





Propiedades psicométricas del Freiburg Mindfulness Inventory en adolescentes

Psychometric properties of the Freiburg Mindfulness Inventory in adolescents

Francisco Augusto Vicente Laca-Arocena¹  ORCID; Alejandro César Antonio Luna-Bernal²  ORCID; Germán Pérez-Verduzco³  ORCID; Eduardo Carrillo-Ramírez⁴  ORCID

¹ Doctor en Psicología. Profesor Facultad de Psicología, Universidad de Colima (México) y miembro del Sistema Nacional de Investigadores, México.

² Doctor en Psicología. Profesor Departamento de Filosofía, Universidad de Guadalajara (México) y miembro del Sistema Nacional de Investigadores, México.

³ Estudiante del Doctorado en Ciencias Sociales. Profesor Facultad de Ciencias Políticas Sociales, Universidad de Colima (México). Director de Investigación en Iniciativa Juvenil Colimense, AC, México.

⁴ Licenciado en Psicología. Asistente de investigación en el Departamento de investigación en Iniciativa Juvenil Colimense A.C., México.

Fecha correspondencia:

Recibido: diciembre 16 de 2019

Aceptado: marzo 15 de 2021

Forma de citar:

Laca-Arocena, F.A., Luna-Bernal, A.C., Pérez-Verduzco, G., & Carrillo-Ramírez, E. (2021).

Propiedades psicométricas del Freiburg Mindfulness Inventory en adolescentes. *Rev. CES Psico*, 14(2), 118-139. 10.21615/cesp.5381

Open access

© Derecho de autor

Licencia creative commons

Ética de publicaciones

Revisión por pares

Gestión por Open Journal System

DOI: <http://dx.doi.org/10.21615/cesp.5381>

[cesp.5381](http://dx.doi.org/10.21615/cesp.5381)

ISSNe 2011-3080

Publica con nosotros

Resumen

El presente estudio se planteó como objetivo analizar las propiedades psicométricas del Inventario de Freiburg sobre Atención Plena (Freiburg Mindfulness Inventory, FMI-14) en una muestra de adolescentes mexicanos. Participaron 655 alumnos de bachillerato de dos planteles educativos del occidente de México con un rango de edad de 15 a 19 años. Para analizar los datos se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio y uno confirmatorio, hallándose un ajuste satisfactorio tanto para un modelo bifactorial como para uno unifactorial, con adecuadas propiedades de validez y confiabilidad. Los resultados muestran que el instrumento posee características adecuadas de validez y confiabilidad para ambos modelos (unifactorial y bifactorial), aunque se sugiere mejorar la confiabilidad de la escala de Presencia para futuros estudios.

Palabras clave: atención plena, mindfulness, adolescentes, psicología positiva, Inventario de Freiburg sobre Atención Plena.

Abstract

This study aimed to analyze the psychometric properties of the Freiburg Mindfulness Inventory, FMI-14 in a sample of 655 high school students from two educational establishments in western Mexico with an age range from 15 to 19 years. To analyze the data, an exploratory and confirmatory factor analysis was carried out, finding a satisfactory fit for both a two-factor and one-factor model, with adequate validity and reliability properties. These and other results are discussed in the context of contemporary literature on teenage Mindfulness.

Keywords: mindfulness, mindful attention, adolescents, teenagers, positive psychology, Freiburg Mindfulness Inventory.

Introducción

En la actualidad se ha incrementado considerablemente la investigación sobre la atención plena, concebida como una práctica voluntaria de meditación procedente de la tradición budista, y que desprovista de contextos religiosos se ha popularizado en Occidente con el término mindfulness (Brown, Ryan, & Creswell, 2007; Jiménez, Niles, & Park, 2010; Kabat-Zinn, 2013); vocablo ampliamente aceptado y divulgado en el idioma español tanto en la literatura popular como en la académica (Simon, 2013). Como práctica voluntaria persigue un estado mental caracterizado por una concentración en el momento presente, al tiempo que se aceptan los propios sentimientos, pensamientos y sensaciones corporales; utilizado todo ello como técnica terapéutica (Bruggeman-Everts, Van der Lee, Van't Hooft, & Nyklíček, 2017). La atención plena o mindfulness ha sido descrita también como una disposición natural existente en diverso grado en algunas personas a estar más atentas al momento presente, siendo conscientes de su entorno y de sus estados internos sin esforzarse deliberadamente a ello (Brown & Ryan, 2003; Jiménez et al. 2010; Ma & Siu, 2020; Sherwood, Carydias, Whelan, & Emerson, 2020).

Este constructo viene tomando importancia en el ámbito de las ciencias de la salud, tanto en la medicina como en la psicología (Kabat-Zinn, 2013; Kohls, Sauer, & Walach, 2009). Respecto a los efectos de la práctica del mindfulness para aliviar sufrimientos físicos en pacientes de diversas enfermedades, fue pionero el programa del Centro Médico de la Universidad de Massachusetts iniciado hace años por Kabat-Zinn, (2013). A través de un metaanálisis se evaluó la efectividad clínica de esta práctica y se encontraron efectos significativos tanto en la reducción del sufrimiento físico como del estrés (Grossman, Niemann, Schmidt, & Walach, 2004; Zhou, Guo, Lu, Liu, & Zang, 2020). Investigaciones en el ámbito médico han indagado sobre los beneficios del mindfulness en pacientes con dolencias como cardiopatías crónicas y

cáncer (Brenner, LeBlang, Lizote, Newberg, & Hennekens, 2020; Bruggeman-Everts et al., 2017; Rechenberg, Cousin, & Redwine, 2020; Zhong, Goh, Li, Bao, & Xu, 2020); y en otras enfermedades (Baer, 2003).

La psicología por su parte se interesó en el mindfulness principalmente por su efecto regulador de las emociones y como moderador eficaz de las respuestas exageradas a los estímulos del entorno, producto del estrés y la ansiedad (Astin, 1997; Jankowski & Holas, 2020; Jiménez et al., 2010). Existe evidencia creciente en el ámbito clínico de que la atención plena al momento presente brinda flexibilidad en las respuestas conductuales, incrementando la capacidad del individuo para responder de acuerdo con sus objetivos, en lugar de hacerlo de forma automática impulsado por sus emociones (Brown et al. 2007); contribuye a disminuir la rumiación y el pensamiento obsesivo en los cuadros de depresión y ansiedad (Mahmoud, El-said, & Abd El-Hay, 2020), y puede ayudar a los individuos a desengancharse de sus pensamientos y comportamientos automáticos, precisamente por cuanto mantenerse atentos al presente resulta incompatible con los automatismos (Brown & Ryan, 2003). Y se han observado efectos beneficiosos sobre la rumiación asociada a los trastornos alimenticios en mujeres jóvenes (Hernando et al., 2019). Entre las diversas corrientes de la psicoterapia, el mindfulness se asocia más frecuentemente con las terapias de orientación cognitiva (André, 2010; Coelho, Canter, & Ernst, 2007; Segal, Williams, & Teasdale, 2012; Xuan, Li, Quiao, Wang, & Zhang, 2020).

Al interés de las ciencias de la salud como la medicina y la psicología en los posibles efectos del mindfulness o atención plena, siguió el interés en el ámbito educativo (López & Pastor, 2019), focalizado en la población infantil y adolescente (López-González, Amutio, Herrero-Fernández, & Biskerra, 2016; Mercader, 2020; Pacheco-Sanz et al., 2018; Palomero & Valero, 2016), y en los docentes, considerada una de las profesiones más estresantes y por ello susceptible de beneficiarse de los efectos del mindfulness (Brito & Corthorn, 2018; Mañas, Franco, & Justo, 2011).

Los adolescentes afrontan múltiples demandas de adaptación, tanto a sus propios cambios fisiológicos, psicológicos y sociales como a sus entornos familiar, educativo y social (Begent, Simpson, & Gamper, 2019), por lo cual, se evidencia una fuerte asociación entre el estrés, producto de la magnitud y rapidez de los cambios citados, con alteraciones emocionales tales como ansiedad, depresión y problemas de autoestima (Langer, Schmidt, Aguilar-Parra, Cid, &

Magni, 2017); lo que propicia el surgimiento de conductas de riesgo como las adicciones (Cornellà-Font, Viñas-Poch, Juárez, & Malo-Cerrato, 2020) y de comportamientos antisociales como el bullying y el cyberbullying (Garaigordobil, Mollo-Torrice, & Larrain, 2019).

Actualmente existen perspectivas como la del desarrollo positivo (Betancourt et al., 2018), o la salud mental positiva (Toribio, González-Arraita, López-Fuentes, Oudhof, & Gil, 2018), entre otras, que han enfatizado la importancia que tienen en el desarrollo adolescente, aspectos favorables como sus fortalezas, capacidades y su bienestar psicológico y social. En estos enfoques se considera al adolescente como un sujeto activo con capacidad de elegir maneras de posicionarse frente al mundo y de comprometerse (Muñoz, 2020). En ese contexto, el estudio de la atención plena o mindfulness ha despertado gran interés, como posible factor de protección ante riesgos psicosociales y elemento potenciador de las capacidades de los adolescentes (Roeser & Pinela, 2014).

Ahora bien, el surgimiento y práctica reciente del mindfulness, conlleva la necesidad de identificar sus dimensiones y crear instrumentos psicométricamente válidos para su medición. Brown y Ryan (2003) autores de una de las primeras escalas de mindfulness (Mindfulness Attention Awareness Scale, MAAS), identificaron una sola dimensión a la que llamaron atención al presente. Otro instrumento orientado a evaluar mindfulness en niños y adolescente, el Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM; Greco, Baer, & Smith, 2011), también lo explica como un constructo unidimensional. Otros instrumentos evalúan una dimensión atencional al presente y otra actitudinal de aceptación de cuanto se perciba en ese presente. En este enfoque bidimensional se encuentran la Toronto Mindfulness Scale (TMS; Lau et al., 2006) y la Philadelphia Mindfulness Scale (PMS; Cardaciotto, Herbert, Forman, Moitra, & Farrow, 2008). Otros comprenden cuatro dimensiones como la Cognitive and Affective Mindfulness Scale (CAMS; Feldman, Hayes, Kumar, Greeson, & Laurenceau, 2007) y cinco como el cuestionario Five Facets of Mindfulness Questionnaire (FFMQ; Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer, & Toney, 2006).

El Inventario de Friburgo sobre Atención Plena (Freiburg Mindfulness Inventory, FMI) de Walach, Buchheld, Buttenmüller, Kleinknecht y Schmidt (2006), aunque otorga interés a diversos aspectos como el estado de alerta o la aceptación, no asume la multidimensionalidad del constructo. Su versión completa se compone de 30 ítems y está orientada a practicantes habituales de la meditación (Trousard et al. 2010), y existe una versión reducida a 14 ítems (FMI-14) aplicable a la población no practicante del mindfulness como disciplina regular. Todas las personas tienen en alguna medida la capacidad de atender al momento presente, ser

conscientes de él y aceptar las percepciones que eso conlleve; esos estados espontáneos, no buscados mediante prácticas de meditación, han sido descritos como disposición al mindfulness (Jiménez et al., 2010; Parkinson et al., 2019). El instrumento originalmente creado en lengua alemana ha sido traducido y validado en inglés (Leigh, Bowen, & Marlatt, 2005), francés (Trousselard et al. 2010) y español (Pérez-Verduzco & Laca-Arocena, 2017). Este instrumento concibe el mindfulness desde un punto de vista holístico, identifica un componente cognitivo y otro de procesos emocionales, tales como la aceptación de la experiencia y una postura sin prejuicios (Walach et al. 2006). Dado que el instrumento original y sus respectivas validaciones se realizaron en adultos, es conveniente llevar a cabo nuevos análisis factoriales para confirmar la estructura psicométrica del instrumento en poblaciones de otras franjas etarias como, por ejemplo, la adolescente.

En México, los estudios empíricos sobre mindfulness son escasos, y aún más en población adolescente. Se han adelantado estudios de intervenciones mindfulness en personal de salud (García & García, 2019), en mujeres con enfermedades crónicas (Bernal, Berenson, & Tiburcio, 2018), en pacientes candidatos a cirugía bariátrica (Santiago, Reséndiz, Sánchez, & Moreno, 2017), en pacientes con artritis reumatoide (Patoni, 2017), en pacientes con asma (Sánchez & Moreno, 2017), en personal académico de nivel medio superior (Guadarrama, 2019), en estudiantes de la carrera de música (Ayala, 2017), y en estudiantes universitarios en relación al consumo de alcohol (Fuentes et al., 2019), entre otros. Veytia-López, Guadarrama, Márquez-Mendoza y Fajardo (2016) realizaron un estudio con 930 adolescentes estudiantes de bachillerato adscritos a dos preparatorias públicas de la ciudad de Toluca, México, con edades de 14 a 19 años, con el fin de analizar la relación entre mindfulness (evaluada con el MAAS) y síntomas de depresión. Encontraron una correlación negativa moderada y estadísticamente significativa entre estas dos variables, lo cual indica que el mantenimiento de los procesos involucrados en el estado mental del mindfulness aumenta las posibilidades de reducir “el malestar psicológico a través de una auto-regulación emocional donde se establezcan las causas y se inicien estrategias de afrontamiento para prevenir consecuencias negativas” (pp. 44-45).

Así mismo, Meda, Herrero, Blanco-Donoso, Moreno-Jiménez y Palomera (2015) analizaron las propiedades psicométricas del cuestionario FFMQ en una muestra de 1210 estudiantes de la Universidad de Guadalajara (estudiantes de primer ingreso del área de ciencias de la salud) con edad media de 20.12 años (DE = 5.15). Los resultados mostraron una estructura de cuatro factores (Descripción, Actuación consciente, No juicio y No reacción) eliminando la dimensión de Observación del instrumento original. Cabe mencionar además que el factor de No reacción se relacionó negativamente con No juicio, todo lo cual condujo a los autores a plantear la

posibilidad de que las dimensiones de Observación y Ausencia de reacción no reflejan la actitud de aceptación y No juicio, característica de la conciencia plena. Por su parte, López-Maya et al. (2015) estudiaron las propiedades de la escala MAAS en una muestra de 622 participantes de la Ciudad de México con edad promedio de 34.14 años ($DE = 12.21$). Entre los resultados, se halló una estructura unifactorial del instrumento y no se encontraron diferencias de género. Santisteban (2017) desarrolló, con una muestra de 300 participantes de 18 a 35 de la ciudad de México, un instrumento culturalmente sensible a la población mexicana compuesto por dos factores: a) atención al presente; y, b) aceptación de la experiencia. Pérez-Verduzco y Laca-Arocena (2017) realizaron la traducción y validación del cuestionario FMI-14, para lo cual contaron con una muestra compuesta de 100 estudiantes universitarios y 100 personas no universitarias de la ciudad de Colima, México, con un rango de edad entre 17 a 35 años (Media: 22.16 $DE = 3.21$). Los resultados mostraron una solución adecuada de cuatro factores relacionados (Atención, Autocontrol, Aceptación y Autopercepción), aunque el modelo unifactorial también resultó estadísticamente válido. Por último, cabe mencionar el estudio de Balderas, Riveros y Moreno (2018), quienes analizaron la estructura factorial de la escala MAAS en una muestra de 267 adolescentes estudiantes de nivel Medio Superior en modalidad de internado y clínicamente sanos, con rango de edad de 15 a 21 años y media de 18.32 años ($DE = 1.79$). Los resultados mostraron una composición de dos factores: a) Atención, relacionada con actividades, tareas y sensaciones; y, b) Reconocimiento, conformado por reactivos que hacen referencia al “darse cuenta”. Los autores destacaron que este resultado contrasta con la solución unifactorial del MAAS hallada recurrentemente en otros estudios, y explican que este hallazgo puede obedecer a que en los estudiantes de nivel medio superior “la percepción, la atención y la conciencia usan vías distintas que aún no se han integrado como un único proceso [...] razón por la cual los participantes identifican la atención y el reconocimiento por separado” (p. 247).

En el marco de lo anteriormente expuesto, el presente estudio se planteó como objetivo general analizar las propiedades psicométricas del Inventario de Friburgo sobre Atención Plena (Freiburg Mindfulness Inventory, FMI-14) en una muestra de adolescentes mexicanos estudiantes de bachillerato. Y como objetivos específicos se propuso: a) realizar un análisis factorial exploratorio del Inventario de Friburgo sobre Atención Plena, versión corta (FMI-14), con el fin de identificar la estructura factorial del instrumento con los datos de la muestra en estudio; b) efectuar un análisis factorial confirmatorio para evaluar el ajuste del modelo obtenido; c) realizar un análisis de la confiabilidad del instrumento; y, d) estudiar posibles diferencias estadísticamente significativas en función del sexo, la edad y el grado escolar.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 655 estudiantes de bachillerato con rango de edad de 15 a 19 años ($M = 16.55$; $DE = 1.12$). Los participantes pertenecían a dos planteles educativos de sostenimiento público ubicados en el Estado de Jalisco, México: el primero en la Zona Metropolitana de la ciudad de Guadalajara (escuela metropolitana) y el segundo, en un municipio del interior del Estado de Jalisco (escuela regional). Todos los estudiantes participantes se encontraban distribuidos en los seis grados (semestres) que comprende el nivel de bachillerato en México. En la [Tabla 1](#) se presenta la distribución por sexo según edad, ubicación de la escuela, turno y grado escolar. Como puede observarse, para mayor claridad en el análisis, se decidió estudiar la variable de edad dividiendo a los participantes en dos grupos, y la variable de grado escolar, agrupándolos por anualidades.

Tabla 1. Distribución de la muestra por edad, ubicación de la escuela, turno y grado, en función del sexo ($N = 655$)

	<i>Hombres</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Total</i>
15 y 16 años	135 (20.6%)	202 (30.8%)	337 (51.5%)
17 a 19 años	132 (20.2%)	186 (28.4%)	318 (48.5%)
Escuela metropolitana	143 (21.8%)	214 (32.7%)	357 (54.5%)
Escuela regional	124 (18.9%)	174 (26.6%)	298 (45.5%)
Turno matutino	142 (21.7%)	215 (32.8%)	357 (54.5%)
Turno vespertino	125 (19.1%)	173 (26.4%)	298 (45.5%)
Primer año	104 (15.9%)	140 (21.4%)	244 (37.3%)
Segundo año	75 (11.5%)	130 (19.8%)	205 (31.3%)
Tercer año	88 (13.4%)	118 (18.0%)	206 (31.5%)
Total	267 (40.8%)	388 (59.2%)	655 (100%)

Nota. Los porcentajes son en relación con el total de la muestra.

Instrumento

Inventario de Friburgo sobre Atención Plena, versión corta (Freiburg Mindfulness Inventory, FMI-14) de Walach et al. (2006). Instrumento de autoinforme diseñado para evaluar atención plena disposicional, entendida como la capacidad de atender al momento presente en el transcurso de la vida cotidiana. Está compuesto por 14 reactivos con un formato de respuesta tipo Likert de cuatro puntos desde 1 = *Raramente*, hasta 4 = *Casi siempre*. La versión empleada en el presente estudio fue la traducción de Pérez-Verduzco y Laca-Arocena (2017), previamente

validada en la ciudad de Colima (México) con una muestra de 200 habitantes de 17 a 35 años; la cual presentó buen ajuste tanto a un modelo unifactorial como a uno tetrafactorial, aunque los índices fueron un poco mejores para este último. El modelo de cuatro factores relacionados presentó la siguiente estructura: Factor 1, denominado Atención, que se refiere a la atención a los estímulos presentes (reactivos 1, 4, 5, 6, y 7); Factor 2, denominado Autocontrol, hace alusión al control de las propias emociones (reactivos 9, 10 y 11); Factor 3, denominado Aceptación, referido a asumir sin juicio las experiencias presentes (reactivos 8, 12, 13 y 14); y Factor 4, denominado Autopercepción, alude a la percepción que se tiene de uno mismo en el momento presente (reactivos 2 y 3). La confiabilidad alfa de Cronbach reportada en el estudio de Pérez-Verduzco y Laca-Arocena (2017) fue de .80 para el total de la escala.

Procedimiento

El instrumento se aplicó tomando en consideración los aspectos éticos contemplados en el Código Ético del Psicólogo (Sociedad Mexicana de Psicología, 2007). Una vez informadas sobre los objetivos y características del estudio, cada una de las instituciones educativas aceptó participar en la investigación. En cuanto a los estudiantes, al momento de la aplicación del instrumento dentro del aula, se les explicó que su participación era absolutamente voluntaria, anónima y confidencial y que los datos serían utilizados para fines exclusivamente científicos. También se les aclaró que ningún cuestionario se evaluaría de manera individual, de hecho, no se les solicitó datos que permitieran identificarlos.

Análisis de los datos

En primera instancia, se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) para identificar la estructura de los datos y revisar tanto el nivel de adecuación muestral a través del estadístico Kaiser-Mayer-Olkin o KMO (Kaiser, 1970) como la aplicabilidad de la factorización mediante la prueba de esfericidad de Bartlett (1950). La decisión respecto a la cantidad de factores a retener se tomó en función de los criterios sugeridos por Kaiser (1960) y Cattell (1966). El método de extracción fue el de componentes principales con rotación varimax, siendo elegido por las siguientes razones: a) porque de esta forma se optimiza la solución por columna; b) porque dicho método fue el empleado en el estudio de validación de referencia (Pérez-Verduzco & Laca-Arocena, 2017); y c) porque es el más común en los estudios de este tipo (Costello & Osborne, 2005). La carga mínima para incluir los ítems en algún factor fue .50 (Williams, Onsmann, & Brown, 2010) y la consistencia interna del instrumento se midió a través del coeficiente alfa de Cronbach (1951).

Luego, se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con el método de mínimos cuadrados generalizados (*Generalized Least Squares*, GLS) tomando como base la distribución de los reactivos obtenida en el análisis exploratorio. Como señalan varios autores (Bentler, 1990, 1992; Byrne, 2010; Escobedo-Portillo, Hernández-Gómez, Estebané-Ortega, & Martínez-Moreno, 2016; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1999; Hu & Bentler, 1999; Ruíz, Pardo & San Martín, 2010; Wheaton, Muthén, Alwin, & Summers, 1977), al evaluar la calidad del modelo factorial deben considerarse diversas medidas de bondad de ajuste. Por tanto, se decidió revisar los valores arrojados por los siguientes indicadores: chi-cuadrado relativo o cociente de Ji cuadrado sobre sus grados de libertad (χ^2/gf), error cuadrático medio de aproximación (*Root Mean Square Error of Approximation*, RMSEA), raíz cuadrada estandarizada del residuo (*Standard Root Mean Square Residual*, SRMR), índice de bondad de ajuste (*Goodness of Fit Index*, GFI) e índice de bondad de ajuste corregido (*Adjusted Goodness of Fit Index*, AGFI).

Un valor de χ^2/gf menor a 2 indica un excelente ajuste (Escrura-Mayaute & Salas-Blas, 2014), aunque también hay quien plantea que el ajuste es aceptable mientras tal valor se encuentre por debajo de 5 (Wheaton, Muthén, Alwin, & Summers, 1977). Para Byrne (2010), hay un buen ajuste del modelo cuando: SRMR es $\leq .05$; GFI y AGFI son cercanos a 1; y, si RMSEA es $\leq .05$. Empero, otros autores consideran que el modelo es aceptable si los valores GFI y AGFI son cercanos a .90 (Bentler, 1990, 1992), y si RMSEA es $\leq .06$ (Hu & Bentler, 1999). Incluso hay quienes señalan que los valores RMSEA y SRMR son apropiados siempre y cuando estén debajo del .08 (Ruíz, Pardo, & San Martín, 2010).

Para revisar los efectos que podrían tener las variables sociodemográficas consideradas en el presente estudio sobre las puntuaciones del FMI-14, se hizo un análisis multivariado de la varianza (MANOVA) multifactorial en el que se introdujeron como variables independientes el sexo, la edad, la ubicación de la escuela (metropolitana, regional), el turno escolar (matutino, vespertino) y el grado (primero, segundo y tercer años), y como variables dependientes las puntuaciones de los escalas del FMI-14 obtenidas en el presente trabajo. Todos los cálculos se llevaron a cabo en los programas estadísticos SPSS 21 (IBM Corporation, 2012) y AMOS 21 (Arbuckle, 2012).

Resultados

Se obtuvo un valor bueno en la medida de adecuación muestral de Kaiser-Mayer-Olkin, así como en la prueba de esfericidad de Bartlett ($KMO = .91$; $Ji^2(91) = 2901.81$, $p < .001$), lo cual indicó la pertinencia del análisis factorial en los datos objeto de estudio. Una vez realizado el

AFE, la técnica de extracción arrojó una solución de dos factores que explica el 48.29% del total de la varianza. La [Tabla 2](#) muestra las cargas factoriales, autovalores, varianza explicada y confiabilidad obtenidos en cada factor.

Tabla 2. Análisis Factorial Exploratorio del cuestionario FMI-14 (N = 655)

	Factor 1	Factor 2
9 Soy amable conmigo mismo cuando las cosas van mal	.73	.11
10 Observo mis sentimientos sin perderme en ellos	.73	.12
12 Experimento momentos de paz interior y tranquilidad aun cuando las cosas se pongan agitadas y estresantes	.71	.05
13 Soy paciente conmigo mismo y con otros	.69	.08
11 En situaciones difíciles, puedo hacer una pausa sin reaccionar inmediatamente	.65	.12
6 Veo mis errores y dificultades sin juzgarlos	.64	.18
14 Soy capaz de sonreír cuando me doy cuenta de cómo a veces me hago difícil la vida	.59	.21
4 Soy capaz de apreciarme a mí mismo	.57	.36
7 Me siento conectado con mi experiencia del aquí y el ahora	.55	.44
8 Acepto las experiencias desagradables	.51	.31
5 Presto atención a lo que hay detrás de mis acciones	.50	.44
1 Estoy abierto a experimentar el momento presente	.05	.73
2 Siento mi cuerpo cuando cocino, limpio o hablo con otras personas	.06	.72
3 Cuando me doy cuenta de que mi mente está distraída, suavemente regreso a la experiencia de aquí y ahora	.24	.64
Autovalor	4.51	2.25
Porcentaje de varianza explicada	32.23	16.06
Confiabilidad alfa de Cronbach	.87	.59

Nota: elaboración propia.

Como puede apreciarse, todas las cargas factoriales fueron altas (> .50) y ningún reactivo presentó asignación ambigua de acuerdo con los criterios estipulados. Los reactivos 4 al 14 se agruparon en el Factor 1 que corresponde a la dimensión de Aceptación, mientras que los reactivos 1, 2 y 3 cargaron en el Factor 2 que representa la dimensión de Presencia. El índice de confiabilidad alfa de Cronbach para el instrumento completo fue de .87.

Luego de estos análisis, se llevó a cabo un AFC para someter a estudio la solución bifactorial obtenida ([Figura 1](#)). Como se observa, las cargas factoriales oscilaron entre .51 y .73, es decir, que todas resultaron elevadas. Los coeficientes de determinación estandarizados (r^2) también fueron aceptables (superiores al 20% de la varianza), oscilando entre .26 y .54. En cuanto a la bondad de ajuste, todos los índices fueron adecuados, con valores que reflejan un buen ajuste

con la estructura de los datos, pudiendo así mantener la hipótesis del modelo bifactorial ($Ji2/gl = 3.34, p < .001; RMSEA = .06; SRMR = .05; GFI = .94; AGFI = .92$).

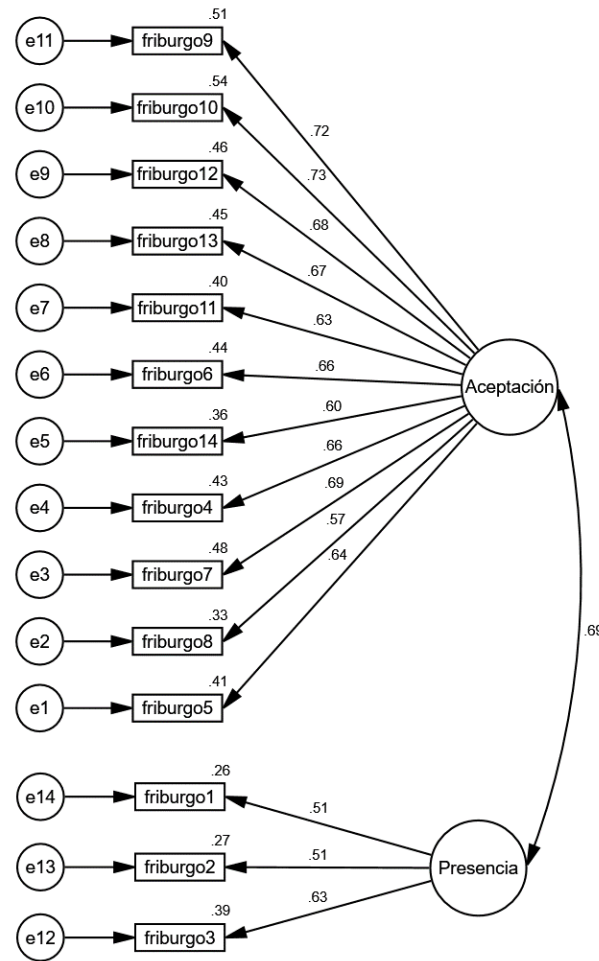


Figura 1. Análisis Factorial Confirmatorio del FMI-14 ($N = 655$), Modelo bifactorial.

Nota: Los rectángulos representan las variables observadas, en este caso los reactivos del FMI-14. Los círculos representan las variables latentes o factores. Los valores sobre las flechas indican los pesos o cargas factoriales estandarizadas. Los valores sobre los rectángulos indican los coeficientes de determinación estandarizados (r^2).
Fuente: Elaboración propia.

Con el fin de comparar este modelo bifactorial con el unifactorial previamente reportado en la literatura, se realizó un segundo AFC considerando un solo factor denominado Atención Plena (Figura 2). En éste, algunas cargas factoriales resultaron moderadas y otras elevadas, oscilando entre .38 y .73. Los coeficientes de determinación estandarizados (r^2) fueron aceptables

(superiores al 20% de la varianza) en la mayoría de los reactivos, a excepción del 1 y el 2 que presentaron valores bajos. Respecto a la bondad de ajuste, nuevamente todos los índices considerados fueron adecuados, haciendo también viable la alternativa de un modelo unifactorial ($Ji2/gl = 3.78$, $p < .001$; $RMSEA = .06$; $SRMR = .06$; $GFI = .93$; $AGFI = .91$).

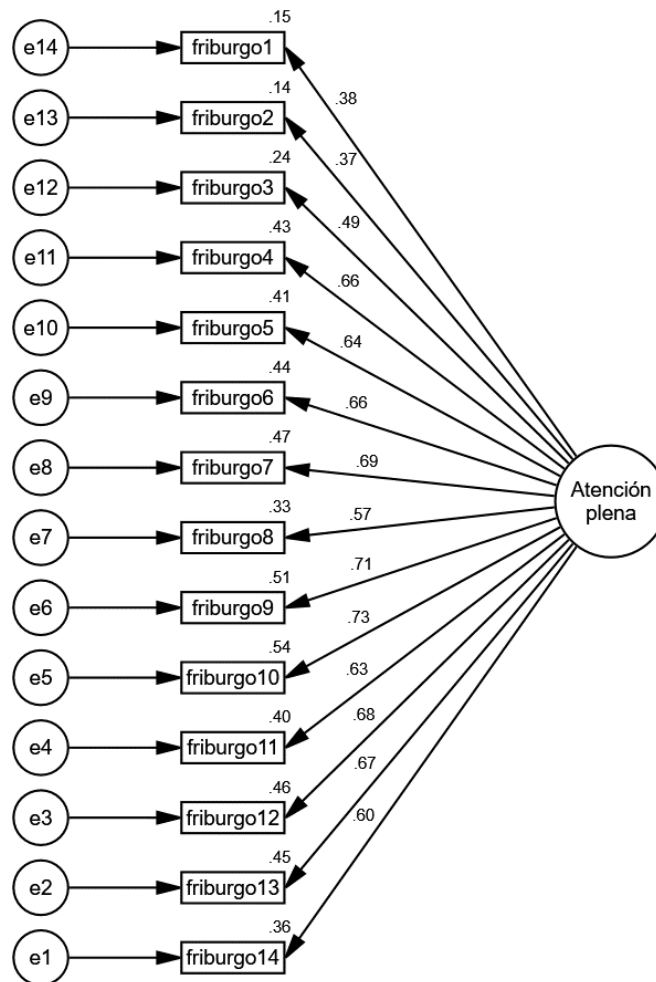


Figura 2. Análisis Factorial Confirmatorio del FMI-14 ($N = 655$), Modelo unifactorial.

Nota: Los rectángulos representan las variables observadas, en este caso los reactivos del FMI-14. El círculo a la derecha representa la variable latente o factor. Los valores sobre las flechas indican los pesos o cargas factoriales estandarizadas. Los valores sobre los rectángulos indican los coeficientes de determinación estandarizados (r^2).

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, se muestran en la [Tabla 3](#) las puntuaciones medias obtenidas por los participantes en cada uno de los factores en total y por cada una de las variables sociodemográficas

consideradas. Llevado a cabo el análisis se encontró que ni los efectos principales de las variables ni los de interacción fueron estadísticamente significativos.

Tabla 3. Medias y Desviaciones Estándar en puntuaciones del FMI-14, según variables sociodemográficas ($N = 655$)

	Modelo 1		Modelo 2
	Dos factores relacionados		Un solo factor
	Aceptación	Presencia	Atención plena
	M (DE)	M (DE)	M (DE)
Ubicación			
Escuela metropolitana	2.81 (0.58)	2.71 (0.70)	2.79 (0.53)
Escuela regional	2.77 (0.70)	2.69 (0.78)	2.76 (0.65)
Turno			
Matutino	2.81 (0.66)	2.69 (0.80)	2.78 (0.61)
Vespertino	2.78 (0.62)	2.72 (0.66)	2.77 (0.56)
Grado			
Primer año	2.70 (0.63)	2.63 (0.72)	2.68 (0.58)
Segundo año	2.82 (0.63)	2.67 (0.78)	2.79 (0.57)
Tercer año	2.88 (0.65)	2.82 (0.71)	2.87 (0.60)
Edad			
15 y 16 años	2.72 (0.63)	2.62 (0.75)	2.70 (0.58)
17 a 19 años	2.87 (0.64)	2.80 (0.71)	2.86 (0.59)
Sexo			
Masculino	2.80 (0.69)	2.63 (0.81)	2.76 (0.66)
Femenino	2.79 (0.60)	2.75 (0.68)	2.78 (0.54)
Total	2.79 (0.64)	2.70 (0.74)	2.78 (0.59)

Discusión

Este trabajo se planteó como objetivo analizar las propiedades psicométricas del Inventario de Friburgo sobre Atención Plena (Freiburg Mindfulness Inventory, FMI-14) en una muestra de adolescentes mexicanos escolarizados de nivel bachillerato, a partir de cuatro objetivos específicos: a) realizar un AFE con el fin de identificar la estructura factorial del instrumento; b) efectuar un AFC para evaluar el ajuste del modelo obtenido a los datos de la muestra de estudio; c) realizar un análisis de la confiabilidad del instrumento; y, d) estudiar posibles diferencias estadísticamente significativas en función del sexo, la edad y el grado escolar.

En lo que refiere al primer objetivo, el AFE mostró una estructura bidimensional en la que los ítems 1, 2 y 3 se agrupan en un solo factor (Factor 2) y el resto en otro (Factor 1), que

presumiblemente constituirían los elementos de Presencia y Aceptación, respectivamente. Por su parte, en lo que concierne al segundo objetivo, los resultados del AFC indican un buen ajuste de los datos para los dos modelos contrastados: el bifactorial obtenido mediante el AFE realizado en el presente estudio, y el unifactorial correspondiente al modelo original del FMI-14. Este resultado indica que ambos modelos pueden considerarse válidos desde un punto de vista estadístico. Para una adecuada interpretación de este resultado debe considerarse que existen estudios en los que también se ha identificado al mindfulness como un constructo esencialmente conformado por uno o dos factores (Brown & Ryan, 2004; Kohls et al., 2009; Sauer, Walach, Offenbächer, Lynch, & Kohls, 2011; Sauer, Walach, Schmidt, Hinterberger, Horan, & Kohls, 2011; Trousselard et al., 2010). En particular, cabe mencionar el hecho de que los resultados del presente estudio son congruentes con otros realizados en población mexicana en los cuales también se encontró evidencia a favor tanto de una estructura unifactorial del mindfulness (López-Maya et al., 2015) como de una bifactorial (Santisteban, 2017). Especialmente, se destaca el trabajo de Balderas et al. (2018), en el que se encontró una solución de dos factores (Atención y Reconocimiento) en una muestra de estudiantes mexicanos de bachillerato. Siguiendo la explicación dada por estos autores, es posible afirmar que en los adolescentes participantes del presente estudio la integración de los procesos que implica el mindfulness (Presencia y Aceptación) se encuentre en curso de consolidación, lo cual sería compatible con el hecho de que ambos modelos (unifactorial y bifactorial) hayan resultado estadísticamente válidos.

Con respecto al estudio de Meda et al. (2015), en el que se analizaron las propiedades psicométricas del instrumento FFMQ en una muestra de estudiantes mexicanos universitarios de primer ingreso, cabe señalar lo siguiente: En primer lugar, debe notarse que la perspectiva de dicho estudio es diferente respecto de la asumida en el presente trabajo, ya que los supuestos teóricos subyacentes al FMI-14, tal como se señaló, postulan inicialmente la unidimensionalidad del constructo mientras que el FFMQ parte de una perspectiva multidimensional. En segundo lugar, la comparación de los hallazgos de ese estudio con los del presente está limitada por la diversidad en la composición de las muestras, ya que los adolescentes de bachillerato presentan características particulares, diferentes a los universitarios, tales como, el tránsito hacia un nuevo estatus legal al cumplir la mayoría de edad a los 18 años y, se encuentran en la etapa vital en la que se producen cambios que pueden determinar la adquisición de fortalezas o aumentar sus condiciones de vulnerabilidad, y enfrentan múltiples demandas de adaptación y rendimientos en los ámbitos familiar, social y académico (Escobar, Blanca, Fernandez-Baena, & Trianes, 2011; Ministerio de Salud de Chile, 2011). No obstante estas limitaciones, debe observarse que aún en el estudio de Meda et al.

(2015), la multidimensionalidad del mindfulness resultó menos consolidada que en el instrumento original (ya que la dimensión de Observación no se integró a las demás, y el factor de No reacción mostró correlaciones negativas con No juicio); hallazgo que se suma a la evidencia sobre los efectos de las diferencias culturales y de edad entre las muestras de adolescentes y adultos.

La dificultad para encontrar estructuras factoriales comunes no es nueva, y ha estado presente en la mayoría de los estudios sobre las características psicométricas de los instrumentos diseñados para medir el mindfulness. En este sentido, la presente investigación apoya la propuesta de Kohls y colaboradores (2009) de mantener la estructura bidimensional del constructo cuando se tenga por objetivo analizar los posibles mecanismos causales del mindfulness, y conservar la estructura unidimensional para fines más prácticos, como puede ser la obtención de una medida global de la capacidad de atención plena del individuo. Dicha postura, además de estar fundamentada en criterios estadísticos, es compartida por varios investigadores (Barajas & Garra, 2014; Brown & Ryan, 2004; Pérez-Verduzco & Laca-Arocena, 2017; Trousselard et al., 2010; Walach et al., 2006).

Con relación al tercer objetivo, relativo al análisis de confiabilidad, se obtuvo un coeficiente alfa de Cronbach alto para el factor de Aceptación (.89) y bajo para el de Presencia (.59). Tal cuestión podría atribuirse a que este último factor quedó compuesto por apenas tres reactivos, lo cual contrasta con otras investigaciones en las que el factor Presencia es conformado hasta por seis reactivos (Kohls et al., 2009; Trousselard et al., 2010). Por consiguiente, es aconsejable que en futuros estudios que se realicen con el FMI-14 en adolescentes mexicanos se contemple la posibilidad de diseñar algunos reactivos que pudieran añadirse a la escala de Presencia, realizando los procedimientos psicométricos adecuados para ello, a fin de favorecer una mayor consistencia interna del instrumento para este factor.

Por otro lado, no se encontraron diferencias significativas por sexo, edad ni grado escolar en ninguna de las escalas del instrumento. En lo que refiere al sexo de los participantes, este resultado es congruente con el estudio de López-Maya et al. (2015), pero difiere del obtenido en el trabajo de Veytia-López et al. (2016) realizado con adolescentes, ya que en este último los hombres obtuvieron puntuaciones más altas en mindfulness. En los demás estudios realizados en México con población adolescente no se incluye el reporte de diferencias de sexo (Balderas et al., 2018; Meda et al., 2015; Pérez-Verduzco & Laca-Arocena, 2017). Por lo anterior, se sugiere realizar nuevos estudios que profundicen en las posibles diferencias según el sexo en

mindfulness en adolescentes mexicanos, así como en las demás variables sociodemográficas consideradas.

La principal contribución del presente estudio consiste en presentar hallazgos relacionados con las propiedades psicométricas del FMI-14 considerando las características peculiares de la población mexicana adolescente escolarizada de nivel bachillerato, tomando en consideración la escasez actual de trabajos orientados específicamente a este grupo en México. Los resultados muestran que el instrumento posee características adecuadas de validez y confiabilidad para ambos modelos (unifactorial y bifactorial), aunque se sugiere mejorar la confiabilidad de la escala de Presencia para futuros estudios.

Dadas las características peculiares de la población objeto del presente estudio, se considera que los hallazgos no son generalizables a la población adulta, a diferencia de los resultados obtenidos en la investigación previa de Pérez-Verduzco y Laca-Arocena (2017) llevada a cabo con el FMI-14 en una muestra de 100 estudiantes universitarios y 100 personas no universitarias de la ciudad de Colima, México, con edades comprendidas entre 17 y 35 años y en el que se encontró una solución tetrafactorial..

Dentro de las limitaciones del presente estudio, cabe mencionar que el rango de edad estuvo circunscrito a la adolescencia media y tardía (de 15 a 19 años), por lo que se aconseja para estudios posteriores emplear muestras con un rango de edad más amplio a efectos de posibilitar comparaciones entre diversos grupos etarios. Igualmente, sería aconsejable incorporar en futuras investigaciones otras variables de relevancia teórica y práctica, tales como las relativas a determinadas competencias o habilidades (toma de decisiones, autorregulación emocional, toma de perspectiva, comunicación interpersonal, argumentación, entre otras) a fin de evaluar su relación con la atención plena disposicional en adolescentes.

Referencias

- André, C. (2010). *Los estados de ánimo, el aprendizaje de la serenidad*. Barcelona: Kairós.
- Astin, J. A. (1997). Stress reduction through mindfulness meditation. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 66(2), 97-106. <https://doi.org/10.1159/000289116>
- Arbuckle, J. L. (2012). *AMOS (version 21.0) [computer program]*. Chicago: IBM SPSS.
- Ayala, P. J. (2017). *Inoculación al estrés y atención plena para la reducción del estrés en músicos universitarios. Estudio comparativo* (Tesis de Maestría). Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, Nuevo León. <http://eprints.uanl.mx/16624/>

- Baer, R. A. (2003). Mindfulness training as a clinical intervention: A conceptual and empirical review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10(2), 125-143. <https://doi.org/10.1093/clipsy.bpg015>
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, 13(1), 27-45. <https://doi.org/10.1177/1073191105283504>
- Balderas, F. I., Riveros, A., & Moreno, A. B. (2018). Estructura factorial del Mindful Attention and Awareness Scale para estudiantes mexicanos de nivel medio superior. *Psicología y Salud*, 28(2), 239-250.
- Barajas, S., & Garra, L. (2014). Mindfulness and psychopathology: Adaptation of the Mindful Attention Awareness Scale (MAAS) in a Spanish sample. *Clínica y Salud*, 25(1), 49-56. <https://doi.org/10.5093/cl2014a4>
- Begent, J., Simpson, J., & Gamper, L. (2019). Adolescence: An overview. In D. Wood, A. Williams, M. A. Koyle, & A. D. Baird (Eds.), *Transitioning medical care. Through adolescence to adulthood* (pp. 23-35). Cham, Switzerland: Springer Nature Switzerland.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.3.400>
- Bernal, R. P., Berenzon, S., & Tiburcio, M. (2018). Efectividad de una intervención de atención plena en enfermas crónicas con síntomas ansiosos y depresivos. *Psicología Iberoamericana*, 26(2), 45-53.
- Betancourt, D., González-González, A., Acedo, M. J., Shamosh, C., Greene, C. A., & Ohrenstein, S. (2018). Evaluación del desarrollo positivo en adolescentes mexicanos: estudio exploratorio. *Ciencias Psicológicas*, 12(2), 261-269. <https://doi.org/10.22235/cp.v12i2.1690>
- Brenner, L., LeBlang, S., Lizote, M., Newberg, A., & Hennekens, C. H. (2020). Mindfulness with paced breathing reduces blood pressure. *Medical Hypothesis*, 142, 109780.
- Brito, R., & Corthorn, C. (2018). La presencia del profesor y su influencia para la educación significativa: hacia un enfoque mindfulness en educación. *Estudios Pedagógicos*, 44(1), 241-258. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-07052018000100241>
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality & Social Psychology*, 84(4), 822-848. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.822>
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2004). Perils and promise in defining and measuring mindfulness: observations from experience. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11, 242-248. <https://doi.org/10.1093/clipsy.bph078>
- Brown, K. W., Ryan, R. M., & Creswell, J. D. (2007). Mindfulness: Theoretical foundations and evidence for its salutary effects. *Psychological Inquiry*, 18(4), 211-237. <https://doi.org/10.1080/10478400701598298>

- Bruggeman-Everts, F. Z., Van der Lee, M. L., Van 't Hooft, E. F. M., & Nyklíček, I. (2017). Validation of the Dutch Freiburg Mindfulness Inventory in patients with medical illness. *SAGE Open*. <https://doi.org/10.1177/2158244017705936>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming* (2a. ed.). New York: Taylor and Francis Group.
- Cardaciotto, L., Herbert, J. D., Forman, E. M., Moitra, E., & Farrow, V. (2008). The assessment of present-moment awareness and acceptance: The Philadelphia Mindfulness Scale. *Assessment*, 15(2), 204-223. <https://doi.org/10.1177/1073191107311467>
- Coelho, H. F., Canter, P. H., & Ernst, E. (2007). Mindfulness-based cognitive therapy: Evaluating current evidence and informing future research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75, 1000– 1005. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.75.6.1000>
- Cornellà-Font, G., M., Viñas-Poch, F., Juárez-López, J. R., & Malo-Cerrato, S. (2020). Risk of addiction: Its prevalence in adolescence and its relationship with security of attachment and self-concept. *Clínica y Salud*, 31, 21-25. <https://doi.org/10.5093/clysa2020a1>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Escobar, M., Blanca, M. J., Fernández-Baena, F. J. & Trianes, M. V. (2011). Adaptación española de la escala de manifestaciones de estrés del Student Stress Inventory (SSI-SM). *Psicothema*, 23, 475-485. Recuperado de <http://www.psicothema.com/pdf/3677.pdf>
- Escobedo-Portillo, 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. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El Análisis Factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- 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(3), 177-190. <https://doi.org/10.1007/s10862-006-9035-8>
- Fuentes, L., Alonso, M. M., Armendáriz, N. A., López, K. S., Oliva, N. N., & Mejía, J. E. (2019). Atención plena y consumo de alcohol en jóvenes universitarios. *Paraninfo Digital*, 13(29).
- Garaigordobil, M., Mollo-Torrico, J. P., & Larrain, E. (2019). Prevalencia de Bullying y Cyberbullying en Latinoamérica: una revisión. *Revista Iberoamericana De Psicología*, 11(3), 1-18. <https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.11301>
- García, R., & García, M. V. (2019). Influencia de la atención plena en personal del área de la salud con Síndrome de Agotamiento Profesional (Burnout). *Revista Intercontinental de Psicología y Educación*, 21(1-2), 41-56.

- García-Rubio, C., Luna, T., Castillo, R., & Rodríguez-Carvajal, R. (2016). Impacto de una intervención breve basada en mindfulness en niños: un estudio piloto. *Revista Interuniversitario de formación del profesorado*, 87(30), 61-74. Recuperado de: https://repositorio.uam.es/bitstream/handle/10486/679160/impacto_garcia_rifp_2016.pdf?sequence=1
- Grossman, P., Nieman, L., Schmidt, S., & Walach, H. (2004). Mindfulness based stress reduction and health: A metaanalysis. *Journal of Psychosomatic Research*, 57(1), 35-43. [https://doi.org/10.1016/S0022-3999\(03\)00573-7](https://doi.org/10.1016/S0022-3999(03)00573-7)
- Greco, L., Baer, R., & Smith, G. (2011). Assessing mindfulness in children and adolescents: Development and validation of the Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM). *Psychological Assessment*, 23(3), 606-614. <https://doi.org/10.1037/a0022819>
- Guadarrama, M. B. (2019). *Estrés laboral y atención plena en académicos de una institución privada de Educación Media Superior: diagnóstico y propuesta de mejora* (Tesis de Maestría). Universidad Autónoma del Estado de México, Estado de México. <http://ri.uaemex.mx/handle/20.500.11799/104595>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1999). *Análisis multivariante* (Trad. E. Prentice & D. Cano). Madrid: Prentice Hall Iberia. (Obra original publicada en 1998, 5a. ed.).
- Hernando, A., Pallás, R., Cebolla, A., García-Campayo, J., Hoogendoorn, C.J., & Roy, J.F. (2019). Mindfulness, rumination, and coping skills in young women with Eating Disorders: A comparative study with healthy controls. *PLoS ONE*, 14(3). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0213985>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-15. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- IBM Corporation (2012). *IBM SPSS Statistics for Windows* (Version 21.0) [computer program]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Jankowski, T., & Holas, P. (2020). Effects of brief mindfulness meditation on attention switching. *Mindfulness*, 11(5), 1150-1158. <https://doi.org/10.1007/s12671-020-01314-9>
- Jiménez, S. S., Nilas, B. L., & Park, C. L. (2010). A mindfulness model of affect regulation and depressive symptoms: Positive emotions, mood regulation expectancies, and self-acceptance as regulatory mechanisms. *Personality and Individual Differences* 49(6), 645-650. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.05.041>
- Kabat-Zinn, J. (2013). *Vivir con plenitud las crisis: Cómo utilizar la sabiduría del cuerpo y de la mente para afrontar el estrés, el dolor y la enfermedad* (8ª ed.). Barcelona: Kairós.
- Kohls, N., Sauer, S., & Walach, H. (2009). Facets of mindfulness – Results of an online study investigating the Freiburg Mindfulness Inventory. *Personality and Individual Differences*, 46(2), 224-230. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.10.009>

- Langer, A. I., Schmidt, C., Aguilar-Parra, J. M., Cid, C., & Magni, A. (2017). Mindfulness y promoción de la salud mental en adolescentes: efectos de una intervención en el contexto educativo. *Revista Médica de Chile*, 145(4), 476-482. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872017000400008>
- Lau, M. A., Bishop, S. R., Segal, Z. V., Buis, T., Anderson, N. D & Devins, G. (2006). The Toronto Mindfulness Scale development. *Journal of Clinical Psychology*, 62(12), 1445-1467. <https://doi.org/10.1002/jclp.20326>
- Leigh, J., Bowen, S., & Marlatt, G. A. (2005). Spirituality, mindfulness and substance abuse. *Addictive Behaviors*, 30(7), 1335–1341. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2005.01.010>
- López-González, L., Amutio, A., Herrero-Fernández, D., & Bisquerra, R. (2016). Validación de una escala de Habilidades y Estados de Relajación-Mindfulness para adolescentes. *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 87(30.3), 93-105.
- López-Maya, E., Hernández-Pozo, M. R., Méndez-Segundo, L., Gutiérrez-García, J. J., Araujo-Díaz, D., Nuñez-Gazcón, A., Cervantes-Sampayo, L. K., Nava-Alcántara, S., Bautista García, L. E., & Hölzel, B. K. (2015). Psychometric properties of the Mexican version of the mindful attention awareness scale (MAAS). *Psychologia: Avances de la disciplina*, 9(1), 13-27.
- López, I., & Pastor, S. (2019). Mindfulness y el abordaje del TDAH en el contexto educativo. *Revista Brasileira de Educação Especial*, 25(1), 175-188. <https://doi.org/10.1590/s1413-65382519000100011>
- Ma, Y., & Siu, A. F. (2020). Dispositional mindfulness and mental health in Hong King college students: The mediating roles of decentering and self-acceptance. *Australian Journal of Psychology*, 72(2), 156-164. <https://doi.org/10.1111/ajpy.12269>
- Mahmoud, A. S., El-said, S. G., & El-Hay, N. H. (2020). Ruminative thinking and mindfulness among patients with depression. *International Journal of Psychiatric and Mental Health*, 1(3), 1-9.
- Mañas, I., Franco, C., & Justo, E. (2011). Reducción de los Niveles de Estrés Docente y los Días de Baja Laboral por Enfermedad en Profesores de Educación Secundaria Obligatoria a través de un Programa de Entrenamiento en Mindfulness. *Clínica y Salud*, 22(2), 121-137. <https://doi.org/10.5093/cl2011v22n2a3>
- Meda, R. M., Herrero, M., Blanco-Donoso, L. M., Moreno-Jiménez, B., & Palomera, A. (2015). Propiedades psicométricas del “Cuestionario de Cinco Facetas de la Conciencia Plena” (Five Facet Mindfulness Questionnaire, FFMQ-M) en México. *Behavioral Psychology / Psicología Conductual*, 23(3), 467-487.
- Mercader, A. (2020). Problemas en el adolescente, mindfulness y rendimiento escolar en estudiantes de secundaria. Estudio preliminar. *Propósitos y Representaciones*, 8(1), e372. <http://dx.doi.org/10.20511/pyr2020.v8n1.3727>
- Ministerio de Salud de Chile (MINSAL). (2011) Guía práctica de Consejería para Adolescentes y Jóvenes. Santiago, Chile; Recuperado de: <http://web.minsal.cl/portal/url/item/aaa27720f365a745e04001011e011120.pdf>

- Muñoz, C. O. (2020). Salud mental adolescente. Una invitación a pensar su salud mental desde miradas positivas. *Revista CES de Psicología*, 13(1), i-iii. <https://doi.org/10.21615/cesp.13.1.11>
- Pacheco-Sanz, D. I., Canedo-García, A., Manrique Arijá, A., & García-Sánchez, J. N. (2018). Mindfulness: atención plena en educación infantil. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 2(1), 105-114. <https://doi.org/10.17060/ijodaep.2018.n1.v2.1177>
- Palomero, P., & Valero, D. (2016). Mindfulness y educación: posibilidades y límites. *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 87(30.3), 17-29.
- Parkinson, T. D., Kornelsen, J., & Smith, S. D. (2019). Trait mindfulness and functional connectivity in cognitive and attentional resting state networks. *Frontiers in human neuroscience*, 13, 112. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2019.00112>
- Patoni, R. I. (2017). Efecto de atención plena compasiva sobre dolor en pacientes con artritis reumatoide [Resumen de ponencia]. *CUVED, Divulgación de la Ciencia, XI Congreso de Posgrado en Psicología UNAM 2017*. Recuperado de <http://cuved.unam.mx/divulgacion/index.php/CPMDP/XICPP2017/paper/view/192>
- Pérez-Verduzco, G., & Laca-Arocena, F. A. (2017). Traducción y validación de la versión abreviada del Freiburg Mindfulness Inventory (FMI-14). *Revista Evaluar*, 17(1), 80-93. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v17.n1.17076>
- Rechenberg, K., Cousin, L., & Redwine, L. (2020). Mindfulness, anxiety symptoms, and quality of life in heart failure. *The Journal of Cardiovascular Nursing*, 35(4), 358-363. <https://doi.org/10.1097/JCN.0000000000000630>
- Roeser, R. W., & Pinela, C. (2014). Mindfulness and compassion training in adolescence: A developmental contemplative science perspective. *New Directions for Youth Development*, 142, 9-30. <https://doi.org/10.1002/yd.20094>
- Ruíz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Sánchez, E. M., & Moreno, A. (2017). Efectos del tratamiento de atención plena y compasión sobre ansiedad, calidad de vida y asma. *Psicología y Salud*, 27(2), 167-178.
- Santiago, R., Fonseca, C. D., & Ibarra, L. M. (2017). *Seguimiento de egresados en Educación Media Superior. Una tarea pendiente y necesaria* [texto de ponencia]. XIV Congreso Nacional de Investigación Educativa COMIE. Recuperado de: <https://www.comie.org.mx/congreso/memoriaelectronica/v14/doc/0645.pdf>
- Santiago, J. M., Reséndiz, A. M., Sánchez, J. J., & Moreno, A. B. (2017). Sintomatología depresiva y conducta de atracón en la obesidad: estudio piloto con intervención de atención plena y compasión. *Revista Psiquis*, 26(1), 15-26.
- Santisteban, J. M. (2017). Atención plena (mindfulness) y calidad de vida en adultos jóvenes [Resumen de ponencia]. *CUVED, Divulgación de la Ciencia, XI Congreso de Posgrado en Psicología UNAM 2017*. Recuperado de <http://cuved.unam.mx/divulgacion/index.php/CPMDP/XICPP2017/paper/view/26>

- Sauer, S., Walach, H., Offenbacher, M., Lynch, S., & Kohls, N. (2011). Measuring Mindfulness: A Rasch Analysis of the Freiburg Mindfulness Inventory. *Religions, 2*, 693-706. <https://doi.org/10.3390/rel2040693>
- Sauer, S., Walach, H., Schmidt, S., Hinterberger, T., Horan, M., & Kohls, N. (2011). Implicit and explicit emotional behavior and mindfulness. *Consciousness and Cognition, 20*, 1558-1569. <https://doi.org/10.1016/j.concog.2011.08.002>
- Segal, Z. V., Williams, J. M. G., & Teasdale, J. D. (2012). *Mindfulness-bases cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse* (2nd. ed.). New York: Guilford.
- Sherwood, A., Carydias, E., Whelan, C., & Emerson, D. L. (2020). The explanatory role of facets of dispositional mindfulness and negative beliefs about worry in anxiety symptoms. *Personality and Individual Differences, 160*, 109933. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109933>
- Simon, V. (2013). *Aprender a practicar mindfulness* (8ª ed.). Madrid: Sello Editorial.
- Toribio, L., González-Arraita, López-Fuentes, N. I., Oudhof, H., & Gil, M. (2018). Salud mental positiva en adolescentes mexicanos: diferencias por sexo. *Revista Costarricense de Psicología, 37*(2), 131-143. <http://dx.doi.org/10.22544/rcps.v37i02.03>
- Trousselard, M., Steiler, D., Raphel, C., Cian, C., Duymedjian, R., Claverie, D., & Canini, F. (2010). Validation of a French version of the Freiburg Mindfulness Inventory - Short version: Relationships between mindfulness and stress in an adult population, *Biopsychosocial Medicine, 4*(1), 8. <https://doi.org/10.1186/1751-0759-4-8>
- Veytia-López, M., Guadarrama, R., Márquez-Mendoza, O., & Fajardo, R. J. (2016). Mindfulness y síntomas de depresión en adolescentes mexicanos estudiantes de bachillerato. *Actualidades en Psicología, 30*(121), 39-48. <http://dx.doi.org/10.15517/ap.v30i121.24047>
- 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>
- Xuan, R., Li, X., Quiao, Y., Wang, K., & Zhang, L. (2020). Mindfulness based cognitive therapy for bipolar disorders: A systematic review and meta-analysis. *Psychiatry Research, 290*, 113-116. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113116>
- Zhou, X., Guo, J., Lu, G., Liu, J., & Zhang, C. (2020). Effects of mindfulness-based stress reduction on anxiety symptoms in young people: A systematic review and meta-analysis. *Psychiatry Research, 289*, 113002. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113002>
- Zhong, M., Goh, P. H., Li, D., Bao, J., & Xu, W. (2020). Dispositional mindfulness as a moderator between perceived stress and psychological symptoms in Chinese digestive tract cancer patients. *Journal of Health Psychology, 25*(6), 810-818. <https://doi.org/10.1177/1359105317736576>