecuada, validez de construcción, convergente y discriminante, así como invarianza de acuerdo con el sexo (García-Cadena et al., 2018). En este estudio, el coeficiente alfa fue igual .81 (IC95%: .77 - .84).

Procedimiento

El protocolo de investigación fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad Privada del Norte. Se informó a los estudiantes que la participación sería voluntaria, tenían el derecho a retirarse del estudio en cualquier momento y las respuestas serían anónimas. Los estudiantes universitarios dieron su consentimiento informado por escrito de conformidad con la Declaración de Helsinki. La aplicación de los cuestionarios se realizó de forma colectiva en las aulas de clases, permitiendo a los estudiantes tomarse tanto tiempo como fuera necesario para completarlos. El tiempo promedio requerido para completar los cuestionarios fue de 15 minutos. Además de las medidas de *mindfulness*, bienestar, ansiedad, depresión e ira, se pidió a los estudiantes que proporcionaran información sobre su edad, sexo, lugar de nacimiento y convivencia familiar.

Análisis de datos

Los estadísticos descriptivos (media [M], desviación estándar [DE], asimetría [g^1] y curtosis [g^2]) y los coeficientes de correlación de Pearson (r) se calcularon en SPSS 24. Todos los análisis posteriores se realizaron con el paquete lavaan (Rosseel, 2012) en el entorno R (R Development Core Team, 2011). Dada la naturaleza categórica ordenada de ítems del MAAS-5, todos los análisis factoriales confirmatorios (AFC) fueron realizados utilizando el estimador *Diagonally Weighted Least Squares with Mean and Variance corrected* (WLSMV) (Finney & DiStefano, 2013; Flora & Curran, 2004; Li, 2016).

Primero, dado que existen estudios previos que establecen la estructura subyacente del MAAS-5 (ver Goh et al., 2017; Osman et al., 2016; Smith et al., 2017; van Dam et al., 2010), se evaluó un modelo de un factor para toda la muestra. La evaluación del modelo unidimensional se basa en un estadístico de prueba chi-cuadrado (χ^2). El ajuste de datos es adecuado cuando el valor de χ^2 no es estadísticamente significativo ($p > .05$). Sin embargo, debido a que el valor de χ^2

aumenta con el incremento del tamaño muestral, lo que resulta en una tendencia a rechazar el modelo, la evaluación del mismo se basa en un análisis conjunto de otros índices de bondad de ajuste, tales como el *comparative fit index* (CFI), *root mean square error of approximation* (RMSEA) con su intervalo de confianza (IC) al 90% y el *weighted root mean square residual* (WRMR) que es adecuado cuando se trabaja con datos ordinales (Muthén, & Muthén, 1998-2015). Se utilizaron los siguientes criterios para determinar un buen ajuste del modelo: CFI por encima de .90 (mejor si es por encima de .95; Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003), RMSEA por debajo de .08 (mejor si es por debajo de .05; Marsh, Hau, & Wen, 2004) y WRMR inferior a .90 (Yu, 2002), aunque un estudio de simulación sugiere que un valor de 1.0 parece también funcionar adecuadamente (DiStefano, Liu, Jiang, & Shi, 2018). Además del ajuste del modelo, se evaluaron las cargas factoriales estandarizadas (λ). Las λ para AFC se interpretaron usando las recomendaciones de Comrey y Lee (1992), donde $\lambda > .71$ es excelente, $\lambda > .63$ muy bueno, $\lambda > .55$ bueno, $\lambda > .45$ justo y $\lambda > .32$ pobre.

Después de identificar que el modelo unidimensional del MAAS-5 presenta un ajuste adecuado, se realizaron las pruebas de invarianza según el sexo, a través del análisis factorial multigrupo. Para esto, la invarianza se realizó de manera jerárquica (Van de Schoot, Lugtig, & Hox, 2012), evaluando modelos de AFC cada vez más restringidos, con el objetivo de calcular la igualdad de ciertos parámetros relevantes. Específicamente, (1) se evaluó el ajuste adecuado del modelo en cada muestra independiente (hombres y mujeres), (2) se probó la invarianza configural que evalúa si la estructura factorial es la misma entre los grupos comparados, (3), la invarianza métrica (o débil), donde las cargas factoriales son iguales entre grupos, (4) la invarianza escalar (o fuerte) que implica que, tanto las cargas factoriales y los interceptos (o umbrales) son semejantes entre grupos, y (5) la invarianza estricta, donde las cargas factoriales, interceptos y residuos son iguales. De acuerdo con las recomendaciones de la literatura (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002), la evidencia de invarianza entre el modelo menos restrictivo (invarianza configural) y el más restrictivo (invarianza fuerte) se verifica a través de las diferencias en el CFI (ΔCFI), debido a las

limitaciones de la $\Delta\chi^2$ (es altamente sensible al tamaño de la muestra). Específicamente, valores de ΔCFI menores o iguales a .01 indican que la hipótesis de invariancia debe ser aceptada.

Se estimaron las diferencias entre las medias latentes de los grupos de hombres y mujeres. Para comparar medias latentes, se fijó la media del factor latente en cero en el grupo de referencia (grupo de hombres) y se dejó que variara libremente en el grupo de comparación. La comparación de medias latentes se realizó mediante el índice de proporción crítica (CR), donde valores de $CR \geq \pm 1.96$ indican diferencias estadísticamente significativas en las medias a $p \leq .05$. Los valores positivos de CR sugieren que el grupo de comparación tiene medias latentes más grandes que el grupo de referencia (Tsaousis & Kazi, 2013). Además, los tamaños del efecto se calcularon con la d de Cohen (Fritz, Morris, & Richler, 2012), donde una $d = .20$ es pequeño, $d = .50$ mediano y $d = .80$ grande.

La consistencia interna del MAAS-5 se evaluó al calcular la correlación total corregido del ítem (ritc), el coeficiente omega (ω ; McDonald, 1999) y su IC mediante el método *bootstrap* (Ventura-León, 2017), así como la varianza promedio extraída del factor (AVE). Se considera que magnitudes de $\omega > .80$ (Raykov & Hancock, 2005), $AVE > .50$ (Bhattacharjee & Premkumar, 2004)

son adecuados.

Finalmente, el estudio de las evidencias de validez en relación con variables externas del MAAS consistió en evaluar la correlación entre el puntaje de esta escala y los puntajes de las escalas WHO-5, PHQ-2, GAD-2 y APS-G. Para esto se calculó el coeficiente de correlación de Pearson (r). El tamaño del efecto de las correlaciones se interpretó en función del valor de r , donde $r \geq 0.2$, $r \geq 0.5$ y $r \geq 0.8$ expresan un tamaño del efecto mínimo, moderado y fuerte, respectivamente (Ferguson, 2009).

Resultados

Estadísticos Descriptivos del MAAS-5

Las medias, desviaciones estándar, asimetría, curtosis y correlación ítem test corregido de los ítems del MAAS-5 se presentan en la **Tabla 1**. El puntaje promedio de los ítems del MAAS-5 varió entre 3.83 ($DE = 1.24$) y 4.21 ($DE = 1.23$). La asimetría y curtosis presentan valores inferiores a ± 1.5 (Pérez & Medrano, 2010). Asimismo, algunos ítems (uno, dos y cinco) presentan efecto de techo, es decir, más del 15% de los participantes obtienen el máximo puntaje en una pregunta (Terwee et al., 2007). Esto sugiere la presencia de un rango restringido de respuestas.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos del MAAS-5

Ítem	Muestra Total					Muestra de hombres					Muestra de Mujeres				
	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>g</i> ₁	<i>g</i> ₂	<i>r</i> _{it}	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>g</i> ₁	<i>g</i> ₂	<i>r</i> _{it}	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>g</i> ₁	<i>g</i> ₂	<i>r</i> _{it}
Ítem 1	3.98	1.28	.09	-.92	.60	4.12	1.28	-.01	-.97	.64	3.80	1.26	.22	-.78	.54
Ítem 2	3.96	1.14	.25	-.81	.61	4.05	1.16	.20	-.89	.69	3.83	1.11	.31	-.68	.50
Ítem 3	3.85	1.24	.11	-.75	.59	3.97	1.29	-.04	-.76	.63	3.63	1.17	.20	-.57	.52
Ítem 4	4.21	1.23	-.16	-.93	.69	4.27	1.27	-.29	-.87	.71	4.10	1.19	-.09	-.68	.65
Ítem 5	4.07	1.29	-.15	-.82	.61	4.19	1.29	-.17	-.99	.61	3.88	1.29	-.13	-.60	.60

M = media; *DE* = desviación estándar; *g*₁ = asimetría; *g*₂ = curtosis; *r*_{it} = correlación ítems test corregido
 Ítem 1 = Parece como si funcionara en “piloto automático”, sin estar muy consciente de lo que estoy haciendo.
 Ítem 2 = Realizo mis actividades rápidamente, sin estar muy atento a lo que hago
 Ítem 3 = Me enfoco tanto en mis objetivos, que pierdo la noción de lo que estoy haciendo para conseguirlos.
 Ítem 4 = Hago trabajos automáticamente, sin darme cuenta de lo que estoy haciendo.
 Ítem 5 = Me doy cuenta que hago las cosas sin prestar atención

Estructura Factorial del MAAS-5 y Consistencia Interna

El modelo de un factor del MAAS con cinco ítems presenta un ajuste satisfactorio ($\chi^2 = 9.87$, $gl = 5$, $p = .08$; $\chi^2/gl = 1.97$; CFI = .99; RMSEA = .05 [IC90%: .00- .09]; WRMR = .42). Las λ del modelo fueron mayores a .63, con una $\lambda_{promedio}$ de .73. La [Tabla 2](#) muestra los ítems del MAAS-5 y las cargas factoriales para el modelo de un factor.

La confiabilidad del modelo fue buena ($\omega = .83$ [IC95%: .79 - .85]); asimismo, se reportó una correlación ítem test corregido adecuada en todos los casos ($r_{itc} > .30$; Kline, 1999) y un valor de AVE = .53, mayor a lo recomendado. Estos resultados sugieren que la consistencia interna del MAAS-5 fue buena.

Tabla 2.
Ítems del MAAS-5 y sus cargas factoriales estandarizadas (λ)

Ítems del MAAS-5	λ
1. Parece como si funcionara en "piloto automático", sin estar muy consciente de lo que estoy haciendo.	.69
2. Realizo mis actividades rápidamente, sin estar muy atento a lo que hago.	.71
3. Me enfoco tanto en mis objetivos, que pierdo la noción de lo que estoy haciendo para conseguirlos.	.70
4. Hago trabajos automáticamente, sin darme cuenta de lo que estoy haciendo.	.82
5. Me doy cuenta que hago las cosas sin prestar atención.	.71

Invarianza Factorial del MAAS-5 por Sexo

Los resultados de las pruebas de invarianza factorial se presentan en la [Tabla 3](#). Antes de probar la invarianza factorial, se evaluó el modelo de un factor por separado para el grupo de hombres y mujeres, los cuales presentaron niveles adecuados de ajuste (ambos CFIs $> .95$, RMSEAs $< .08$). Luego de demostrar un apoyo satisfactorio para una estructura unidimensional en ambos grupos, se procedió a examinar la invarianza configural, es decir, si la estructura de un factor del MAAS-5 es invariable en función al sexo. El modelo configural no coloca restricciones de igualdad en las estimaciones de parámetros a través de los grupos. Como se muestra en la [Tabla 3](#), el modelo configural presenta un ajuste adecuado por los datos, lo que indica la igualdad

de la estructura de un factor a través del sexo. Esto, permite utilizar este modelo como línea base para la evaluación de los otros modelos de invarianza.

A continuación, se examinó la invarianza métrica y escalar mediante la imposición de restricciones en el modelo (igualdad de cargas factoriales e interceptos de los ítems entre los grupos). La invarianza métrica agrega una restricción al modelo configural, estableciendo que todas las cargas factoriales sean iguales en los grupos de hombres y mujeres. Como se observa en la [tabla 3](#), el modelo de invarianza métrica evidenció un buen ajuste a los datos, donde la $\Delta\chi^2$ y la ΔCFI entre el modelo restringido (invarianza métrica) y el modelo no restringido (invarianza configural) no fueron estadísticamente significativas ($p > .05$) y estuvo por debajo del punto de corte establecido ($\Delta CFI \leq .01$). En base a estos resultados, parece que el MAAS-5 tiene similares cargas factoriales en los dos grupos comparados.

Establecida la invarianza métrica, el siguiente paso fue evaluar la invarianza escalar, donde, además de las cargas factoriales, los interceptos también fueron equivalentes entre los grupos. La $\Delta\chi^2$ entre el modelo métrico y escalar no fue significativa ($p > .05$) y una vez más, la ΔCFI estuvo por debajo del punto de corte de .01. La invarianza escalar indica que las diferencias en la media del factor conducen a diferencias en la media del ítem. Finalmente, la invarianza estricta evaluó si las variaciones de error del factor fueron iguales para ambos grupos. El ajuste de este modelo fue igual de adecuado que los anteriores y se cumplieron los criterios para la $\Delta\chi^2$ y ΔCFI . Los resultados indicaron que las variaciones de error para el factor latente y los cinco ítems fueron idénticas a través de los grupos. Los resultados muestran que las progresivas restricciones impuestas no modificaron significativamente el ajuste del modelo de un factor. Por lo tanto, se podría asumir una invarianza factorial del MAAS-5 entre los grupos de hombres y mujeres.

Comparación de Medias Latentes

Una vez comprobada la invarianza estricta, se pasó a probar las diferencias de medias latentes (Dimitrov, 2010; Vandenberg & Lance, 2000). La comparación de medias no permite estimar la media absoluta en cada grupo, sino que permite una estimación de la diferencia de medias en la

variable latente (en este caso, atención plena) entre los grupos (hombres y mujeres). Los resultados indican que existe una diferencia significativa entre las medias latentes según el sexo ($CR= 2.44$; $p < .05$), Específicamente, la

media latente de las mujeres ($M= 4.39$, $DE = .83$) es mayor a la de los varones ($M = 4.17$, $DE = .95$) aunque esa diferencia se considera pequeña ($d = .25$).

Tabla 3.

Análisis Factorial Confirmatorio y modelos de invarianza factorial del MAAS-5

Modelo	χ^2 (gl)	p	$\Delta \chi^2$ (Δ gl)	P	RMSEA [IC 90%]	CFI	(Δ CFI)
Hombres	3.621 (5)	.54	-		.00 [.000, .09]	1	-
Mujeres	9.212 (5)	.10	-		.06 [.000, .12]	.99	-
<i>Análisis de invarianza</i>							
Configural	5.54 (10)	.21	-		.035 [.000, .094]	.999	-
Métrica	12.35 (14)	.87	5.82 (4)	.47	.045 [.000, .077]	.997	.002
Escalar	19.33 (32)	.06	11.55 (18)	.25	.000 [.000, .082]	1	.003
Estricta	26.60 (37)	.00	10.43 (5)	.33	.020 [.000, .082]	.998	.002

Correlaciones entre el MAAS-5 y Otros Constructos Relacionados

La *Tabla 4* reporta que el puntaje promedio del MAAS-5 mostró correlaciones significativas con todos los otros constructos evaluados. Específicamente, el MAAS-5 mostró correlaciones negativas con los síntomas de depresión, ansiedad e ira; además de correlación positiva con el bienestar general.

Tabla 4.

Correlaciones de Pearson entre los puntajes de MAAS-5 y otras medidas de autoinforme

Medidas	MAAS-5
WHO-Five Well-Being Index (WHO-5)	.35*
PatientHealth Questionnaire-2 (PHQ-2)	-.38*
Generalized Anxiety Disorder Scale-2 (GAD-2)	-.35*
García's Anger Proneness Scale (APS-G)	-.13*

* $p < .05$ **Discusión**

El objetivo del presente estudio fue investigar la estructura factorial, confiabilidad, relación con otras variables e invarianza factorial de la versión peruana del MAAS-5 en una muestra de universitarios peruanos. En la actualidad, el análisis psicométrico de este instrumento en universitarios se ha realizado en países como Estados Unidos (Osman et al., 2016; van Dam et al., 2010) y Noruega (Smith et al., 2017), por lo que este estudio amplía la información en el área. Con este fin, se pidió a un grupo de estudiantes universitarios que respondieran un conjunto de

preguntas referidas a la atención plena y otros constructos relacionados (bienestar, depresión, ansiedad e ira). De manera general, los resultados indican que las propiedades psicométricas del MAAS-5 (evidencias de validez, confiabilidad e invarianza por sexo) son satisfactorias en una muestra de universitarios peruanos. Una discusión más detallada de los principales resultados se proporciona a continuación.

En este estudio, a través del AFC, los resultados apoyan una estructura unidimensional, donde todos los ítems cargan significativamente en el factor latente, observando que el ítem cuatro tiene la carga factorial más alta. Además, el modelo presenta una buena confiabilidad en términos de consistencia interna. Los resultados son consistentes con lo reportado en estudios previos con muestras de diferentes características (Black et al., 2012; Osman et al., 2016; Smith et al., 2017; van Dam et al., 2010).

Asimismo, los resultados del AFC multigrupo revelaron una invarianza estricta del MAAS-5 a través del sexo. Este estudio reporta por primera vez la presencia de una invarianza estricta del MAAS-5 entre muestras de universitarios, ya que estudios anteriores solo indicaron una invarianza escalar (Smith et al., 2017). Las diferencias de la atención plena entre hombres y mujeres pueden ser atribuibles a las experiencias individuales o a la escala que se utiliza y las diferentes interpretaciones a los ítems de acuerdo con su género (Van de Schoot et al., 2012). Sin embargo, los resultados apoyan la invarianza estricta de la estructura factorial del MAAS-5 en hombres y

mujeres, por lo que la segunda posibilidad es poco probable. Específicamente, la evaluación de todos los modelos de invarianza sugiere que: 1) los universitarios de ambos sexos conceptualizan la atención plena en una misma estructura unidimensional (invarianza configural); 2) un cambio en la atención plena provoca el mismo cambio en los puntajes del MAAS-5 en hombres y mujeres (invarianza métrica); 3) la relación entre el puntaje observado y latente del MAAS-5 es invariante (invarianza escalar).

Debido a que las medias latentes no están asociadas al error de medición, son mejores estimadores de las verdaderas diferencias entre hombres y mujeres en comparación a las medias observadas (Brown, 2006). Los resultados sugieren que, aunque tanto hombres como mujeres comprenden igualmente el constructo atención plena, las mujeres tienden a experimentarla con más frecuencia. Este resultado no coincide con los de estudios previos que muestran puntajes más altos de atención plena en los hombres (Baer, Smith, & Allen, 2004). Estas diferencias podrían explicarse debido a que las mujeres tienden a un mayor interés y comprensión por aquellas actividades que se centran en el desarrollo de técnicas de reducción del estrés (Bluth, Roberson, & Girdler, 2017). En este sentido, las diferencias de las medias latentes entre hombres y mujeres se pueden atribuir a las diferencias en las respuestas reales de los universitarios de ambos sexos y no a las diferencias en el instrumento de medida (Hirschfeld & Von Brachel, 2014). De esta manera, se justifica el empleo MAAS-5 en estudios que comparan la atención plena entre hombres y mujeres.

Por otro lado, la relación entre la atención plena y variables de salud psicológica en poblaciones no clínicas se ha convertido recientemente en foco de interés para la investigación científica (Medvedev, Norden, Krägeloh, & Siegert, 2018). Las evidencias de validez basada en la relación con otras variables del MAAS-5 sugieren que la atención plena está asociada con niveles más altos de bienestar y niveles más bajos de depresión, ansiedad e ira, tal como lo señala la literatura (Brown, Kasser, Ryan, Linley, & Orzech, 2009; Brown & Ryan, 2003; Hofmann, Sawyer, Fang, & Asnaani, 2012; Howell, Digdon, Buro, & Sheptycki, 2008; Schutte &

Malouff, 2011). De esta manera, los resultados proporcionan información inicial para entender cómo la atención plena puede ser una alternativa eficaz para reducir las molestias asociadas con la depresión, ansiedad e ira y justificar su uso para el tratamiento de estos problemas psicológicos (Falkenström, 2010; Fredrickson, Cohn, Coffey, Pek, & Finkel, 2008; Rosselló, Zayas, & Lora, 2016; Wright, Day, & Howells, 2009). Los resultados de este estudio sugieren que la correlación negativa entre la atención plena y la ira es baja ($r = -.13$), en comparación a las halladas con las otras características negativas y positiva (depresión, $r = -.38$; ansiedad, $r = -.35$; bienestar, $r = .35$). Sin embargo, se encuentra en el rango encontrado en otras investigaciones ($r = -.08$, Robins, Keng, Ekblad, & Brantley, 2012; $r = -.23$, Takebe, Takahashi, & Sato, 2015).

Los mecanismos potenciales que podrían explicar estas relaciones aún no son del todo claros, aunque existen algunas hipótesis planteadas en la literatura científica (Kong, Wang, & Zhao, 2014). Una primera hipótesis es que estos resultados podrían deberse a los cambios cognitivos, la autorregulación y la relajación (Baer, 2003; Martín-Asuero & García de la Banda, 2007; Wright et al., 2009). Otros estudios sugieren que la atención plena estimula a que las personas perciban con precisión y regulen con eficacia emociones que promueven el bienestar (Coffey, Hartman, & Fredrickson, 2010; Schutte & Malouff, 2011; Wang & Kong, 2014). Por otra parte, una mayor atención plena permitiría que las personas mantengan la atención en las experiencias actuales, lo que hace menos probable experimentar pensamientos negativos (Pepping, O'Donovan, & Davis, 2013). A su vez, mejoraría la autoestima, la cual actúa de manera preventiva contra la ansiedad y depresión, mejora el afrontamiento y promueve la salud física y mental (Bajaj, Robins, & Pande, 2016; Michalak, Teismann, Heidenreich, Ströhle, & Vocks, 2011; Pepping et al., 2013). Por otro lado, la atención plena puede estar asociada con la actitud positiva hacia cómo una persona se ve a sí misma, lo que lleva a un incremento de autoevaluaciones que promueven su bienestar (Hollis-Walker & Colosimo, 2011).

El presente estudio tiene algunas limitaciones que se deben tener en cuenta. Primero, se examinó las propiedades psicométricas de la

MAAS-5 en una muestra de conveniencia de estudiantes universitarios de pregrado, por lo que los resultados no pueden ser generalizados a otras poblaciones adultas. Las investigaciones futuras deberían estudiar las propiedades psicométricas de la versión peruana del MAAS-5 en una población adulta general y con características clínicas. Segundo, se hace uso exclusivo de medidas de autoinforme que pueden introducir sesgo respecto a un déficit o exceso de información recopilada. Sería conveniente usar otras evaluaciones, tales como el juicio de los amigos y familiares. Tercero, el diseño transversal y correlacional del estudio limita las interpretaciones que se pueden realizar en base a los hallazgos. A pesar de que los resultados sugieren relaciones significativas entre la atención plena y otras medidas de bienestar, depresión, ansiedad e ira, no pueden ser interpretadas causalmente. En este sentido, se requieren estudios longitudinales y experimentales para determinar la relación causal entre la atención plena y las medidas mencionadas. Finalmente, también convendría incluir en estudios futuros otras medidas sobre la confiabilidad del instrumento, como el test-retest.

A pesar de las limitaciones, los hallazgos de este estudio se suman a la literatura existente que sugiere que la versión corta de cinco ítems del MAAS es útil como instrumento de autoinforme para una mejor comprensión del constructo atención plena y el rol que puede cumplir en el bienestar de los universitarios. Estos hallazgos destacan la importancia de una mayor investigación del constructo en el ámbito universitario. Además, la presente investigación también ofrece posibilidades para examinar hipótesis interculturales sobre la atención plena. En conclusión, la forma corta del MAAS, compuesta de sólo cinco ítems, mantiene la estructura unidimensional, la confiabilidad de las puntuaciones, la invarianza factorial en función al sexo y el patrón de correlaciones que se observa en el MAAS original.

Referencias

- Baer, R. A. (2003). Mindfulness training as a clinical intervention: A conceptual and empirical review. *Clinical Psychology: Science and Practice, 10*, 125–143. doi: 10.1093/clipsy.bpg015
- Baer, R. A. (2018). Assessment of mindfulness by self-report. *Current Opinion in Psychology, 28*, 42-48. doi: 10.1016/j.copsyc.2018.10.015
- Baer, R. A., Smith, G. T., & Allen, K. B. (2004). Assessment of mindfulness by self-report: The Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Assessment, 11*(3), 191-206. doi: 10.1177/1073191104268029
- Bajaj, B., Robins, R. W., & Pande, N. (2016). Mediating role of self-esteem on the relationship between mindfulness, anxiety, and depression. *Personality and Individual Differences, 96*, 127-131. doi: 10.1016/j.paid.2016.02.085
- Bamber, M. D., & Schneider, J. K. (2016). Mindfulness-based meditation to decrease stress and anxiety in college students: A narrative synthesis of the research. *Educational Research Review, 18*, 1-32. doi: 10.1016/j.edurev.2015.12.004
- Bhattacharjee, A., & Premkumar, G. (2004). Understanding changes in belief and attitude toward information technology usage: A theoretical model and longitudinal test. *MIS Quarterly, 28*(2), 229-254. doi: 10.2307/25148634
- Bilevicius, E., Smith, S. D., & Kornelsen, J. (2018). Resting-state network functional connectivity patterns associated with the Mindful Attention Awareness Scale. *Brain Connectivity, 8*(1), 40-48. doi: 10.1089/brain.2017.0520
- Black, D. S., Sussman, S., Johnson, C. A., & Milam, J. (2012). Psychometric assessment of the mindful attention awareness scale (MAAS) among Chinese adolescents. *Assessment, 19*(1), 42-52. doi: 10.1177/10731911111415365
- Bluth, K., Roberson, P. N., & Girdler, S. S. (2017). Adolescent sex differences in response to a mindfulness intervention: A call for research. *Journal of Child and Family Studies, 26*(7), 1900-1914. doi: 10.1007/s10826-017-0696-6
- Borquist-Conlon, D. S., Maynard, B. R., Brendel, K. E., & Farina, A. S. (2019). Mindfulness-based interventions for youth with anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Research on Social Work Practice, 29*(2), 195-205. doi: 10.1177/1049731516684961
- Britz, J., & Pappas, E. (2010). Sources and outlets of stress among university students: Correlations between stress and unhealthy habits. *Undergraduate Research Journal for the Human Sciences, 9*(1). Recuperado de: <https://www.kon.org/urc/v9/britz.html>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Brown, K. W., Kasser, T., Ryan, R. M., Linley, P. A., & Orzech, K. (2009). When what one has is enough: Mindfulness, financial desire discrepancy, and subjective well-being. *Journal*

- of *Research in Personality*, 43(5), 727-736. doi: 10.1016/j.jrp.2009.07.002
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(4), 822-848. doi: 10.1037/0022-3514.84.4.822
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Campo-Arias, A., Miranda-Tapia, G. A., Cogollo, Z., & Herazo, E. (2015). Reproducibilidad del Índice de Bienestar General (WHO-5 WBI) en estudiantes adolescentes. *Salud Uninorte*, 31(1), 18-24.
- Caycho-Rodríguez, T., Ventura-León, J., Martínez-Munive, R., & Barboza-Palomino, M. (2019). Traducción y validez de contenido de una escala breve de mindfulness para adolescentes peruanos. *Enfermería Clínica*, 29(5), 308-312. doi: 10.1016/j.enfcli.2018.10.002
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Chiesi, F., Donati, M. A., Panno, A., Giacomantonio, M., & Primi, C. (2017). What about the different shortened versions of the Mindful Attention Awareness Scale? *Psychological Reports*, 120(5), 966-990. doi: 10.1177/0033294117711132
- Coffey, K. A., Hartman, M., & Fredrickson, B. L. (2010). Deconstructing mindfulness and constructing mental health: understanding mindfulness and its mechanisms of action. *Mindfulness*, 1(4), 235-253. doi: 10.1007/s12671-010-0033-2
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A First Course in Factor Analysis*. Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cooke, R., Bewick, B. M., Barkham, M., Bradley, M., & Audin, K. (2006). Measuring, monitoring and managing the psychological well-being of first year university students. *British Journal of Guidance & Counselling*, 34(4), 505-517. doi: 10.1080/03069880600942624
- Credé, M., Harms, P., Niehorster, S., & Gaye-Valentine, A. (2012). An evaluation of the consequences of using short measures of the Big Five personality traits. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(4), 874-888. doi: 10.1037/a0027403
- de Bruin, E. I., Meppelink, R., & Bögels, S. M. (2015). Mindfulness in higher education: Awareness and attention in university students increase during and after participation in a mindfulness curriculum course. *Mindfulness*, 6(5), 1137-1142. doi: 10.1007/s12671-014-0364-5
- Deasy, C., Coughlan, B., Pironom, J., Jourdan, D., & Mannix-McNamara, P. (2014). Psychological distress and coping amongst higher education students: A mixed method enquiry. *PLoS ONE*, 9(12), e115193. doi: 10.1371/journal.pone.0115193
- Desbordes, G., Gard, T., Hoge, E. A., Hölzel, B. K., Kerr, C., Lazar, S. W., ... & Vago, D. R. (2015). Moving beyond mindfulness: defining equanimity as an outcome measure in meditation and contemplative research. *Mindfulness*, 6(2), 356-372. doi: 10.1007/s12671-013-0269-8
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling*, 25(3), 453-466. doi: 10.1080/10705511.2017.1390394
- Edwards, P., Roberts, I., Sandercock, P., & Frost, C. (2004). Follow-up by mail in clinical trials: does questionnaire length matter? *Controlled Clinical Trials*, 25(1), 31-52. doi: 10.1016/j.cct.2003.08.013
- Eisenberg, D., Gollust, S. E., Golberstein, E., & Hefner, J. L. (2007). Prevalence and correlates of depression, anxiety, and suicidality among university students. *American Journal of Orthopsychiatry*, 77(4), 534-542. doi: 10.1037/0002-9432.77.4.534
- Falkenström, F. (2010). Studying mindfulness in experienced meditators: A quasi-experimental approach. *Personality and Individual Differences*, 48(3), 305-310. doi: 10.1016/j.paid.2009.10.022
- Ferguson, C. J. (2009). An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, 40(5), 532-538. doi: 10.1037/a0015808
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock, & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 439-492). Charlotte, North Carolina: Information Age
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal

- data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. doi: 10.1037/1082-989X.9.4.466
- Fredrickson, B. L., Cohn, M. A., Coffey, K. A., Pek, J., & Finkel, S. M. (2008). Open hearts build lives: positive emotions, induced through loving-kindness meditation, build consequential personal resources. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1045-1062. doi: 10.1037/a0013262.
- Fritz, C. O., Morris, P. E., & Richler, J. J. (2012). Effect size estimates: Current use, calculations, and interpretation. *Journal of Experimental Psychology: General*, 141(1), 2-18. doi: 10.1037/a0024338
- Galante, J., Dufour, G., Vainre, M., Wagner, A. P., Stochl, J., Benton, A., ... & Jones, P. B. (2018). A mindfulness-based intervention to increase resilience to stress in university students (the Mindful Student Study): A pragmatic randomised controlled trial. *The Lancet Public Health*, 3(2), e72-e81. doi: 10.1016/S2468-2667(17)30231-1
- Gallego, J., Aguilar-Parra, J. M., Cangas, A. J., Langer, Á. I., & Mañas, I. (2014). Effect of a mindfulness program on stress, anxiety and depression in university students. *The Spanish Journal of Psychology*, 17, 1-6. doi: 10.1017/sjp.2014.102
- García-Cadena, C. H., Daniel-González, L., Valle de la O, A., Caycho-Rodríguez, T., & Téllez López, A. (2018). Construct validity of a new scale for assessing anger proneness (APS-G). *SaludMental*, 41(5), 229-236. doi: 10.17711/SM.0185-3325.2018.034
- Goh, H. E., Marais, I., & Ireland, M. J. (2017). A Rasch model analysis of the mindful attention awareness scale. *Assessment*, 24(3), 387-398. doi: 10.1177/1073191115607043
- Goldberg, S. B., Tucker, R. P., Greene, P. A., Davidson, R. J., Wampold, B. E., Kearney, D. J., & Simpson, T. L. (2018). Mindfulness-based interventions for psychiatric disorders: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 59, 52-60. doi: 10.1016/j.cpr.2017.10.011
- Greenberg, J., Reiner, K., & Meiran, N. (2012). "Mind the trap": Mindfulness practice reduces cognitive rigidity. *PLoS ONE*, 7(5), e36206. doi: 10.1371/journal.pone.0036206
- Hirschfeld, G., & Von Brachel, R. (2014). Multiple-Group confirmatory factor analysis in R-A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19(7), 1-12. Recuperado de <https://pareonline.net/getvn.asp?v=19&n=7>
- Hofmann, S. G., Sawyer, A. T., Fang, A., & Asnaani, A. (2012). Emotion dysregulation model of mood and anxiety disorders. *Depression and Anxiety*, 29(5), 409-416. doi: 10.1002/da.21888
- 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
- Howell, A. J., Digdon, N. L., Buro, K., & Sheptycki, A. R. (2008). Relations among mindfulness, well-being, and sleep. *Personality and Individual Differences*, 45(8), 773-777. doi: 10.1016/j.paid.2008.08.005
- Kemper, C. J., Trapp, S., Kathmann, N., Samuel, D. B., & Ziegler, M. (2019). Short versus long scales in clinical assessment: Exploring the trade-off between resources saved and psychometric quality lost using two measures of obsessive-compulsive symptoms. *Assessment*, 26(5), 767-782. doi: 10.1177/1073191118810057.
- Khoury, B., Lecomte, T., Fortin, G., Masse, M., Therien, P., Bouchard, V., ... & Hofmann, S. G. (2013). Mindfulness-based therapy: a comprehensive meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 33(6), 763-771. doi: 10.1016/j.cpr.2013.05.005
- Kline, P. (1999). *The handbook of psychological testing* (2nd ed.). London: Routledge
- Kong, F., Wang, X., & Zhao, J. (2014). Dispositional mindfulness and life satisfaction: The role of core self-evaluations. *Personality and Individual Differences*, 56, 165-169. doi: 10.1016/j.paid.2013.09.002
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606-613. doi: 10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2003). The Patient Health Questionnaire-2: Validity of a two-item depression screener. *Medical Care*, 41(11), 1284-1292. doi: 10.1097/01.MLR.0000093487.78664.3C
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., Williams, J. B., Monahan, P. O., & Löwe, B. (2007). Anxiety disorders in primary care: prevalence, impairment, comorbidity, and detection. *Annals of Internal Medicine*, 146(5), 317-325. doi: 10.7326/0003-4819-146-5-200703060-00004
- Kruyen, P. M., Emons, W. H., & Sijtsma, K. (2013). On the shortcomings of shortened tests: A literature review. *International Journal of Testing*, 13(3), 223-248. doi: 10.1080/15305058.2012.703734
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. doi: 10.3758/s13428-015-0619-7

- Lynch, S., Gander, M. L., Kohls, N., Kudielka, B., & Walach, H. (2011). Mindfulness-based coping with university life: A non-randomized wait-list-controlled pilot evaluation. *Stress and Health, 27*(5), 365-375. doi: 10.1002/smi.1382
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling, 11*(3), 320-341. doi: 10.1207/s15328007sem1103_2
- Martín-Asuero, A., & García de la Banda, G. (2007). Las ventajas de estar presente: desarrollando una conciencia plena para reducir el malestar psicológico. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 7*(2), 369-384.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Medvedev, O. N., Norden, P. A., Krägeloh, C. U., & Siegert, R. J. (2018). Investigating unique contributions of dispositional mindfulness facets to depression, anxiety, and stress in general and student populations. *Mindfulness, 9*(6), 1757-1767. doi: 10.1007/s12671-018-0917-0
- Medvedev, O. N., Siegert, R. J., Feng, X. J., Billington, D. R., Jang, J. Y., & Krägeloh, C. U. (2016). Measuring trait mindfulness: How to improve the precision of the Mindful Attention Awareness Scale using a Rasch model. *Mindfulness, 7*(2), 384-395. doi: 10.1007/s12671-015-0454-z
- Michalak, J., Teismann, T., Heidenreich, T., Ströhle, G., & Vocks, S. (2011). Buffering low self-esteem: The effect of mindful acceptance on the relationship between self-esteem and depression. *Personality and Individual Differences, 50*(5), 751-754. doi: 10.1016/j.paid.2010.11.029
- Mrazek, M. D., Franklin, M. S., Phillips, D. T., Baird, B., & Schooler, J. W. (2013). Mindfulness training improves working memory capacity and GRE performance while reducing mind wandering. *Psychological Science, 24*(5), 776-781. doi: 10.1177/0956797612459659
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus User's Guide. 7th Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. Recuperado de <http://www.statmodel.com/ugexcerpts.shtml>
- Osman, A., Lamis, D. A., Bagge, C. L., Freedenthal, S., & Barnes, S. M. (2016). The mindful attention awareness scale: further examination of dimensionality, reliability, and concurrent validity estimates. *Journal of Personality Assessment, 98*(2), 189-199. doi: 10.1080/00223891.2015.1095761
- Park, T., Reilly-Spong, M., & Gross, C. R. (2013). Mindfulness: a systematic review of instruments to measure an emergent patient-reported outcome (PRO). *Quality of Life Research, 22*(10), 2639-2659. doi: 10.1007/s11136-013-0395-8
- Pepping, C. A., O'Donovan, A., & Davis, P. J. (2013). The positive effects of mindfulness on self-esteem. *The Journal of Positive Psychology, 8*(5), 376-386. doi: 10.1080/17439760.2013.807353
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, 2*(1), 58-66. doi: 10.32348/1852.4206.v2.n1.15924
- Pérez San Gregorio, M. A., Martín Rodríguez, Z. A., Borda, M., & Del Río, C. (2003). Estrés y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace, 67*(68), 26-33. Recuperado de: <http://www.editorialmedica.com/download.php?i dart=159>
- Quaglia, J. T., Brown, K. W., Lindsay, E. K., Creswell, J. D., & Goodman, R. J. (2015). From conception to operationalization of mindfulness. In K. W. Brown, J. D. Creswell, & R. M. Ryan (Eds.), *Handbook of mindfulness: Theory, research, and practice* (pp. 151-170). New York, NY: Guilford.
- R Development Core Team (2011). R: A language and environment for statistical computing, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Recuperado de <http://www.R-project.org/>
- Raykov, T., & Hancock, G. R. (2005). Examining change in maximal reliability for multiple-component measuring instruments. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 58*(1), 65-82. doi: 10.1348/000711005X38753
- Robins, C. J., Keng, S. L., Ekblad, A. G., & Brantley, J. G. (2012). Effects of mindfulness-based stress reduction on emotional experience and expression: a randomized controlled trial. *Journal of Clinical Psychology, 68*(1), 117-131. doi: 10.1002/jclp.20857
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5-12 (BETA). *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1-36. doi: 10.18637/jss.v048.i02
- Rosselló, J., Zayas, G., & Lora, V. (2016). Impacto de un adiestramiento en meditación en consciencia plena (mindfulness) en medidas de ansiedad, depresión, ira y estrés y consciencia plena: Un estudio piloto. *Revista Puertorriqueña*

- de *Psicología*, 27(1), 62-78.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74. Recuperado de <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.509.4258&rep=rep1&type=pdf>
- Schutte, N. S., & Malouff, J. M. (2011). Emotional intelligence mediates the relationship between mindfulness and subjective well-being. *Personality and Individual Differences*, 50(7), 1116-1119. doi: 10.1016/j.paid.2011.01.037
- Sevilla-Llewellyn-Jones, J., Santesteban-Echarri, O., Pryor, I., McGorry, P., & Alvarez-Jimenez, M. (2018). Web-Based Mindfulness Interventions for Mental Health Treatment: Systematic Review and Meta-Analysis. *JMIR Mental Health*, 5(3), e10278. doi: 10.2196/10278
- Smith, G. T., McCarthy, D. M., & Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment*, 12(1), 102-111. doi: 10.1037/1040-3590.12.1.102
- Smith, O. R., Melkevik, O., Samdal, O., Larsen, T. M., & Haug, E. (2017). Psychometric properties of the five-item version of the Mindful Awareness Attention Scale (MAAS) in Norwegian adolescents. *Scandinavian Journal of Public Health*, 45(4), 373-380. doi: 10.1177/1403494817699321
- Storrie, K., Ahern, K., & Tuckett, A. (2010). A systematic review: students with mental health problems-a growing problem. *International Journal of Nursing Practice*, 16(1), 1-6. doi: 10.1111/j.1440-172X.2009.01813.x
- Takebe, M., Takahashi, F., & Sato, H. (2015). Mediating Role of Anger Rumination in the Associations between Mindfulness, Anger-In, and Trait Anger. *Psychology*, 6(8), 948-953. doi:10.4236/psych.2015.68093
- Terwee, C. B., Bot, S. D., de Boer, M. R., van der Windt, D. A., Knol, D. L., Dekker, J., ... & de Vet, H. C. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60(1), 34-42. doi: 10.1016/j.jclinepi.2006.03.012
- Tsaousis, I., & Kazi, S. (2013). Factorial invariance and latent mean differences of scores on trait emotional intelligence across gender and age. *Personality and Individual Differences*, 54(2), 169-173. doi: 10.1016/j.paid.2012.08.016
- Van Dam, N. T., Earleywine, M., & Borders, A. (2010). Measuring mindfulness? An item response theory analysis of the Mindful Attention Awareness Scale. *Personality and Individual Differences*, 49(7), 805-810. doi: 10.1016/j.paid.2010.07.020
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486-492. doi: 10.1080/17405629.2012.686740
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational research methods*, 3(1), 4-70. doi: 10.1177/109442810031002
- Ventura-León, J. L. (2017). Intervalos de confianza para coeficiente Omega: Propuesta para el cálculo. *Adicciones*, 30(1), 77-78. doi: 10.20882/adicciones.962
- Wang, Y., & Kong, F. (2014). The role of emotional intelligence in the impact of mindfulness on life satisfaction and mental distress. *Social Indicators Research*, 116(3), 843-852. doi: 10.1007/s11205-013-0327-6.
- World Health Organization. (1998). *WHO info package: Mastering depression in primary care, versión 2.2*. Copenhagen: WHO, Regional Office for Europe
- Wright, S., Day, A., & Howells, K. (2009). Mindfulness and the treatment of anger problems. *Aggression and Violent Behavior*, 14(5), 396-401. doi: 10.1016/j.avb.2009.06.008
- Yu, C. Y. (2002). *Evaluation of model fit indices for latent variable models with categorical and continuous outcomes* (tesis doctoral inédita). Universidad de California: Los Ángeles. Recuperado de <http://www.statmodel.com/download/Yudissertation.pdf>