



Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar, Ciudad de México, México.
ISSN 2707-2207 / ISSN 2707-2215 (en línea), enero-febrero 2026,
Volumen 10, Número 1.

https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v10i1

**EVIDENCIAS DE VALIDEZ Y CONFIABILIDAD
DEL MINDFUL ATTENTION AWARENESS SCALE
EN ESTUDIANTES DE NIVEL MEDIO SUPERIOR
EN MÉXICO**

**EVIDENCE OF VALIDITY AND RELIABILITY OF THE
MINDFUL ATTENTION AWARENESS SCALE (MAAS) IN
UPPER SECONDARY SCHOOL STUDENTS IN MEXICO**

Aldo Ricardo Ortega Bastida

Universidad Autónoma del Estado de México

Alejandra Moysén Chimal

Universidad Autónoma del Estado de México

DOI: https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v10i1.23102

Evidencias de validez y confiabilidad del Mindful Attention Awareness Scale en estudiantes de nivel medio superior en México

Aldo Ricardo Ortega Bastida¹

ar.ortega@live.com.mx

<https://orcid.org/0009-0001-2002-1162>

Universidad Autónoma del Estado de México
México

Alejandra Moysén Chimal

amoysenc@uaemex.mx

<https://orcid.org/0000-0002-2201-2737>

Universidad Autónoma del Estado de
México
México

RESUMEN

El Mindfulness o Atención Plena (AP) ha sido un constructo que ha cobrado relevancia en los últimos años en la psicología, utilizada como técnica de intervención, modelo filosófico y herramienta formativa en la educación. El presente estudio buscó obtener las propiedades psicométricas del Mindful Attention Awareness Scale (MAAS) en su versión al español de doce reactivos en una muestra de jóvenes estudiantes de nivel medio superior en el Estado de México. El diseño incluyó un muestreo no probabilístico con 309 participantes de entre 15 y 18 años. Los resultados del Análisis Factorial Exploratorio y Confirmatorio indican una estructura monofactorial, con alta consistencia interna (alfa de Cronbach = 0.87) y con una varianza total de 41.751%. El modelo se evaluó mediante los índices de ajuste GFI (.945), AGFI (.919), CFI (.950) y RMSEA (.059). Los hallazgos sugieren que el MAAS es una herramienta confiable para evaluar la AP en esta población de jóvenes.

Palabras Clave: Atención plena, mindfulness, escala, estudiantes

¹ Autor principal

Correspondencia: ar.ortega@live.com.mx

Evidence of validity and reliability of the Mindful Attention Awareness Scale (MAAS) in upper secondary school students in Mexico

ABSTRACT

Mindfulness has become an increasingly relevant construct in psychology in recent years, used as a therapeutic technique, a philosophical approach, and an educational tool. This study aims to assess the psychometric properties of the 12-item Spanish version of the Mindful Attention Awareness Scale (MAAS) in a sample of high school students in the State of Mexico. The design included a non-random sample of 309 participants aged 15 to 18. The results of the Exploratory and Confirmatory Factor Analysis indicate a single-factor structure with strong internal consistency (Cronbach's alpha = 0.87) and total variance of 41.751%. The model was evaluated using the fit indices GFI (.945), AGFI (.919), CFI (.950) y RMSEA (.059). The findings suggest that the MAAS is a reliable tool for assessing mindfulness in this population of young students.

Keywords: Mindfulness, scale, students

Artículo recibido 02 enero 2026

Aceptado para publicación: 20 febrero 2026



INTRODUCCIÓN

El Mindfulness o Atención Plena (AP), es un constructo que ha cobrado fuerza dentro de las investigaciones en psicología, ya sea como técnica de intervención que colabora en los procesos terapéuticos, como modelo filosófico o estilo de vida, e incluso como herramienta formativa en la educación o de estrategia de prevención en los programas de psicología de la salud, parece existir un consenso sobre la efectividad de su uso dentro de la psicología. Sin embargo, para estar claros sobre el impacto que la AP suele reportar en las investigaciones es fundamental enmarcar la definición desde la que se intenta comprender al fenómeno, y por supuesto, la estrategia para poder medirlo.

Hasta el momento las investigaciones se han enfrentado a la complejidad de la definición, al no existir una definición acogida en la generalidad y aceptando que cada autor tiende a realizar sus propias traducciones y definir sus componentes, es claro que el reto por afrontar radica en la reducción a los mínimos componentes que puedan explicar la medición de este, sin embargo, el crecimiento en el número de investigaciones que utilizan la palabra *mindfulness* tiene una tendencia al alza (Balderas et al., 2017), lo que indica que a pesar de lo complejo del constructo y aún discutir sobre su definición en lo teórico, los componentes que enmarcan la definición operacional parecen ser mucho más claros y sencillos por alcanzar.

La tradición budista en oriente fue quien se encargara de forjar el concepto original desde la lengua muerta del *Pali*, misma en donde las enseñanzas se compartían de generación en generación, limitando así la posibilidad de preservar intacto el conocimiento, no obstante, todas las investigaciones realizadas han hecho aportaciones que construyeron una de las definiciones más utilizadas en el argot científico, la capacidad para mantener la atención consciente en el momento presente sin juzgar la experiencia inmediata (Kabat-Zinn et al., 1985; Kabat-Zinn, 1994; León del Barco et al., 2008; Miró & Simón, 2012; Quintana, 2016). En las propuestas de definición es posible encontrar algunos elementos que parecen inherentes al concepto, y que, de ser así, podrían facilitar su medición, estos factores son: atención y reconocimiento. Empero, existen otras definiciones que incorporan componentes como la aceptación o la compasión (Grossman & Van Dam, 2011) que suelen complejizar la evaluación del constructo, pero al mismo tiempo podrían enriquecerlo.



A pesar de las complicaciones tanto en la definición como en la forma de evaluar el constructo, AP se ha estudiado en diversas poblaciones en lo individual y grupal, ya sea en el entorno educativo (López & Gené-Morales, 2021; Sheinman & Russo-Netzer, 2021; Skelly & Estrada-Chichon, 2021); relaciones interpersonales y emociones (Khoury et al., 2015; Lathren et al. 2021; Pratscher et al., 2018); depresión y ansiedad (Aranda et al., 2021; European Psychiatry, 2023; Maddock & Blair, 2021); dentro de los modelos de intervención terapéutica (Allen et al., 2021; British Medical Bulletin, 2021; Li, 2023); o la neuropsicología (Smart et al., 2021; Wheeler et al., 2017; Whitfield et al., 2021). Por eso que, utilizar instrumentos que permitan el contraste en las investigaciones es imperativo, dando mayores bases para usar AP como herramienta de prevención o intervención.

La diversidad de poblaciones en las que se ha probado la AP ha permitido a los investigadores hacer propuestas de evaluación que les permitan atender las necesidades de sus participantes y desarrollar diversas escalas para medir el constructo. Algunas de las escalas que se han propuesto son: Freiburg Mindfulness Inventory FMI (Walach et al., 2006) que cuenta con versiones de 30 reactivos en su versión original y 14 reactivos en una reducción que ha demostrado ser aplicable en entornos clínicos y de investigación, es una escala tipo Likert de cuatro puntos, una de sus principales ventajas es que tiene traducción a varios idiomas, incluido el español, su estructura factorial se integra de dos componentes: aceptación y presencia; Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised CAMS-R (Feldman et al., 2007) es una escala de 12 ítems de tipo Likert de cuatro puntos que se ha centrado en población clínica mediante su estructura de cuatro dimensiones: atención, conciencia, aceptación y desidentificación; Five Facet Mindfulness Questionnaire FFMQ (Baer et al., 2006) es la escala de autoinforme tipo Likert de cinco puntos y constituida por 39 reactivos, buscando ser una escala integradora al incorporar los elementos disponibles en otros instrumentos de su tipo, evalúa cinco dimensiones en aspectos tanto cognitivos como afectivos: observación, descripción, actuación con conciencia, no reactividad y actitud no juiciosa, una de sus principales ventajas es que se ha traducido a varios idiomas como francés, alemán y español; el Mindful Attention Awareness Scale MAAS (Brown & Ryan, 2003), es una herramienta de evaluación sencilla y de ágil aplicación, puntuando la capacidad de un individuo para estar atento y consciente en la experiencia inmediata y en el momento presente (Soler et al., 2012). En cuanto a las versiones disponibles de la escala hay versiones que cuentan con 15 reactivos estructurados como



unifactoriales (Inchausti et al., 2014; Soler et al., 2012), 15 o 12 reactivos y con indicios de dos factores los trabajos de Bruin et al. (2011) y Balderas et al. (2018) respectivamente. Según Reyes-Bossio et al. (2022) es una de las escalas de autorreporte más empleadas en la comunidad científica, entre otras cosas, esto es debido a sus peculiaridades en comparación con otras escalas, como poder aplicarse en población no clínica y clínica, que su aplicación no requiere de experiencia previa o entrenamientos en AP, además de que ha sido adaptada y traducida a diversos idiomas como el español, chino, portugués, italiano, por mencionar algunos.

Balderas et al. (2018) en su modelo propuesto que integra dos factores, con una varianza total de 50.47% con 12 reactivos y los siguientes índices de ajuste: $\chi^2=2.02$; *Comparative Fit Index* CFI .946; *Goodness of fit index* GFI .940; *Adjusted goodness of fit index* AGFI .911; *Standardized Root Mean Square Residual* RMR, .091; *Root Mean Square Error of Approximation* RMSEA .062 *Probability of Close Fit* PCLOSE .119.

Ferrando et al. (2021) refieren que cuando una prueba psicológica ya existe, se debe de adecuar al nuevo contexto, para verificar sus evidencias de validez y confiabilidad. Derivado del planteamiento anterior, el presente trabajo pretende la obtención de las propiedades psicométricas del MAAS en su versión bifactorial de 12 reactivos para su uso específico en población de nivel educativo medio superior, a fin de aportar a las investigaciones sobre AP en el uso de herramientas válidas en idioma español.

DESARROLLO

Se empleó un muestreo no probabilístico intencionado, en donde se consideraron como criterios de inclusión: a) Tener entre 15 y 18 años cumplidos y b) ser estudiante del nivel medio superior. Por lo que para la presente investigación se trabajó con los datos obtenidos de 309 jóvenes estudiantes del nivel medio superior en una escuela privada en Toluca, Estado de México. Se contó con la participación de 146 mujeres (47.2%) y 163 hombres (52.8%), con edades que van de entre 16 y 18 años, con una edad promedio en las mujeres de 16.08 años y en los hombres de 16.06 años. Los datos sociodemográficos de los participantes pueden consultarse en la Tabla 1 (p.25).

Para el desarrollo del presente estudio se empleó el *Mindful Attention and Awareness Scale* (MAAS), mismo que en su versión original elaborada por Brown y Ryan (2003), mide la AP mediante un factor denominado Atención-Reconocimiento, mientras que en la versión propuesta por Balderas et al. (2018)



se establece una división entre el factor Atención y el factor Reconocimiento, proponiendo un modelo bifactorial. El instrumento es una escala de tipo Likert que mide frecuencia y emplea seis opciones de respuesta: 1 casi siempre, 2 muy frecuente, 3 algo frecuente, 4 poco frecuente, 5 muy poco frecuente y 6 casi nunca. Una de las principales ventajas de este instrumento es que para su aplicación no se requiere que los participantes cuenten con algún entrenamiento o práctica en la técnica de atención plena. Para obtener el resultado final se debe obtener el promedio aritmético asignado a cada pregunta, lo que significa que puntajes altos indican un mayor estado de Atención Reconocimiento. En cuanto a los estudios de validez y confiabilidad, la MAAS ha demostrado alta consistencia interna, siguiendo con Balderas et al. (2018) reportaron alfa de Cronbach de .89, lo que sugiere que los elementos miden eficazmente el constructo, y validez convergente con otras medidas de bienestar y regulación emocional, además de un coeficiente omega de .91 lo que indica la confiabilidad en los ítems.

La población de jóvenes estudiantes del nivel medio superior que participó en el estudio forma parte de la matrícula de una escuela preparatoria privada en el Estado de México, el primer paso consistió en tener un acercamiento con las autoridades institucionales para presentar el proyecto y obtener su autorización. Posteriormente se programó una reunión con toda la comunidad escolar: personal administrativo, docentes, padres de familia y alumnado, en la que se informó mediante una plática orientativa el objetivo del estudio y los criterios de inclusión y exclusión requeridos para formar parte de la investigación. Los jóvenes estudiantes que decidieron participar voluntariamente y sabiendo que no existía algún tipo de gratificación en especie o incentivo económico, ni represalia por no participar, procedieron a la firma del asentimiento informado, mientras que sus padres y/o tutores firmaron el consentimiento informado y autorización para que sus hijos pudieran participar en el estudio. Se aplicó el cuestionario y la recolección de algunos datos sociodemográficos mediante el uso de un formulario electrónico. Los datos se procesaron a través del paquete estadístico SPSS para Windows, versión 23. Previo a la realización del análisis factorial los datos se sometieron a un análisis exploratorio de valores perdidos y casos atípicos para asegurar la integridad de los datos. Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con el método de extracción de componentes principales para identificar las estructuras subyacentes (Macia Sepúlveda, 2010), y se aplicó una rotación varimax debido a que la correlación entre reactivos era menor a .30 para la identificación de las cargas factoriales en cada



elemento (Ferrando et al., 2022). Se estimó la consistencia interna mediante el Alfa de Cronbach y la Omega de McDonald (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Obteniendo un modelo teórico propuesto que consistió en un factor con doce ítems en total. Posteriormente, se empleó el programa AMOS versión 21, para realizar el Análisis Factorial Confirmatorio para validar el modelo obtenido mediante componentes principales y rotación varimax. El ajuste del modelo se evaluó mediante los índices de ajuste GFI, AGFI, CFI y RMSEA (Escobedo Portillo et al., 2016).

Se obtuvo un índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que de acuerdo con Ferrando-Piera (2021) a mayor valor de índice, más comunalidad disponible en la matriz de correlación, y mejor la adecuación del muestreo, los datos obtenidos para en la presente investigación del MAAS fue de .914, y la prueba de esfericidad de Bartlett determinó $p < 0,001$., por lo que los valores son adecuados para explicar los datos de los participantes, indicando que hay relaciones significativas entre las variables. (Macia Sepúlveda, 2010).

El AFE con rotación varimax explican una varianza total del 41.751%, obteniendo por resultado un modelo mono factorial de la versión de la MAAS con doce reactivos (ver Tabla 2). La consistencia interna de la MAAS se evaluó con dos coeficientes de confiabilidad. Los resultados mostraron un Alfa de Cronbach y un Omega de McDonald de .87, lo cual indica una buena homogeneidad en los ítems y buena consistencia interna para la medición de atención plena en esta muestra (Bautista-Díaz et al., 2022; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

Los valores de porcentaje de varianza, Alfa de Cronbach y Omega de McDonald pueden consultarse en la Tabla 2 (p.27).

La Tabla 3 (p.28) muestra los resultados obtenidos del peso factorial de los 12 reactivos del MAAS, cuyos valores van de .467 a .799, y la comunalidad de .215 a .639

Se realizó el Análisis Factorial Confirmatorio a fin de explorar el ajuste de la estructura factorial, misma que se evaluó con diversos indicadores de bondad de ajuste que se muestran en la Tabla 4 (p.30), que de acuerdo con Byrne (2010) se requiere SRMR y RMSEA igual o menor que .05 y CFI, GFI y AGFI cercanos a 1.



El creciente interés por el uso de la AP tanto en poblaciones clínicas como poblaciones no clínicas motiva a los investigadores al desarrollo de instrumentos que permitan medir de manera confiable el constructo desde una perspectiva sociocultural.

El objetivo del presente estudio busca aportar a la comprensión de la MAAS y su desempeño en el contexto de la población de jóvenes estudiantes del nivel medio superior en México, mediante la obtención de las propiedades psicométricas en su versión en español (Balderas et al., 2018).

Como resultado del Análisis Factorial se arroja una solución monofactorial, similar a la obtenida por los autores Brown y Ryan (2003) en la propuesta original de la escala y otros autores que han hecho traducciones o adaptaciones con 5, 12, 14 y 15 reactivos en donde los ítems cargan significativamente en el factor latente (Caycho-Rodríguez et al., 2019; López-Maya et al., 2015; Smith et al., 2017; Soler et al., 2012; Vam Dam et al., 2010).

El instrumento explica una varianza del 41,75 % de la AP, según Macia Sepúlveda (2010) cada ítem que lo forma debe tener cargas factoriales mayor a .30 para ser significativas, en el caso del MAAS las cargas van de .467 a .799. El ítem 12 el que tiene la carga factorial más alta y el reactivo cuatro el de menor carga, estos resultados son similares a los encontrados en otros estudios que han trabajado con versiones de la MAAS (Baer et al., 2016; Soler et al., 2012)

La confiabilidad se obtuvo mediante el cálculo de los coeficientes de Alfa de Cronbach y Omega de McDonald, ambos con un puntaje de .87 indican una alta consistencia interna de la MAAS, lo que sugiere que los reactivos son coherentes y miden con fiabilidad el constructo de AP. Un valor de los coeficientes Alfa y Omega superior al .70 se considera aceptable en estudios psicométricos (Valdrich et al., 2017), mientras que valores superiores a .80, como los obtenidos en este estudio, indican una excelente fiabilidad (Bautista-Díaz et al., 2022; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Los valores encontrados son comparables a los reportados en estudios previos con la MAAS. Por ejemplo, en la versión original Brown y Ryan (2003) reportaron un alfa de .82 en una muestra de adultos, en tanto que otros estudios han encontrado coeficientes de Alfa, que rondan entre .80 - .89 en diversas poblaciones (MacKillop & Anderson, 2007), incluso en otros países de .87-.89 (Reyes-Bossio, 2022; Soler et al., 2012) y el instrumento de Balderas et al. (2018) empleado en el presente estudio reportó $\alpha = .86$. La



consistencia en los coeficientes Alfa y Omega en estudios independientes y diversos contextos, respalda la estabilidad y robustez de la escala para medir la AP.

La inclusión del coeficiente Omega de McDonald obtenida (.87) fortalece la fiabilidad de los resultados, debido a que Omega es un estimador que tiende a mayor precisión cuando los ítems presentan cargas factoriales (Padilla & Divers, 2016). Así que la alta consistencia de ambos coeficientes en este estudio respaldar la fiabilidad de la escala aseguran la medición confiable del constructo, incluso ante posibles variaciones en la estructura factorial de la escala.

Si bien los valores obtenidos sugieren una elevada consistencia interna, es importante considerar las limitaciones propias del estudio, la primera de ellas radica en la comprensión misma del constructo que mide, ya que la complejidad de este y sus diversas acepciones dificulta su medición, es por lo anterior, que se recomienda considerar la validez de convergencia con los instrumentos disponibles en idioma español. Otra limitación es a la que se someten métodos como el autoinforme en el que es posible tener sesgos en la información reportada por la discapacidad social.

Con respecto al AFC, la estructura monofactorial de 12 ítems que dio por resultado índices de ajuste incremental (GFI, AGFI, CFI), y medida de bondad de ajuste (RMSEA) considerados satisfactorios. Cabe señalar que el índice de bondad de ajuste (GFI) y el índice ajustado de bondad de ajuste (AGFI) son indicadores de lo bien que se puede ajustar un modelo propuesto a los datos observados. En ambos modelos se presenta el puntaje de .945 en el índice GFI y para el caso del AGFI los valores tienen una ligera diferencia, teniendo .921 para el modelo de un factor y .919 para el modelo bifactorial, indicando que no hay diferencia significativa en términos de bondad de ajuste (Hu & Bentler, 1999). Estos indicadores deben estar cercanos o superiores a .90 para considerarse aceptables, lo que sugiere que en estos índices ambos modelos se ajustan adecuadamente a los datos (Schumacker & Lomax, 2016). CFI es el índice de ajuste comparativo, éste es un indicador que compara el modelo con un modelo nulo en el que no existen relaciones entre las variables. En el caso del modelo de un factor el puntaje obtenido fue de .951 y para el modelo bifactorial se calculó un índice de .950. Ambos valores se encuentran por encima del umbral de .90, lo que se considera un indicador de buen ajuste (Bentler, 1990). En estos puntajes los modelos muestran una diferencia que no favorece a ninguno en particular. El RMSEA es un indicador que calcula la discrepancia por grado de libertad en el modelo, de acuerdo con Browne &



Cudeck (1993) un valor obtenido por debajo de .06 se considera como de buen ajuste. Para este caso el modelo de un factor obtuvo .058, mientras que el modelo de dos factores puntuó en .059, ambos indicadores se encuentran dentro del rango aceptable, pero ciertamente el modelo unifactorial tiene un RMSEA ligeramente por debajo de la propuesta bifactorial y aunque la diferencia es pequeña, es viable inclinarse por el modelo de un factor debido a que su ajuste es marginalmente superior (MacCallum et al., 1996). Schumacker y Lomax (2016) presentan el principio de parsimonia, considerado como esencial en la elección de modelos cuando estos presentan ajustes estadísticamente similares, concluyendo que se debe optar por el modelo más simple. El presente estudio obtuvo en el modelo de un factor un grado de libertad mayor que el modelo de dos factores y es más parsimonioso al requerir menos parámetros para describir la estructura de la variable latente. A pesar de que ambos son modelos que se ajustan bien, se puede optar por el modelo de un factor, ya que este es más simple y menos complejo (Bentler & Bonett, 1980). Un aspecto relevante en la selección del modelo debe ser que teóricamente las variables observadas tienden a agruparse en una estructura unidimensional decantando en un solo constructo latente, lo que concuerda tanto con la propuesta original, como con diversas investigaciones que han empleado la MAAS.

Tabla 1. Características sociodemográficas de los estudiantes del nivel medio superior

		Mujeres	Hombres	Total
Edad	15	29	46	75
	16	73	73	146
	17	35	32	67
	18	9	12	21
Orientación sexual	Heterosexual	117	149	266
	Bisexual	14	6	20
	Prefiero no especificarlo	10	7	17
	Pansexual	1	0	1
	No contestó	0	1	1
Identidad de género	Transgénero	0	1	1



	Cisgénero	115	122	237
	Queer	1	0	1
	Otra	23	27	50
	No contestó	7	13	20
Afiliación religiosa	Cristiana	11	15	26
	Católica	85	97	182
	Ninguna	41	48	89
	Otra	9	3	12
Práctica de deporte	Colectivo	27	81	108
	Individual	88	71	159
	No práctico	31	11	42
Práctica artística	Práctica	105	74	179
	No práctica	41	89	130
Constitución familiar	Nuclear	95	116	211
	Monoparental	51	47	98
Total		146	163	309

Tabla 2. Porcentaje de varianza, Alfa de Cronbach y Omega de McDonald del MAAS en estudiantes del nivel medio superior

	Valor	% de		Alfa de	Omega de McDonald
	Propio	varianza	% acumulado	Cronbach	
1	5.01	41.75	41.75	.87	.87

Tabla 3. Cargas factoriales de los componentes rotados para doce reactivos y comunalidades del MAAS en estudiantes del nivel medio superior

Reactivos MAAS	Factor 1	Comunalidad
12. Noto que hago cosas sin prestar atención	.799	.639
5. Parece como si funcionara en “automático”, sin darme cuenta de lo que estoy haciendo	.736	.542



6. Realizo mis actividades rápidamente sin prestarles realmente atención	.727	.529
9. Me descubro a mí mismo escuchando a alguien sin prestar atención y al mismo tiempo haciendo otra cosa	.701	.491
10. Me dirijo a lugares en “piloto automático” y luego me pregunto por qué fui ahí	.688	.473
2. Se me dificulta mantenerme enfocado en lo que ocurre en el presente	.661	.437
1. Rompo o derramo cosas por descuido, por no poner atención o por estar pensando en otra cosa	.620	.384
8. Hago trabajos o tareas automáticamente, sin darme cuenta de lo que estoy haciendo	.610	.372
11. Me descubro pensando demasiado en el futuro o en el pasado	.596	.356
7. Me concentro tanto en el objetivo que deseo alcanzar, que pierdo contacto con lo que estoy haciendo en el presente	.539	.291
3. Suelo caminar rápidamente para llegar a donde voy, sin prestar atención a lo que me pasa en el camino	.530	.281
4. Tiendo a no darme cuenta de alguna incomodidad o tensión física, hasta que realmente llaman mi atención	.464	.215

Tabla 4. Índices de ajuste de bondad de ajuste de los modelos de 2 factores propuesto por Balderas et al. (2018) y el modelo unifactorial de la MAAS en estudiantes del nivel medio superior obtenido en el presente trabajo

Modelo	CMIN	DF	p	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
1 Factor	110.133	54	.001	.945	.921	.951	.058
2 Factores	109.839	53	.001	.945	.919	.950	.059

CONCLUSIONES



Finalmente, la AP es una herramienta de relevancia significativa en la psicología, ya que su aplicabilidad permite sustentar los beneficios a los que puede acceder una persona en diversos contextos, lo que realza más la necesidad de contar con herramientas que logren identificar las variaciones en la adquisición o desarrollo de esta habilidad denominada AP, y es ahí donde la MAAS requiere énfasis, al ser una herramienta que se puede administrar de manera ágil, que tiene una corrección simple y que para aplicarla no se requiere experiencia previa o conocimiento de la aplicación.

Los resultados obtenidos sobre la MAAS en población de estudiantes de nivel medio superior en el Estado de México indican que sus propiedades psicométricas de evidencias de validez de constructo y confiabilidad, a través de la consistencia interna son satisfactorias para esta población. Estos hallazgos son prometedores, ya que sugieren que la MAAS puede ser una herramienta útil para la evaluación de la AP en jóvenes de este grupo demográfico. Sin embargo, se sugiere seguir realizando investigaciones con población similar, para poder generalizar los resultados de la prueba a un espectro de estudiantes más amplio en diferentes regiones y contextos. Aunado a ello, resulta fundamental considerar variables adicionales que podrían influir en los resultados. Un ejemplo de esto es el caso del sexo, que pueden ser un aspecto que permee en los resultados, y comprender cómo es que se asimila el constructo entre hombres y mujeres. Así mismo, sería pertinente investigar otros factores como el contexto socioeconómico, el entorno educativo y las experiencias personales previas, ya que estos aspectos pueden tener un impacto significativo en los niveles de Atención Plena.

En resumen, mientras que los resultados iniciales son alentadores, resulta esencial continuar con estudios exhaustivos y diversificados para mejorar la eficacia y alcanzar la generalización de la MAAS en diversas subpoblaciones de estudiantes de nivel medio superior, lo que facilitaría la comprensión sobre la función de la Atención Plena en este grupo etario.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Allen, J. G., Romate, J., & Rajkumar, E. (2021). Mindfulness-based positive psychology interventions: a systematic review. *BMC Psychology*, 9, Article number: 116. <https://doi.org/10.1186/s40359-021-00618-2>



- Baer, RA, Smith, GT, Hopkins, J., Krietemeyer, J., y Toney, L. (2006). Uso de métodos de autoevaluación para explorar las facetas de la atención plena. *Assessment*, 13(1), 27-45. <https://doi.org/10.1177/1073191105283504>
- Balderas, F., Riveros, A., & Moreno, A. (2018). Estructura factorial del Mindful Attention and Awareness Scale para estudiantes mexicanos de nivel medio superior. *Psicología y Salud*, 28(2), 239-250. <https://doi.org/10.25009/pys.v28i2.2560>
- Bautista-Díaz, M. L., Franco-Paredes, K., & Hickman-Rodríguez, H. (2022). Objetividad, validez y confiabilidad: atributos científicos de los instrumentos de medición. *Educación Y Salud Boletín Científico Instituto De Ciencias De La Salud Universidad Autónoma Del Estado De Hidalgo*, 11(21), 66-71. <https://doi.org/10.29057/icsa.v11i21.10048>
- Bentler, PM (1990). Índices de ajuste comparativo en modelos estructurales. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238–246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, PM, & Bonett, DG (1980). Pruebas de significancia y bondad de ajuste en el análisis de estructuras de covarianza. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- British Medical Bulletin. (2021). Mindfulness-based interventions: an overall review. *British Medical Bulletin*, 138(1), 41-57. <https://doi.org/10.1093/bmb/ldab005>
- Brown, KW & Ryan, RM (2003). Los beneficios de estar presente: la atención plena y su papel en el bienestar psicológico. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(4), 822-848. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.822>
- Browne, MW & Cudeck, R. (1993). Formas alternativas de evaluar el ajuste del modelo. *Sociological Methods & Research*, 21 (2), 230–258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge, Taylor & Francis Group.
- Bruin, E, Zijlstra, B, Weijer-Bergsma, E. (2011) Escala de atención consciente para adolescentes (MAAS-A): propiedades psicométricas en una muestra holandesa. *Mindfulness* 2, 201–211 (2011). <https://doi.org/10.1007/s12671-011-0061-6>



- Caycho-Rodríguez, T., García Cadena, C. H., Reyes-Bossio, M., Cabrera-Orosco, I., Oblitas Guadalupe, L. A., & Arias Gallego, W. L. (2019). Evidencias psicométricas de una versión breve de la mindful awareness attention scale en estudiantes universitarios. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 11(3), 19-32. <https://www.scielo.org.ar/pdf/radcc/v11n3/1852-4206-radcc-11-03-00032.pdf>
- Escobedo Porillo, M. T., Hernández Gómez, J. A., Estebané Ortega, V., & Martínez Moreno, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia y trabajo*, 18(55), 16-22. https://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0718-24492016000100004
- Feldman, G., Hayes, A., Kumar, S., Greeson, J., & Laurenceau, J. P. (2007). Mindfulness and emotion regulation: The development and initial validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised (CAMS-R). *Journal of psychopathology and Behavioral Assessment*, 29, 177-190. <https://doi.org/10.1007/s10862-006-9035-8>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A. & Muñiz, J. (2022). Decalogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Phicotema*. 24(1). 7-17. <https://www.psicothema.com/pdf/4715.pdf>
- Grossman, P., & Van Dam, N. T. (2011). Mindfulness, by any other name...: Trials and tribulations of sati in western psychology and science. *Contemporary Buddhism*, 12(1), 219-239. <https://philpapers.org/rec/GROMBA>
- Hu, L., y Bentler, PM (1999). Criterios de corte para índices de ajuste en análisis de estructura de covarianza: criterios convencionales versus nuevas alternativas. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1–55. <https://doi.org/10.1080//10.1080/10705519909540118>
- Inchausti, F., Prieto, G., Delgado, R. (2014). Análisis Rasch de la versión española de la escala Mindful Attention Awareness Scale en una muestra clínica. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 7(1), 32-41. <https://doi.org/10.1016/j.rpsm.2013.07.003>
- Kabat-Zinn, J. (1994). Wherever you go, there you are. Hyperion.



- Khoury, B., Sharma, M., Rush, S. E., & Fournier, C. (2015). Mindfulness-based stress reduction for healthy individuals: A meta-analysis. *Journal of Psychosomatic Research*, 78(6), 519-528. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2015.03.001>
- Lathren, C. R., Rao, S. S., Park, J., & Bluth, K. (2021). Self-compassion and current close interpersonal relationships: A scoping literature review. *Mindfulness*, 12, 1078-1093. <https://doi.org/10.1007/s12671-020-01566-5>
- Li, T. (2023). Cultivating Mindfulness in the Therapeutic Space. *Journal of Health Service Psychology*, 49, 53-61. <https://doi.org/10.1007/s42843-023-00082-z>
- López, I., & Gené-Morales, J. (2021). Revisión sistemática de la investigación sobre el uso del mindfulness en la educación física. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 21(3), 123-135. <https://doi.org/10.1234/cpd.2021.21.3.123>
- Macia Sepúlveda, F. (2010). Validez de los tests y el análisis factorial: nociones generales. *Ciencia y trabajo*, 12 (35). 276-280. <https://pesquisa.bvsalud.org/portal/resource/pt/lil-559607>
- MacCallum, RC, Browne, MW y Sugawara, HM (1996). Análisis de potencia y determinación del tamaño de la muestra para el modelado de la estructura de covarianza. *Psychological Methods*, 1 (2), 130–149. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Miró, M. y Simón, V. (2012). *Mindfulness en la práctica clínica*. Desclée de Brouwer.
- Padilla, M. A., & Divers, J. (2016). A comparison of composite reliability estimators: Coefficient Omega confidence intervals in the current literature. *Educational and Psychological Measurement*, 76(3), 436-453. <https://doi.org/10.1177/0013164415593776>
- Pratscher, S. D., Rose, A. J., Markovitz, L., & Bettencourt, A. (2018). Interpersonal mindfulness: Investigating mindfulness in interpersonal interactions, co-rumination, and friendship quality. *Mindfulness*, 9, 1206-1215. <https://doi.org/10.1007/s12671-017-0859-y>
- Quintana S. B. (2016). *Evaluación del Mindfulness: aplicación del cuestionario Mindfulness de cinco facetas (FFMQ) en población española*. [Tesis de Doctorado, Universidad Complutense de Madrid]. <https://docta.ucm.es/rest/api/core/bitstreams/82a1f20f-cb64-4785-9df0-7fcfa6ae7b00/content>



- Reyes-Bossio, M., Zapparigli, E. L., Caycho-Rodríguez, T., Carbajal-León, C., Castaman, L. A. O., Pino, G. L. H., Sanchez, R. C., & Barbosa-Granados, S. (2022). Cross-cultural validity of the five items Mindful Attention Awareness Scale (MAAS-5) in Peru and Mexico during the COVID-19 pandemic. *Psicologia: Reflexão E Crítica*, 35, 12. <https://doi.org/10.1186/s41155-022-00218-y>
- Schumacker, RE y Lomax, RG (2016). *Guía para principiantes sobre modelado de ecuaciones estructurales* (4.ªed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315749105>
- Soler J, Tejedor R, Feliu-Sol A, Pascual JC, Cebolla A, Soriano J, et al. Propiedades psicométricas de la versión española de la escala Mindful Attention Awareness Scale (MAAS). (Spanish). *Psychom Propr Spanish version Mindful Atten Aware Scale (MAAS)*. 2012;40(1):19–26. <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=aph&AN=73981849&lang=es&site=e=ehost-live&scope=site>
- Soler, J., Tejedor, R., Feliu-Soler, A., Pascual, J.C., Cebolla, A., Soriano, J., Álvarez, E., Pérez, V. (2012). Propiedades psicométricas de la versión española de la Mindful Attention Awareness Scale (MAAS). *Acta Española de Psiquiatría*, 40(1), 19-26. <https://psicologiaysalud.uv.mx/index.php/psicysalud/article/view/2560/4454>
- Smart, C. M., Ali, J. I., Viczko, J., & Silveira, K. (2021). Systematic review of the efficacy of mindfulness-based interventions as a form of neuropsychological rehabilitation. *Mindfulness*, 13, 301-317. <https://doi.org/10.1007/s12671-021-01779-2>
- Smith ORF, Melkevik O, Samdal O, Larsen TM, Haug E. Propiedades psicométricas de la versión de cinco ítems de la Escala de Atención y Conciencia Plena (MAAS) en adolescentes noruegos. *Scandinavian Journal of Public Health*. 2017;45(4):373-380. <https://doi.org/10.1177/1403494817699321>
- Sheinman, N., & Russo-Netzer, P. (2021). Mindfulness in Education: Insights Towards an Integrative Paradigm. En M. L. Kern & M. L. Wehmeyer (Eds.), *The Palgrave Handbook of Positive Education* (pp. 609-642). https://doi.org/10.1007/978-3-030-64537-3_24



- Skelly, K. J., & Estrada-Chichon, J. L. (2021). Mindfulness as a Coping Strategy for EFL Learning in Education. *International Journal of Instruction*, 14(4), 965-980. <https://eric.ed.gov/?id=EJ1304387>
- López-Maya, E., Hernández-Pozo, M., Méndez-Segundo, L., Gutiérrez-García, J., Araujo-Díaz, D., NuñezGazcón, A., Hölzel, B. (2015). Psychometric properties of the Mexican version of the mindful attention awareness scale (MAAS). *Psychologia: avances de la disciplina*, 9(1), 13-27. <https://www.proquest.com/docview/1793555250?pq-origsite=gscholar&fromopenview=true&sourcetype=Scholarly%20Journals>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de psicología*, 33(3), 755-782. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Van Dam, N. 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. <http://doi.org/10.1016/j.paid.2010.07.020>.
- Ventura-León, J., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. <https://www.redalyc.org/journal/773/77349627039/html/>
- Walach, H., Buchheld, N., Buttenmüller, V., Kleinknecht, N., & Schmidt. S. (2006). Measuring mindfulness—the Freiburg Mindfulness Inventory (FMI). *Personality and Individual Differences*, 40(8), 1543-1555. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.11.025>
- Wheeler, M. S., Arnkoff, D. B., & Glass, C. R. (2017). The neuroscience of mindfulness: How mindfulness alters the brain and facilitates emotion regulation. *Mindfulness*, 8, 1471-1487. <https://doi.org/10.1007/s12671-017-0742-x>
- Whitfield, T., Barnhofer, T., Acabchuk, R., Cohen, A., Schlosser, M., Arenaza-Urquijo, E. M., Böttcher, A., Britton, W., Collette, M., Chételat, G., Dautricourt, S., Demnitz-King, H., Dumais, T., Klimecki, O., Meiberth, D., Moulinet, I., Parsons, E., Sager, L., Sannemann, L., Scharf, A.-K., Touron, E., Wirth, M., & Walker, Z. (2021). The effect of mindfulness-based programs on



cognitive function in adults: A systematic review and meta-analysis. *Neuropsychology Review*,
32(6), 677-702. <https://doi.org/10.1007/s11065-021-09519-y>

