

## Propiedades psicométricas de la versión corta del Inventario Friburgo de Mindfulness

Psychometric properties of the Freiburg Mindfulness Inventory short version

**Ana María Ruiz-Ruano García<sup>1</sup>**

**ID** 0000-0002-7260-0588

amruano@ugr.es

**Matilde Sáez García<sup>2</sup>**

**ID** 0000-0002-1196-373X

matilde.inves@gmail.com

**Francisco José Moya Faz<sup>2</sup>**

**ID** 0000-0002-5832-4900

moyafaz@ucam.edu

**Jorge López Puga<sup>3</sup>**

**ID** 0000-0003-0693-0092

jluga@ugr.es

<sup>1</sup> Universidad de Granada, Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación. Granada, España.

<sup>2</sup> Universidad Católica de Murcia, Departamento de Ciencias de la Salud, Murcia, España.

<sup>3</sup> Universidad de Granada, Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológico. Granada, España.

### Resumen:

**Antecedentes:** El mindfulness está cobrando un interés cada vez más creciente desde el ámbito de intervención psicológica, pero también desde ámbitos educativos o laborales. Este interés está suscitando, como consecuencia, la necesidad de disponer de herramientas que ayuden a medirlo. **Objetivo:** Presentar las propiedades psicométricas de la versión corta de la adaptación española del Inventario Friburgo de Mindfulness (IFM) que tiene sus raíces teóricas en la tradición budista. **Método:** Se contó con una muestra de 543 participantes (161 hombres y 379 mujeres) cuya edad media fue de 35.27 ( $DT = 13.66$ ), con unos niveles educativos y situaciones laborales heterogéneos. **Resultados:** La consistencia interna ( $\alpha = .86$ ,  $\omega = .87$ ) así como otros aspectos relacionados con la validez de constructo pueden considerarse apropiados. Los análisis factoriales exploratorios llevados a cabo apuntan a que los ítems de la escala se agrupan en dos factores relacionados, aceptación incondicional y atención plena, frente al modelo unifactorial planteado inicialmente desde el punto de vista teórico. **Conclusiones:** Consideramos que la versión breve del IFM puede ser utilizada con éxito tanto a nivel clínico como para la investigación y, en este sentido, se sugiere que se siga indagando en la estructura factorial de la escala.

**Palabras clave:** mindfulness; escala; medición; estructura factorial.

### Abstract:

**Background:** Mindfulness is getting more and more attention from psychological intervention contexts, but also from educational and organizational settings. As a consequence, there also is a growing need for tools to measure mindfulness. **Objective:** The aim of this work is to present the Spanish adaptation psychometric properties of the short version Freiburg Mindfulness Inventory (FMI), a test based on Buddhist tradition. **Method:** A sample of 543 participants (161 males and 379 females) with age average of 35.27 ( $SD = 13.66$ ) and heterogeneous educational and occupational background was studied. **Results:** The scale internal consistency ( $\alpha = .86$ ,  $\omega = .87$ ) as well as construct validity evidences can be considered appropriated. Exploratory factorial analyses suggest the FMI items are clustered in two related factors, unconditional acceptance, and full attention, as opposed to the initially proposed unifactorial model. **Conclusions:** the FMI short version can be successfully used for clinical and research purposes although its factorial structure should be additionally tested.

**Keywords:** mindfulness; test; measurement; factorial structure.

Recibido: 16 de agosto de 2020 - Aceptado: 31 de marzo de 2022

**Editado por:** Rodrigo Ferrer, Universidad de Tarapacá, Arica, Chile.  
Agustín Martínez Molina, Universidad Autónoma de Madrid, Madrid, España.  
**Revisado por:** Mauricio González Arias, Universidad de La Serena.  
Mónica Guzmán González, Universidad Católica del Norte.



© 2022, Terapia Psicológica

## Introducción

Una de las habilidades más útiles para el ser humano desde la perspectiva psicológica es el poder distanciarse del presente. Este mecanismo nos permite centrarnos en eventos pasados de los cuales podemos extraer aprendizajes o regular nuestro comportamiento con base a predicciones de futuro. Sin embargo, y a pesar de lo positivo, en algunos casos esta habilidad nos conduce a estados psicológicos no saludables. Por ello, los tratamientos psicológicos encuadrados dentro de la tercera oleada de terapias psicológicas enfatizan la relevancia que tiene la conciencia plena del momento presente frente a ciertos trastornos (Hayes, 2004).

El *mindfulness* es una vieja tradición o técnica oriental, pero relativamente nueva en occidente. Puede ser definido como la capacidad de atención y conciencia plena del momento presente sin realizar juicios de valor; es decir, una experiencia contemplativa del momento presente (Vallejo, 2006). Esta técnica está relacionada con las terapias de tercera generación porque éstas tratan de modificar las funciones psicológicas que hay detrás del comportamiento, privado u observable, a través de técnicas y estrategias experienciales (Hayes, 2004; Luciano y Hayes, 2001; Mañas, 2007). Por esta relación y por los efectos que conlleva su práctica (véase Rupperecht y Walach, 2016), el *mindfulness* está captando cada vez más atención científica (p. e., Mañas, 2009; Simón, 2010; Vallejo, 2006).

Por otro lado, como señalan diversos autores (p. e., Mañas, 2009; Rupperecht y Walach, 2016; Soler et al., 2012), el *mindfulness* es una habilidad que puede ser aprendida o mejorada. De hecho, existen ya diferentes contextos en los que se aplica o interviene con esta técnica y que, en algunos casos, trasciende del ámbito clínico (p. e., Mañas et al., 2014; Simón, 2010). Por ejemplo, ciertas instituciones o empresas utilizan programas de *mindfulness* para mejorar el rendimiento o el estado psicológico de sus trabajadores (p. e., Louet, 2015). Rupperecht y Walach (2016) señalan que el entrenamiento en *mindfulness* está relacionado con la regulación emocional, la mejora de la empatía y la compasión. Estos autores resaltan la importancia de la relación que se establece entre el *mindfulness*, una salud positiva y con unas relaciones sociales más satisfactorias. De manera general, el *mindfulness* se relaciona con un mayor estado de bienestar (Brown y Ryan, 2003) y existen evidencias de su relación con el optimismo (Ruiz-Ruano et al., 2017; Sáez et al., 2016). También se ha observado que la práctica del *mindfulness* reduce el estrés, la ansiedad, la depresión o el dolor (p. e., Brito, 2011; Cebolla y Miró, 2008; Franco et al., 2010; González, 2014). Además, aporta beneficios en trastornos relacionados con estilos de vida no saludables (p. e., Liétor et al., 2013).

Como procedimiento de intervención, el *mindfulness* fue introducido en la psicología de la mano de la Técnica de Reducción del Estrés Basado en Mindfulness (*Mindfulness Based Stress Reduction - MBSR*), que ha tenido resultados positivos con pacientes donde otras terapias no lo habían conseguido (Boyce, 2014). De hecho, esta técnica está incluyéndose en terapias como la Terapia de Aceptación y Compromiso o la Terapia Dialéctico-Comportamental para trabajar en diversos trastornos con resultados prometedores (p. e., Cebolla y Miró, 2008; Hayes et al., 2006; Kohlenberg et al., 2005; Luciano y Valdivia, 2006; Mañas, 2007; Moix y Casado, 2011; Páez et al., 2005; Plantada et al., 2013; Sahagún y Salgado, 2013). No obstante,

existe controversia que pone de manifiesto algunas limitaciones de los estudios que se han llevado a cabo con esta técnica de intervención y los resultados obtenidos con la misma (p. e., Coronado-Montoya et al., 2016).

Como consecuencia de la demanda y de la utilidad de intervenciones basadas en mindfulness, en los últimos años se está observando un incremento en el desarrollo de herramientas para medir este constructo (Sauer et al., 2013). Existen varias escalas disponibles en español para medir mindfulness, por ejemplo, *Mindfulness Attention Awareness Scale* [MAAS] (Soler et al., 2012); *Five-Facet Mindfulness Questionnaire* [FFMQ] (Cebolla et al., 2012); *Philadelphia Mindfulness Scale* [PHLMS] (Tejedor et al., 2004); *Escala de Atención Plena Mindfulness* (León et al., 2008); *Self-Compassion Scale* [SCS] (García-Campayo et al., 2014); o la *Body Connection Scale* [SBC] (Quezada-Berumenet al., 2014). Recientemente (Sáez et al., 2016) se ha propuesto una adaptación al español de la versión breve del *Freiburg Mindfulness Inventory* [FMI] (Walach et al., 2006). Sin embargo, la versión adaptada de la escala no apareció acompañada de información detallada sobre sus propiedades psicométricas. También existe una versión del test adaptada a población mexicana (Perez-Verduzco y Laca-Arocena, 2017). Sin embargo, la adaptación de la escala que presentamos en este trabajo supera a las precedentes porque ha estado guiada por las directrices internacionales de adaptación de tests (Muñiz et al., 2013; Muñiz y Hambleton, 1996) y porque se basa en un estudio piloto en el que se exploró el comportamiento psicométrico de la misma (Sáez et al., 2016).

La primera versión del FMI fue desarrollada por Buchheld et al. (2001) basándose en el concepto budista de mindfulness. Este concepto se centra en la importancia de la conciencia considerándola como una virtud que puede ser cultivada mediante la meditación y la práctica. Concretamente hace referencia a un modo de alerta a través del cual se perciben los contenidos mentales que pretende ser amigable y no crítica con los mismos (Walach et al., 2006). El inventario estuvo formado por un total de 30 ítems tipo Likert medidos en una escala que iba de *casi nunca a casi siempre*. Tras los análisis factoriales, los autores concluyeron que la escala estaba compuesta por cuatro dimensiones: conciencia plena ( $\alpha = .90$ ); aceptación no valorativa ( $\alpha = .82$ ); apertura a la experiencia ( $\alpha = .81$ ); e *insight* o intuición ( $\alpha = .76$ ). Para construir la escala se contó con una muestra a la que se administró la misma en dos momentos temporales diferentes, separados por un periodo de retiro meditacional. Los autores encontraron que se observaban cambios en las puntuaciones de mindfulness antes y después del programa de entrenamiento en meditación. El índice de consistencia interna alfa de Cronbach para la primera administración fue de .93, y de .94 para la segunda medida. La correlación ítem-total media que reportaron los autores fue de 0.32 y 0.33 respectivamente. No obstante, los autores terminan concluyendo que esta escala es apropiada para ser utilizada con personas que tienen experiencia previa con meditación, dado que algunos ítems pueden ser ambiguos para quien es novel en esta materia.

Es por ello que, posteriormente, Walach et al. (2006) proponen una versión corta de 14 ítems que puede ser utilizada con personas sin conocimiento teórico de mindfulness. Para la confección de esta nueva versión los autores contaron con una muestra de personas con

experiencia en meditación, una muestra de población general y otra muestra clínica. La correlación ítem-total media de la versión reducida fue de 0.30, la correlación de la versión corta con la escala original fue de 0.95 y el índice de consistencia interna  $\alpha$  fue de .86. Con respecto a su estructura factorial, los autores concluyeron que los ítems de esta versión corta cargaban sobre un único factor general aunque observaron la existencia de cuatro facetas (no factores o dimensiones) que podrían considerarse relacionadas. Dichas facetas se corresponderían con las cuatro dimensiones definidas en el cuestionario original (conciencia plena, aceptación no valorativa, apertura a la experiencia, e *insight* o intuición), y que se corresponden con los aspectos del mindfulness que pretende medir el inventario. En la revisión realizada por Sauer et al. (2013) de diferentes escalas para medir mindfulness, se llega a la conclusión de que la versión corta de FMI goza de unas propiedades psicométricas comparables a otras escalas más largas (índice de consistencia interna de .86, con una proporción de varianza explicada del 51%). El hecho de contar con escalas breves con buenas propiedades psicométricas suele ser de gran relevancia tanto en ámbitos aplicados, en los que suele convenir el abreviar tiempo, como en el contexto de la investigación, donde suelen administrarse otros tests y la brevedad es un elemento deseable. Por tanto, el objetivo de este trabajo es proporcionar evidencias sobre las propiedades psicométricas de la versión recortada y adaptada al español del Inventario Friburgo de Mindfulness (IFM). Para ello, estudiaremos la consistencia interna de la escala utilizando los coeficientes alfa y omega, estudiaremos la validez convergente y divergente de las puntuaciones de la escala teniendo en cuenta otros constructos relacionados positiva o negativamente y se estudiará la validez factorial de la escala utilizando análisis factoriales confirmatorios.

## Método

### Participantes

Para realizar el estudio se tomó una muestra no probabilística basada en un muestreo de tipo bola de nieve en el que se accedió a los participantes por medio de redes sociales virtuales (principalmente Facebook y WhatsApp). La muestra inicial estuvo compuesta por 646 participantes; sin embargo, 103 de los registros recogidos fueron eliminados antes del análisis de datos dado que no se ajustaban a los criterios del estudio. Los criterios para la eliminación de los registros de la base de datos fueron haber puntuado igual en todos los ítems del cuestionario, haber contestado deshonestamente (por ejemplo, más de 24 horas de meditación diarias) o haber aportado información irrelevante (por ejemplo, aportar información sobre aspectos distintos a los preguntados en las preguntas abiertas sobre salud), no tener nacionalidad española y ser menor de 16 años. La muestra final del estudio contuvo 543 participantes. De los 543 participantes, 161 fueron hombres (29.8%) y 379 mujeres (70.2%) con edades comprendidas entre los 16 y los 76 años ( $M = 35.27$ ,  $DT = 13.66$ ). La mayoría de los participantes indicaron ser trabajadores (54%), seguidos por estudiantes (34.3%), desempleados o en situación de no trabajar (8.3%) y, por último, el 3.5% indicaron estar jubilados. En cuanto a niveles de estudios, la mayoría reportaban un nivel de bachillerato o superior. El 2.4% de los participantes tenían estudios primarios, el 8.8% estudios secundarios, el 30.4% estudios de bachiller, el 12.3% indicaban ser diplomados universitarios, el 20.1%

graduados universitarios, el 12.3% estaban en posesión de licenciatura, el 11.6% tenían un máster y, por último, el 2% de la muestra informaba de tener nivel de doctorado.

## Instrumentos

Se recogió información de tipo sociodemográfica (edad, sexo, país de nacimiento, situación laboral, estado civil y nivel educativo) y la respuesta a un conjunto de preguntas destinadas a servir como variables clave para el estudio de la validez de las puntuaciones que genera la escala. En primer lugar, se plantearon un conjunto de preguntas dicotómicas (sí/no) relativas a la habilidad o sensibilidad del participante para experimentar el momento presente (*¿Tiene capacidad de atender al momento presente, sin llegar a establecer juicios valorativos?; ¿Tiene conciencia plena en el momento presente, sin llegar a establecer juicios valorativos?*). Desde un punto de vista psicométrico se esperaría que responder positivamente a estas preguntas se relacionase con puntuaciones más altas de mindfulness y, por ello, estas preguntas fueron incluidas en el formulario con el ánimo de valorar la validez convergente de las puntuaciones de la escala. Seguidamente aparecieron un conjunto de ítems destinados a valorar la experiencia y la frecuencia de práctica de actividades relacionadas con la meditación o con el mindfulness (*¿Practica con regularidad meditación o algún tipo de técnica de relajación?; ¿Practica algún tipo de actividad relacionada con la percepción corporal, por ejemplo, Yoga, chi kung, tai chi, qigong, reiki...?*). Nuevamente, la respuesta positiva a estas preguntas debería correlacionar positivamente con una puntuación más alta en la escala de mindfulness. Así, estas preguntas fueron tenidas en cuenta para valorar los coeficientes de validez diferencial (es decir, que dos grupos de personas que se presuponen que tienen diferentes grados de constructo puntúen, de facto, diferencialmente en la escala). Finalmente, se preguntó a los participantes si estaban diagnosticados de alguna enfermedad médica o trastorno psicológico, así como el tipo de tratamiento que estaban siguiendo. Esta pregunta se utilizó como instrumento para valorar la validez diferencial de la escala dado que se ha observado que la presencia de un amplio espectro de trastornos mentales se relaciona inversamente con la conciencia plena (Hayes et al., 1996).

*Inventario Friburgo de Mindfulness* (Sáez et al., 2016). Se ha usado la versión corta adaptada al español de este inventario compuesta por 14 ítems tipo Likert de cuatro alternativas de respuesta que van de 1 (casi nunca) a 4 (casi siempre), todos en sentido directo. La puntuación total de la escala se obtiene del sumatorio de la puntuación obtenida en cada uno de los ítems. Las puntuaciones pueden oscilar, por tanto, entre 14 y 56, de manera que a mayor puntuación, mayor nivel de mindfulness y viceversa. La fiabilidad de la escala original fue de .86 (Walach et al., 2006) y la de la adaptación al español fue de .88 (Sáez et al., 2016). Además, en el estudio de Sáez et al. (2016) se observó que la puntuación del IFM correlacionó positiva y significativamente con el optimismo y el realismo.

*Cuestionario de Aceptación y Acción II* [Acceptance and Action Questionnaire-II, AAQ-II] (Ruiz et al., 2013). El AAQ-II mide evitación experiencial o inflexibilidad psicológica. El AAQ es un instrumento de medición cuyo desarrollo se basó en una amplia gama de experiencias extraídas directamente de la clínica psicológica (Hayes et al., s.f.). El constructo medido

con la escala va en sentido contrario al mindfulness, de modo que se esperaría que correlacionase negativamente con esta puntuación y, por tanto, aportando evidencias sobre la validez divergente de la escala. La escala se presentó originalmente en una versión larga de 32 ítems pero finalmente se redujo a nueve (Barraca, 2004; Hayes et al., s.f.). Con posterioridad, la escala se redujo a siete ítems (Bond et al., 2011). Aunque existe una versión de la escala en español adaptada a la población mexicana (Patrón, 2010), en este trabajo se ha utilizado la versión de Ruiz et al. (2013). Los siete ítems del test son de tipo Likert con siete alternativas de respuesta que van de 1 (nunca es verdad) a 7 (siempre es verdad). El contenido de los ítems refleja lo indeseable de experimentar pensamientos y emociones molestos; y la inhabilidad para estar en el momento presente y comportarse en dirección a los valores personales. El cuestionario mostró una estructura unifactorial y una fiabilidad de .88 por medio del coeficiente alfa de Cronbach en la versión adaptada al español (Ruiz et al., 2013). En este trabajo la escala AAQ-II mostró una consistencia interna de .91 tanto utilizando el coeficiente alfa de Cronbach como el omega de McDonald. El promedio de correlación entre los ítems y el total de la escala fue de 0.60.

## Procedimiento

Tal y como sugieren los estándares de la Comisión Internacional de Tests (Muñiz et al., 2013; Muñiz y Hambleton, 1996), se contactó con los autores de la escala para solicitar el correspondiente permiso de uso. Los datos de este trabajo fueron recogidos por medio de un formulario electrónico que se distribuyó a través de las redes sociales (como Facebook y WhatsApp). El inicio de la recogida de información se desencadenó pidiendo a estudiantes universitarios que cumplimentaran el formulario diseñado. Este cuestionario incluía, en sus instrucciones un enlace al formulario electrónico que contuvo la escala y se pidió a los participantes que lo difundiesen entre sus contactos de las redes sociales. Así, cada persona que fue invitada a cumplimentar el cuestionario también fue invitada a compartirlo con sus correspondientes contactos de las redes sociales. Por la realización del cuestionario no se dio más gratificación que el agradecimiento al finalizar el cuestionario. La investigación recibió la aprobación ética por parte del Vicedecanato de Psicología de la UCAM Universidad Católica de Murcia.

## Análisis de datos

En este trabajo se han complementado las técnicas clásicas de inferencia estadística, basadas en el p-valor de un test, con el cálculo del Factor de Bayes tal y como se viene sugiriendo desde diferentes ámbitos (p. e., Altman y Krzywinski, 2017; Nuzzo, 2014; Puga et al, 2015; Wasserstein y Lazar, 2016). El uso de los factores de Bayes para interpretar datos científicos queda justificado también por el papel que están tomando estos estadísticos en el ámbito de las ciencias de la salud (Ruiz-Ruano y Puga, 2020). Este tipo de estadísticos permite orientar y apoyar la toma de decisiones estadísticas de manera más comprensible frente a los estadísticos tradicionales. Dos versiones del Factor de Bayes fueron calculadas. En primer lugar, se calculó el Factor de Bayes ( $FB_{10}$ ) que estima cuán más probable es la hipótesis alternativa de un test frente a la probabilidad de la hipótesis nula. Para ello, se utilizó la

versión 0.8.1.2 del software JASP (Jasp Team, 2017). También se calculó la calibración del  $p$ -valor propuesta por Sellke, Bayarri y Berger (2011) que puede interpretarse como el límite superior del Factor de Bayes ( $\bar{B}$ , también llamado *Vovk-Sellke Maximum  $p$ -Ratio*) para un amplio espectro de distribuciones previas diferentes (Altman y Krzywinski, 2017). Para interpretar la fuerza de la evidencia en favor de la hipótesis alternativa frente a la hipótesis nula utilizando el Factor de Bayes se tomó en consideración la propuesta realizada por Jarosz y Wiley (2014) atendiendo a los criterios planteados por Jeffreys (1948). Así, un Factor de Bayes comprendido entre 1 y 3 fue considerado como una evidencia débil o anecdótica en favor de la hipótesis alternativa, cuando su valor estuvo comprendido entre 3 y 10 se consideró una evidencia substancial hacia la hipótesis alternativa, un valor comprendido entre 10 y 30 fue considerado como una evidencia fuerte en favor de la hipótesis alternativa, cuando el factor de Bayes asumió un valor comprendido entre 30 y 100 se consideró que la evidencia era muy fuerte en favor de la hipótesis alternativa y, por último, un Factor de Bayes mayor a 100 fue interpretado como una evidencia decisiva en favor de la hipótesis alternativa de un test estadístico.

La versión 4.1.1 del paquete base del lenguaje de programación R fue utilizada para analizar los datos (R Core Team, 2021). El paquete *psych* para R en su versión 1.7.5 fue utilizado para realizar los análisis previos al estudio de la estructura factorial del IFM (test de esfericidad de Barlett y estimación del valor del estadístico KMO). El análisis paralelo de la escala se llevó a cabo teniendo en cuenta la propuesta hecha por Falissard (2012), simulando aleatoriamente 20 muestras a partir de los datos observados y superponiendo las tendencias de autovalores sobre el gráfico de sedimentación. Por su parte, para realizar los correspondientes análisis factoriales confirmatorios del IFM se utilizó el paquete *lavaan* para R en su versión 0.5-23.1097 (Rossee, 2012) utilizando la función de análisis factorial confirmatorio, *cfa()*, a partir de la matriz de varianzas covarianzas que genera el software por defecto. Para valorar la bondad de ajuste de los modelos se tomaron como referencia los valores sugeridos por los trabajos de Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010) y Ruiz et al. (2010). En concreto, valores más pequeños de AIC (Criterio de Información Akaike) y BIC (Criterio de Información Bayesiano) fueron considerados como indicadores de mejor ajuste. Por su parte, valores próximos a 1 de CFI (Índice de Bondad de Ajuste Comparativo), TLI (Índice de Tucker-Lewis) y NFI (Índice de Ajuste Normalizado) fueron considerados indicadores de mejor ajuste. Por último, valores más pequeños de RMSEA (Raíz del Residuo Cuadrático Promedio de Aproximación) se consideraron indicadores de mejor ajuste. Por consiguiente, aunque tradicionalmente se ha considerado que los valores de CFI, TLI y NFI deben ser mayores a 0.95 o que el valor del RMSEA debe ser inferior a 0.08 para que un modelo sea considerado bueno (véase, por ejemplo, Ruiz et al., 2010), no se tuvieron en cuenta estos puntos de corte específicos para determinar si un modelo es bueno o malo siguiendo las sugerencias de Lance et al. (2006). Esta estrategia de interpretación de resultados, por tanto, está destinada a valorar comparativamente qué modelo es más plausible, dados los datos muestrales, de todos aquellos que han sido analizados en vez de aseverar que alguno de ellos es el correcto. De este modo tratamos de seguir un camino de interpretación análogo al propuesto por la Asociación Americana de Estadística cuando plantean la reconsideración de puntos de corte específicos para interpretar los  $p$ -valores de un test estadístico (Wasserstein y Lazar, 2016). Además, creemos que esta estrategia interpretativa permite evitar ciertas prácticas indeseables en el uso de estimaciones estadísticas (véase, por ejemplo, Munafò et al., 2017). Por último, para la estimación

de la consistencia interna de las escalas utilizadas en el estudio se utilizó tanto el coeficiente alfa de Cronbach como el coeficiente omega de McDonald (Dunnet al., 2015; Kelley y Cheng, 2012).

## Resultados

La fiabilidad de la versión española del Inventario Friburgo de Mindfulness usando tanto el alfa de Cronbach como el omega de McDonald indican una aceptable consistencia interna de la escala ( $\alpha = .86$ ;  $\omega = .87$ ), frente al alfa de .86 obtenido en la versión original. Con respecto a la media de correlación entre ítems, en este caso se obtiene un promedio de 0.31, frente al 0.30 obtenido en 2006 por los autores de la escala (Walach et al., 2006). En el análisis de la correlación ítem-total se observa que todos los ítems tienen una correlación positiva de magnitud moderada excepto el ítem 13 (véase Tabla 1), cuya correlación es próxima a cero. En la Tabla 1 también se presentan los índices de fiabilidad alfa y omega en caso de eliminarse un ítem. Tal como puede observarse, el ítem 13 es el que correlaciona menos con la puntuación total de la escala y su eliminación incrementaría la fiabilidad de la misma.

**Tabla 1.** Análisis descriptivo de los ítems de la escala, correlación ítem-total ( $r_{iT}$ ) y análisis de fiabilidad en caso de eliminar un ítem.

Ítems	<i>M</i>	<i>DT</i>	$r_{iT}$	$\alpha$	$\omega$
1. Estoy dispuesto/a a experimentar el momento presente	3.13	0.87	0.50	.85	.86
2. Siento mi cuerpo cuando como, cocino, limpio y hablo	2.63	1.02	0.50	.85	.86
3. Cuando noto que me distraigo, vuelvo suavemente a la experiencia del aquí y ahora	2.58	0.91	0.48	.85	.86
4. Soy capaz de percibirme a mí mismo/a	2.91	0.94	0.66	.84	.85
5. Presto atención a las consecuencias de mis actos	3.28	0.83	0.52	.85	.86
6. Veo mis errores y dificultades sin juzgarlos	2.55	0.95	0.50	.85	.86
7. Me siento conectado/a con mi experiencia del aquí y el ahora	2.74	0.91	0.71	.84	.85
8. Acepto las experiencias desagradables	2.80	0.93	0.57	.85	.86
9. Soy comprensivo/a conmigo mismo/a cuando las cosas van mal	2.65	0.92	0.57	.85	.86
10. Percibo mis emociones sin perderme en ellas	2.54	0.86	0.59	.85	.86
11. En situaciones difíciles, puedo hacer una pausa en vez de reaccionar inmediatamente	2.62	0.94	0.53	.85	.86
12. Experimento momentos de paz interna y calma, incluso cuando las situaciones son frenéticas y estresantes	2.32	0.96	0.56	.85	.86
13. Soy impaciente conmigo y con los demás	2.39	1.01	0.02	.88	.88
14. Soy capaz de sonreír cuando me doy cuenta de cómo a veces me complico la vida	3.02	0.92	0.51	.85	.86

Nota:  $\alpha$ : alfa de Cronbach en caso de eliminarse el ítem,  $\omega$ : omega de McDonald en caso de eliminarse el ítem.

En la Tabla 2 se presentan los resultados de las correlaciones entre la puntuación del IFM, la capacidad de atención al momento presente, la capacidad de conciencia del momento presente, la evitación experiencial, la presencia de tratamiento psicológico y la presencia de tratamiento psiquiátrico. Se observa que la relación entre mindfulness medido con el IFM,

atención y conciencia se dan en sentido positivo. Estas correlaciones son estadísticamente diferentes de cero desde el punto de vista clásico y los factores de Bayes estimados también redundan en esa misma interpretación. En ambos casos la evidencia en favor de la hipótesis alternativa (que la correlación poblacional es positiva) frente a la hipótesis nula (que la correlación tiene un valor de cero en la población) puede considerarse extrema en términos bayesianos. Por su parte, la relación con la evitación experiencial, el tratamiento psicológico y el tratamiento psiquiátrico se da en sentido inverso. Todas las correlaciones son significativamente diferentes de cero atendiendo al contraste de hipótesis clásico. Del mismo modo, los factores de Bayes estimados para cada una de estas correlaciones indican que existe evidencia favorable a la hipótesis de que la correlación poblacional es negativa. Sin embargo, mientras que los factores de Bayes sugieren que los datos son más probables bajo la hipótesis alternativa cuando se estiman las correlaciones entre la puntuación del IFM, de la puntuación del AAQ-II y del trastorno psicológico (algo que podría considerarse como evidencia extrema hacia la hipótesis alternativa); el Factor de Bayes para la correlación entre la puntuación del IFM y el trastorno psiquiátrico sugiere sólo evidencia fuerte hacia la hipótesis alternativa en comparación con la nula.

**Tabla 2.** Correlación de Pearson entre las puntuaciones del IFM, atención (A), conciencia (C), evitación experiencial (EE), tratamiento psicológico (TPc) y tratamiento psiquiátrico (TPq).

	IFM	A	C	EE	TPc	TPq	$FB_0$	$\bar{B}$
<b>IFM</b>		0.24 [0.16 : 0.32]	0.17 [0.09 : 0.25]	-0.32 [-0.39 : -0.24]	-0.16 [-0.24 : -0.08]	-0.13 [-0.21 : -0.04]		
<b>A</b>	< 0.001		0.70 [0.65 : 0.74]	-0.21 [-0.29 : -0.13]	-0.17 [-0.25 : -0.09]	-0.14 [-0.22 : -0.06]	$1.48 \times 10^6$	$4.08 \times 10^6$
<b>C</b>	< 0.001	< 0.001		-0.19 [-0.27 : -0.11]	-0.14 [-0.22 : -0.06]	-0.11 [-0.20 : -0.03]	328.10	1117.08
<b>EE</b>	< 0.001	< 0.001	< 0.001		0.24 [0.16 : 0.32]	0.20 [0.12 : 0.28]	$2.95 \times 10^{11}$	$6.83 \times 10^{11}$
<b>TPc</b>	< 0.001	< 0.001	< 0.001	< 0.001		0.57 [0.52 : 0.63]	140170	522.67
<b>TPq</b>	0.002	< 0.001	0.004	< 0.001	< 0.001		8169	29.60

*Nota.* En el cuadrante superior derecho se presentan las correlaciones y, entre corchetes, el intervalo de confianza clásico para la correlación al 95%. En el cuadrante inferior izquierdo se presentan los p valores clásicos (contrastes unilaterales) para cada una de las correlaciones.  $FB_0$ : Factor de Bayes (contraste unilateral) para cada una de las correlaciones que se establecen entre la puntuación del IFM y la variable que aparece señalada en la fila correspondiente,  $\bar{B}$ : límite superior del Factor de Bayes basado en la calibración del p-valor del test según Sellke et al. (2001) para la correlación que se establece entre la puntuación del IFM y la variable que aparece señalada en la fila correspondiente.

Las puntuaciones de la versión corta del IFM también se comportan del modo esperado atendiendo a la frecuencia de práctica de la meditación, y de deportes de percepción corporal. Como puede observarse en la Tabla 3, el mindfulness se relaciona de manera inversa tanto con la variable *última vez que realizaste meditación* y *última vez que practicaste deporte*

de percepción corporal. Lo que significa que cuanto más tiempo ha pasado desde que se realizó la última actividad, menor es la puntuación en la escala de mindfulness. Con respecto al tiempo que se lleva meditando o realizando deporte de percepción corporal y con su frecuencia, la relación obtenida es positiva. Es decir, que cuanto mayor sea la experiencia en este tipo de actividades y cuanto más se practica, mayores son los niveles de mindfulness medida con la versión corta del IFM. En todos los casos, estas correlaciones son estadísticamente significativas desde el punto de vista clásico. Los factores de Bayes calculados para cada una de las correlaciones indican la existencia de evidencias favorables en todos los casos hacia la hipótesis de que la correlación poblacional en el caso de las dos primeras variables es negativa y, con respecto a las últimas, que es positiva. Es decir, que los factores de Bayes estimados sugieren que los datos observados son más compatibles con las hipótesis alternativas que con las hipótesis nulas en todos los casos y la magnitud de esas evidencias puede considerarse extrema.

**Tabla 3.** Correlaciones de Spearman ( $r_s$ ) y  $t$  de Kendall con sus correspondientes intervalos de credibilidad al 95% ( $ICd_{95\%}$ ) entre las puntuaciones del IFM con medidas de frecuencia de meditación y en deportes de percepción corporal.

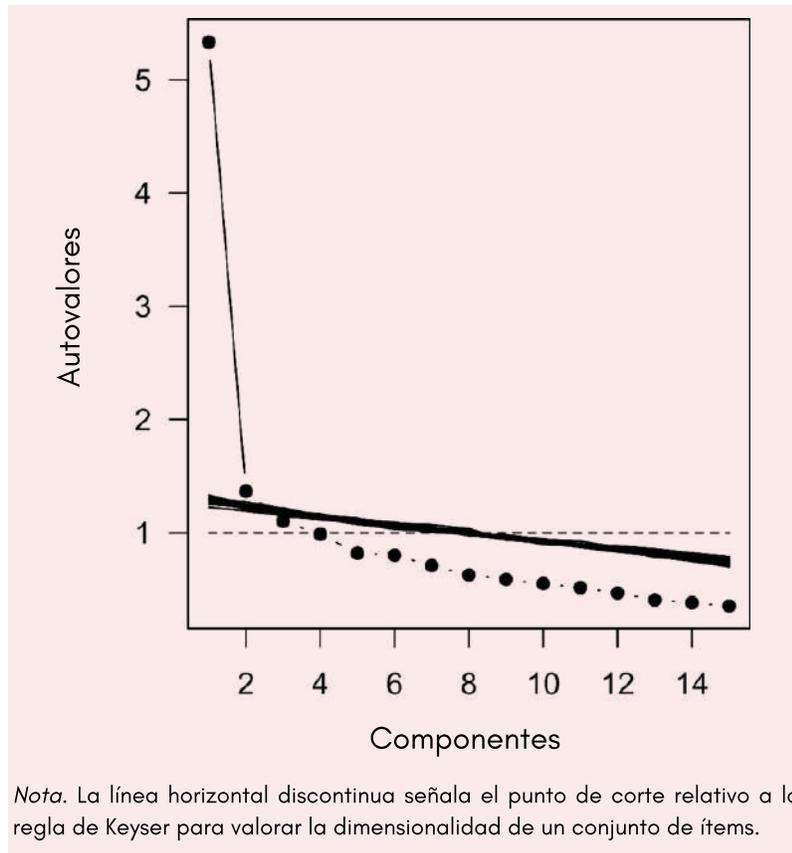
	$r_s$	$P$	$\tau$	$ICd_{95\%}$	$FB_{10}$	$\bar{B}$
<b>UM</b>	-0.23	< 0.001	-0.18	-0.24 : -0.13	$9.03 \times 10^7$	356984.39
<b>FM</b>	0.22	< 0.001	0.18	0.12 : 0.23	$1.30 \times 10^7$	146762.90
<b>TM</b>	0.22	< 0.001	0.18	0.12 : 0.23	$2.98 \times 10^7$	245085.92
<b>UC</b>	-0.19	< 0.001	-0.15	-0.21 : -0.10	122770	4815.40
<b>FC</b>	0.19	< 0.001	0.16	0.10 : 0.21	305800	8783.37
<b>TC</b>	0.19	< 0.001	0.15	0.10 : 0.21	228787	7738.20

*Nota.* UM: última meditación; FM: frecuencia de la meditación; TM: tiempo meditando; UC: última vez que practicó deporte de percepción corporal; FC: frecuencia de práctica de deporte de percepción corporal; TC: tiempo practicando deporte de percepción corporal,  $FB_{10}$ : Factor de Bayes (contrastes unilaterales) para cada uno de los coeficientes t de Kendall,  $\bar{B}$ : límite superior del Factor de Bayes basado en la calibración del  $p$ -valor del test según Sellke et al. (2001).

También se observa que las personas que realizaban meditación obtienen mayores puntuaciones en el IFM ( $M = 40.46$ ,  $DT = 8.09$ ) que las que no ( $M = 37.39$ ,  $DT = 7.46$ ),  $t_{(541)} = -4.02$ ,  $p < 0.001$ ,  $d = 0.40$ . Atendiendo tanto al Factor de Bayes como al límite superior del mismo basado en la calibración del  $p$ -valor, se observa que existe un apoyo muy fuerte en favor de la hipótesis de que las personas que realizan algún tipo de meditación obtienen puntuaciones más elevadas en mindfulness que aquellos que no realizan actividades de este tipo ( $FB_{10} = 488$ ,  $\bar{B} = 1055$ ). En cuanto a aquellas personas que realizan deportes relacionados con la percepción corporal, también se observan diferencias estadísticamente significativas, desde el punto de vista clásico, entre quienes los practican ( $M = 40.69$ ,  $DT = 7.97$ ) y no ( $M = 37.52$ ,  $DT = 7.54$ ),  $t_{(541)} = -3.81$ ,  $p < 0.001$ ,  $d = 0.42$ . Del mismo modo, el Factor de Bayes y su límite superior muestran que los datos son mucho más consistentes con la hipótesis de que las

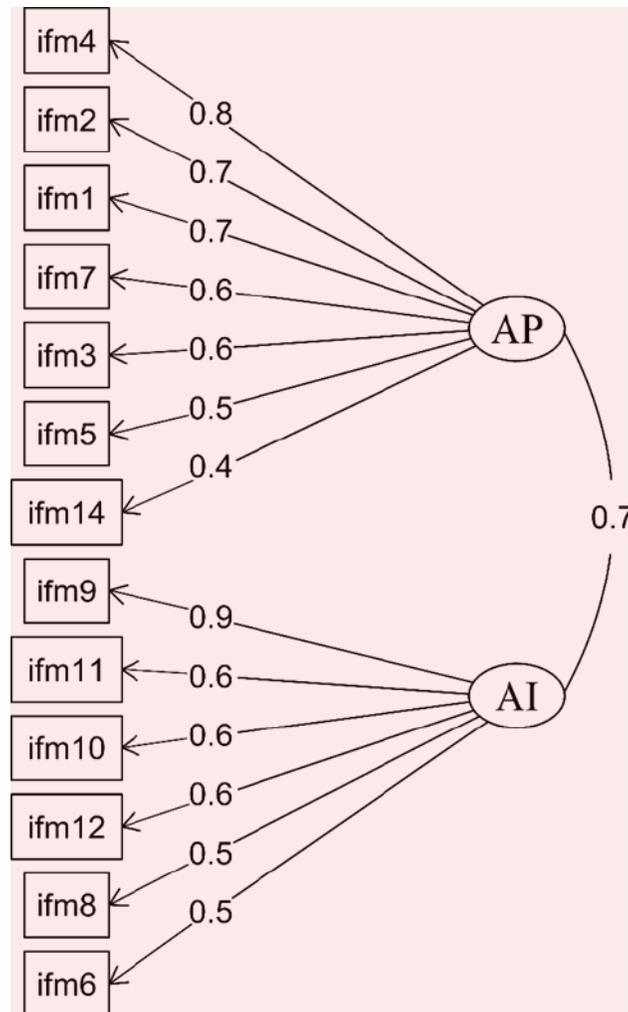
personas que practican algún tipo de deporte de percepción corporal puntúan más alto en mindfulness que aquellos que no practican ( $FB_{10} = 238$ ,  $\bar{B} = 500.4$ ). Con respecto a las puntuaciones en el IFM de las personas que reportan sufrir un trastorno psicológico ( $M = 36.27$ ,  $DT = 8.83$ ) y las que no ( $M = 38.42$ ,  $DT = 7.50$ ), también se observan diferencias estadísticamente significativas desde el punto de vista clásico en el sentido esperado, ( $t_{(541)} = 2.24$ ,  $p = 0.013$ ,  $d = 0.28$ ). Sin embargo, si nos fijamos en el tamaño del efecto de las diferencias, se observa que es más bien débil, lo cual viene apoyado por el resultado obtenido en el Factor de Bayes que en este caso es de 2.89 ( $\bar{B} = 6.60$ ) lo cual habla de un evidencia débil o anecdótica en favor de la hipótesis alternativa. Es decir, que la probabilidad de que los resultados sean generados por la hipótesis alternativa son solamente 2.98 veces más probables que bajo la hipótesis nula.

Se pusieron a prueba los dos modelos factoriales (el unifactorial y el de cuatro factores) planteados por los autores de la escala (Walach et al., 2006). El test de esfericidad de Bartlett arrojó resultados que sugerían que el análisis factorial era plausible:  $X^2(13) = 42.69$ ,  $p < 0,001$ ,  $KMO = 0.91$ . Los análisis factoriales confirmatorios muestran que tanto el modelo unifactorial [ $X^2(77) = 429.57$ ,  $p < 0.001$ ,  $AIC = 18377.26$ ,  $BIC = 18408.7$ ,  $CFI = 0.85$ ,  $TLI = 0.83$ ,  $RMSEA = 0.09$ ,  $NFI = 0.83$ ] como el modelo de cuatro factores relacionados obtienen índices de ajuste similares [ $X^2(71) = 385.76$ ,  $p < 0.001$ ,  $AIC = 18345.45$ ,  $BIC = 18383.62$ ,  $CFI = 0.87$ ,  $TLI = 0.83$ ,  $RMSEA = 0.09$ ,  $NFI = 0.85$ ]. También se estimó un modelo factorial que incluía un factor adicional de segundo orden, aunque no mostró mejor bondad de ajuste que los anteriores [ $X^2(77) = 725.57$ ,  $p < 0.001$ ,  $AIC = 18673.26$ ,  $BIC = 18793.58$ ,  $CFI = 0.73$ ,  $TLI = 0.68$ ,  $RMSEA = 0.13$ ,  $NFI = 0.71$ ]. Información complementaria sobre estos análisis factoriales puede encontrarse aquí: <https://osf.io/7a4tr/>. Como se puede apreciar en la Figura 1, el análisis paralelo realizado sugiere que la versión corta analizada puede también ser considerada con una estructura factorial diferente a la unidimensional. Como se observa en la Figura 1, los trazos de las simulaciones aleatorias dejan por encima dos puntos del gráfico de sedimentación, lo que apunta a que el conjunto de ítems podría considerarse bidimensional. Y, lo que es más, si se tuviese en cuenta el criterio de Keyser podríamos llegar a la conclusión de que el conjunto de ítems tiene estructura tridimensional.



**Figura 1.** Gráfico de sedimentación y análisis paralelo.

Dado que los análisis relativos a la estructura factorial teórica no satisfacen los criterios usuales de bondad de ajuste (véase, por ejemplo, Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010; Ruiz et al., 2010), se llevaron a cabo análisis exploratorios adicionales destinados a encontrar una estructura factorial más apropiada para los datos observados. El ítem 13 fue excluido de los análisis teniendo en cuenta la correlación nula que presenta con el resto de los ítems de la escala. La matriz de correlaciones policóricas fue usada para estimar un modelo factorial exploratorio,  $X^2(78) = 2444.43$ ,  $p < 0.001$ ,  $KMO = 0.91$ . El método de máxima verosimilitud fue utilizado y se aplicó el método de rotación promax para permitir que los factores estuviesen correlacionados. Se obtuvo un modelo de dos factores correlacionados (Figura 2) cuyos indicadores de bondad de ajuste pueden considerarse apropiados desde el punto de vista estadístico [ $X^2(64) = 210.17$ ,  $p < 0.001$ ,  $AIC = 16628.81$ ,  $BIC = 16744.83$ ,  $CFI = 0.94$ ,  $TLI = 0.93$ ,  $RMSEA = 0.06$ ,  $NFI = 0.92$ ]. Los factores encontrados hacen referencia a los componentes de atención plena (ítems 1, 2, 3, 4, 5, 7 y 14) y de aceptación incondicional (ítems 6, 8, 9, 10, 11 y 12) que caracterizan al mindfulness, y que coinciden con dos de las dimensiones de la primera versión del FMI (Buchheld et al., 2001). Las consistencias internas estimadas para los factores de atención plena ( $\alpha = .82$ ;  $\omega = .83$ ) y de aceptación incondicional ( $\alpha = .74$ ;  $\omega = .77$ ) pueden considerarse apropiados.



**Figura 2.** Nota. AI: aceptación incondicional, AP: atención plena.

En cualquiera de los casos, dado que los autores de la escala original consideran el constructo como unifactorial e integrado por diferentes facetas relacionadas, se calculó y analizó una única puntuación de la escala IFM recortada tal y como hemos ido señalando en los párrafos anteriores. La puntuación media total obtenida de la escala ha sido de 38.13 ( $DT = 7.72$ ), casi cuatro puntos superior a la que obtuvieron los autores (Walach et al., 2006) de la versión corta ( $M = 34.52$ ;  $DT = 6.77$ ). El rango de puntuaciones en nuestro caso se ajusta al teórico, es decir, la puntuación mínima obtenida fue de 14 y la máxima de 56. En el caso de la escala original, el rango osciló entre 18 y 52. En cuanto a la asimetría, en el presente estudio se obtiene un valor de  $-0.55$  frente al valor de asimetría de  $-0.32$  obtenido en el estudio de 2006. Por último, la puntuación de curtosis del presente estudio es de  $0.62$  frente al  $-0.13$  obtenido por los autores de la versión corta del IFM (Walach et al., 2006).

## Discusión

Las propiedades psicométricas obtenidas para la versión corta adaptada al español del IFM se asemejan mucho a las obtenidas para la versión original y muestran unos niveles lo suficientemente

aceptables como para que la escala sea usada con éxito en el contexto de investigación. Los estadísticos de bondad de ajuste estimados de las estructuras factoriales sugeridas por los autores de la escala no fueron aceptables desde el punto de vista psicométrico para la versión adaptada usada en este estudio. A pesar de que la escala original de 30 ítems presentaba una estructura de cuatro factores (Buchheld et al., 2001), los autores de la versión corta se inclinaron por la defensa de un constructo unidimensional con facetas interrelacionadas (Walach et al., 2006). Los análisis exploratorios llevados a cabo en este estudio sugieren que el ítem 13 puede ser eliminado de la versión adaptada al español y que la estructura factorial más plausible es la bifactorial considerando que los factores están relacionados. Los factores encontrados en la exploración realizada sugieren que los ítems de la escala pueden agruparse en los factores de *aceptación incondicional y atención plena* que tienen sentido teórico atendiendo al concepto de mindfulness (p. e., Engström et al., 2022; Rupprecht y Walach, 2016; Soler et al., 2012; Walach et al., 2006). Los ítems de aceptación incondicional están referidos a la actitud de apertura para experimentar emociones, sensaciones, situaciones o cogniciones de forma no evaluativa incluso aunque puedan conllevar connotaciones negativas para la persona (p. e., “acepto las experiencias desagradables”). Por su parte, los ítems de atención plena están referidos a una predisposición o expectativa orientada a experimentar, sentir o atender al momento presente en lo referente a las sensaciones orgánicas, psicológicas o situacionales de la persona (p. e., “me siento conectado/a con mi experiencia del aquí y el ahora”). En cualquiera de los casos, futuros trabajos deberían seguir explorando este aspecto para arrojar luz sobre esta estructura factorial sugerida para la escala. Futuras investigaciones podrían indagar con más ahínco en este asunto tanto teórica como metodológicamente.

En cuanto a la consistencia interna, los valores obtenidos con el coeficiente alfa y omega se asemejan a los valores originalmente reportados por los autores y pueden considerarse aceptables para instrumentos en proceso de desarrollo o con fines de investigación (Lance et al., 2006). Como se aprecia en la Tabla 1, el ítem 13 muestra un comportamiento cuestionable con relación al total de la escala (una correlación ítem-total próxima a cero) y a los índices de consistencia interna (estos índices se incrementan al eliminar el ítem). Por tanto, sugerimos que futuros trabajos presten atención al comportamiento psicométrico de este ítem para valorar su idoneidad ya que los análisis exploratorios que hemos realizado sugieren que se podría prescindir del mismo.

En cuanto a otras pruebas en favor de la validez de la interpretación de las puntuaciones de la escala, se plantearon dos cuestiones que trataban de aproximarse a la definición de mindfulness: su concepción como la capacidad de atender y de ser consciente del momento presente (Brown y Ryan, 2003; Buchheld et al., 2001; Mañas, 2009; Sauer et al., 2013; Simón, 2010; Vallejo, 2006; Walach et al., 2006). Los resultados encontrados en ambos casos muestran que cuando las personas indican tener un mayor nivel de mindfulness, también responden de manera positiva a cada una de las dos cuestiones. Por consiguiente, nuestros resultados aportan evidencias en favor de la validez de las interpretaciones que se derivan de las puntuaciones de la escala en este sentido. Por consiguiente, la versión corta del IFM se presenta como una buena alternativa para medir mindfulness dada la brevedad y sus aceptables propiedades psicométricas como se ha observado al compararla con escalas

similares (Sauer et al., 2013).

Por su parte, tal como muestran los resultados, la relación entre la evitación experiencial y el mindfulness es inversa y muy estrecha, sobre todo si atendemos al Factor de Bayes. Como señalan Luciano y Hayes (2001) la evitación experiencial o el trastorno de evitación experiencial supone una inflexibilidad psicológica que conduce a la evitación de cualquier pensamiento o sentimiento que haga a la persona sentirse mal. Si atendemos a esta definición, y la comparamos con la concepción del mindfulness como una apertura total a la experiencia del momento presente, observamos que por definición se trata de dos constructos totalmente opuestos. De este modo, cobran sentido los resultados obtenidos, de manera que aquellos participantes que reportan mayores niveles de evitación experiencial tendrán un menor estado de mindfulness. Esta relación ha sido estudiada anteriormente en el contexto español, por ejemplo, por Ruiz et al. (2014) usando el Kentucky Inventory of Mindfulness Skills y el Cuestionario de Aceptación y Acción - II (AAQ-II). Sus resultados mostraron una relación inversa en las puntuaciones de ambos constructos en el mismo sentido que los resultados presentados en este trabajo.

En relación con lo anterior, el hecho de que las personas que sufren un trastorno psicológico obtengan puntuaciones inferiores en mindfulness, puede venir explicada por el distanciamiento que estas personas tienen con su realidad o con distintas facetas de su vida cotidiana a nivel de eventos psicológicos privados. Nuevamente, esta observación es una evidencia en favor de la validez de las interpretaciones que se pueden realizar de las puntuaciones que genera la escala (Walach et al., 2006). Tanto las pruebas clásicas como las bayesianas sugieren que las personas afectadas por trastornos psicológicos puntúan más bajo en mindfulness que las personas que no los sufren. Sin embargo, estos resultados tienen consideración de débiles o anecdóticos, lo que podría ser explicado porque no se diferenció entre trastornos psicológicos ya que es sabido que ciertos trastornos (por ejemplo, la ansiedad o la depresión) tienden a estar más relacionados con la pérdida de contacto con la realidad psicológica personal o con eventos internos privados (p. e., Hayes et al., 1996). Además, el reporte que hicieron los participantes de su estado psicológico podría no ser lo suficientemente preciso atendiendo al método de recolección de datos en este estudio. Con respecto a los tratamientos seguidos por los participantes del estudio ocurre algo similar, tanto los que informan estar siguiendo un tratamiento psicológico como psiquiátrico obtienen una menor puntuación en mindfulness que aquellos que no siguen ningún tipo de tratamiento.

Por su parte, de manera análoga a como se reportó en el estudio original del IFM (Buchheld et al., 2001), también hemos observado que practicar meditación o deportes de percepción corporal está positivamente relacionado con el hecho de tener mayores niveles de mindfulness. En este mismo sentido, se observa que cuanto más tiempo pasó desde la última práctica, la puntuación en mindfulness fue menor. Por otro lado, cuanto más tiempo se lleva practicando cualquiera de este tipo de actividades y con una mayor frecuencia, mayores son los niveles de mindfulness. En su conjunto, todos estos resultados aportan evidencias en favor de la validez de la versión corta española del IFM.

Hay autores que señalan que los resultados obtenidos con el mindfulness como método terapéutico tienen sus carencias o limitaciones (para un trabajo reciente al respecto, véase Coronado-Montoya et al., 2016). No obstante, y aunque pueda pensarse que es una moda, si este método de intervención vinculado a otras técnicas de intervención psicológica le es útil a ciertos pacientes, entonces merece la pena seguir trabajando en ello. Tras los resultados presentados, al igual que ocurre con otras versiones de la escala (Sauer et al., 2013), nos encontramos ante una herramienta que presenta buenas propiedades psicométricas, y que puede resultar de gran utilidad para realizar evaluaciones de una manera rápida, tanto en el contexto clínico como en cualquier otro.

Entre las limitaciones del estudio cabría señalar el método de recogida de datos. A pesar de que recoger datos por medio de fuentes electrónicas es un método rápido en algunos casos y con posibilidad de tener acceso a gran cantidad de participantes, es cierto que también puede presentar problemas. En este caso concreto, donde algunas preguntas tenían que ver con salud y tratamientos psicológicos, las personas pueden no haber informado correctamente de su situación real. En futuros trabajos resultaría interesante trabajar con muestras clínicas, así como con distintos tipos de intervención psicológica y ver si aquellas que incluyen sesiones de mindfulness obtienen mejores resultados que aquellas que no.

## Conclusiones

La adaptación de la versión breve del IFM propuesta muestra propiedades psicométricas aceptables y similares a las reportadas para la escala original. Los resultados de los análisis realizados ponen de manifiesto que la escala puede ser utilizada tanto a nivel de investigación como a nivel clínico. En este trabajo se ha observado que la estructura factorial más verosímil es aquella que considera dos factores relacionados (aceptación incondicional y atención plena) tras haber omitido el ítem 13. No obstante, dado que estos análisis fueron exploratorios, sería deseable que se continuase investigando la estructura factorial de la escala con el objetivo de encontrar más evidencias al respecto. El resto de las evidencias sobre la validez de la escala (diferencial, convergente y divergente, así como aquellas referidas a la consistencia interna) van en la línea de lo requerido.

## Referencias

- Altman, N., y Krzywinski, M. (2017). Points of significance: interpreting *p* values. *Nature Methods*, 14, 213-214. <https://doi.org/10.1038/nmeth.4210>
- Barraca, J. (2004). Spanish adaptation of the acceptance an action questionnaire (AAQ). *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 4, 505-515. <https://tinyurl.com/khdhamaz>

- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., y Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the acceptance and action questionnaire-II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42(4), 676-688. <https://doi.org/ftbs23>
- Boyce, B. (5 de febrero de 2014). No Blueprint, just love. *Mindful. Taking Time for What Matters*, 6(1), 3-10. <https://tinyurl.com/bdh7jkw>
- Brito, G. (2011). Programa de reducción del estrés basado en la Atención Plena (Mindfulness): Sistematización de una experiencia de su aplicación en un hospital público semi-rural del sur de Chile. *Psicoperspectivas. Individuo y Sociedad*, 10(1), 222-242. <https://doi.org/hhwt>
- Brown, K. W., y Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 822-848. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.822>
- Buchheld, N., Grossman, P., y Walach, H. (2001). Measuring mindfulness in insight meditation (Vipassana) and Meditation-Based Psychotherapy: the development of Freiburg Mindfulness Inventory (FMI). *Journal for Meditation and Meditation Research*, 1, 5-23. <https://tinyurl.com/39dvjetr>
- Cebolla, A., García-Palacios, A., Soler, J., Guillen, V., Baños, R., y Botella, C. (2012). Psychometric properties of the Spanish Validation of the Five Facets of Mindfulness Questionnaire (FFMQ). *The European Journal of Psychiatry*, 26(2), 118-126. <https://doi.org/f342qq>
- Cebolla, A., y Miró, M. T. (2008). Efectos de la Terapia Cognitiva basada en la Atención Plena: una aproximación cualitativa. *Apuntes de Psicología*, 26(2), 257-268. <https://tinyurl.com/2p8uzxzm>
- Coronado-Montoya, S., Levis, A. W., Kwakkenbos, L., Steele, R. J., Turner, E. H., y Thombs, B. D. (2016). Reporting of positive results in randomized controlled trials of mindfulness-based mental health interventions. *PLOS one*, 11(4), e0153220. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0153220>
- Dunn, T. J., Baguley, T., y Brunsden, V. (2015). From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105, 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Engström, M., Willander, J., y Simon, R. (2021). A review of the methodology, taxonomy, and definitions in recent fMRI research on meditation. *Mindfulness*, 13(3), 541-555. <https://doi.org/gnj56t>

- Falissard, B. (2012). *Analysis of questionnaire data with R*. CRC Press.
- Ferrando, P. J., y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 37(1), 18-33. <https://tinyurl.com/w45fdrub>
- Franco, C., Sola, M. M., y Justo, E. (2010). Reducción del malestar psicológico de la sobrecarga en familiares cuidadores de enfermos de Alzheimer mediante la aplicación de un programa de entrenamiento en Mindfulness (conciencia plena). *Revista Española de Geriatría y Gerontología*, 45(5), 252-258. <https://doi.org/10.1016/j.regg.2010.03.006>
- García-Campayo, J., Navarro-Gil, M., Andrés, E., Montero-Martín, J., López-Artal, L., y Piva, M. M. (2014). Validation of the Spanish version of the long (26 items) and short (12 items) forms of the Self-Compassion Scale (SCS). *Health and Quality of Life Outcomes*, 12,4. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-12-4>
- González, M. (2014). Dolor crónico y psicología: actualización. *Revista Médica Clínica Las Condes*, 25(4), 610-617. [https://doi.org/10.1016/S0716-8640\(14\)70081-1](https://doi.org/10.1016/S0716-8640(14)70081-1)
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy*, 35, 639-635. [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(04\)80013-3](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(04)80013-3)
- Hayes, S. C., Bissett, R. T., Strosahl, K. D., Wilson, K. D., Pistorello, J., Dykstra, T. A., Steward, S.H., Zvolensky, M. J., Eifert, G. H. Bergan, J. y Follette, W. C. (s.f.). *Psychometric properties of the acceptance and action questionnaire (AAQ)*. [Manuscrito no publicado].
- Hayes, S. C., Luoma, J., Bond, F., Masuda, A., y Lillis, J. (2006). Acceptance and Commitment Therapy: Model, processes, and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44(1), 1-25. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006>
- Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., y Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64(6), 1152-1168. <https://doi.org/bbdbg6>
- Jarosz, A. F., y Wiley, J. (2014). What are the odds? A practical guide to computing and reporting Bayes Factors. *Journal of Problem Solving*, 7, 2-9. <https://doi.org/10.7771/1932-6246.1167>
- JASP Team (2022). JASP (Version 0.16.1) [Software de computador].
- Jeffreys, H. (1948). *Theory of probability* (2a ed.). Oxford University.
- Kelley, K., y Cheng, Y. (2012). Estimation of and confidence interval formation for reliability coefficients of homogeneous measurement Instruments. *Methodology*, 8(2), 39-50. <https://doi.org/b3vz3w>

- Kohlenberg, R. J., Tsai, M., Ferro, R., Valero, L., Fernández, A., y Virués-Ortega, J. (2005). Psicoterapia Analítico-Funcional y Terapia de Aceptación y Compromiso: teoría, aplicaciones y continuidad con el análisis del comportamiento. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(2), 349-371. <https://tinyurl.com/597mh2ea>
- Lance, C. E., Butts, M. M., y Michels, L. C. (2006). The sources of four commonly reported cutoff criteria. What did they really say? *Organizational Research Methods*, 9, 202-220. <https://doi.org/10.1177/1094428105284919>
- León, B., Martín, E., García, A., y Felipe, E. (2008). Estudio preliminar de la escala de atención plena "Mindfulness" en el ámbito escolar. *INFAD*, 2(1), 371-380. <https://tinyurl.com/mr36xhcr>
- Liétor, N., Fortis, M., y Moraleda, S. (2013). Mindfulness en medicina. *Medicina de Familia Andalucía*, 14(2), 166-179. <https://tinyurl.com/34rk3twp>
- Louet, S. (2015). Mental health: the mindful way. *Nature*, 527, 553-554. <https://doi.org/hscp>
- Luciano, C., y Hayes, S. T. (2001). Trastorno de Evitación Experiencial. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 1(1), 109-157. <https://tinyurl.com/2p863k2w>
- Luciano, M. C., y Valdivia, M. S. (2006). La Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT). Fundamentos, características y evidencia. *Papeles del Psicólogo*, 27, 79-91. <https://tinyurl.com/sdh2zwh5>
- Mañas, I. (2007). Nuevas terapias psicológicas: la tercera ola de terapias de conducta o terapias de tercera generación. *Gaceta de Psicología*, 40, 26-34. <https://tinyurl.com/yckmdhrf>
- Mañas, I. (2009). Mindfulness (Atención Plena): La Meditación en Psicología Clínica. *Gaceta de Psicología*, 50, 13-29. <https://tinyurl.com/46nbp3xn>
- Mañas, I., Franco, C., Gil, M. D., y Gil, C. (2014). Educación consciente: Mindfulness (Atención Plena) en el ámbito educativo. Educadores conscientes formando a seres humanos conscientes. En R. L. Soriano y P. Cruz (Ed.), *Alianza de civilizaciones, políticas migratorias y educación* (pp. 193-229). Aconcagua.
- Moix, J., y Casado, M. I. (2011). Terapias psicológicas para el tratamiento del dolor crónico. *Clínica y Salud*, 22(1), 41-50. <https://tinyurl.com/2xk6p7dx>
- Munafò, M. R., Nosek, B. A., Bishop, D. V., Button, K. S., Chambers, C. D., Percie du Sert, N., Simonsohn, U., Wagenmakers, E.-J., Ware, J. J., & Ioannidis, J. P. (2017). A manifesto for reproducible science. *Nature Human Behaviour*, 1(1). 21, <https://doi.org/10.1038/s41562-016-0021>
- Muñiz, J., Elosua, P., y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. <https://doi.org/856>

- Muñiz, J., y Hambleton, R. K. (1996). Directrices para la traducción y adaptación de los tests. *Papeles del Psicólogo*, 66(1), 63-70. <https://tinyurl.com/493bzk2>
- Nuzzo, R. (2014). Scientific method: statistical errors. P values, the 'gold standard' of statistical validity, are not as reliable as many scientists assume. *Nature*, 506, 150-152. <https://doi.org/10.1038/506150a>
- Páez, M. B., Luciano, M. C., y Gutiérrez, O. (2005). La aplicación de la terapia de aceptación y compromiso (ACT) en el tratamiento de los problemas psicológicos asociados al cáncer. *Psicooncología*, 2(1), 49-70. <https://tinyurl.com/866ymxta>
- Patrón, F. (2010). La evitación experiencial y su medición por medio del AAQ-II. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 15(1), 5-19. <https://tinyurl.com/wz8h9s9x>
- Pérez-Verduzco, G., y Laca-Arocena, F. A. (2017). Traducción y validación de la versión abreviada del Freiburg Mindfulness Inventory (FMI-14). *Evaluar*, 17(1), 80-93. <https://doi.org/hscv>
- Plantada, S., Cordon, L, y Martí, J. (2013). Aplicación de la terapia de aceptación y compromiso en pacientes con fibromialgia: una experiencia clínica. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace*, 106, 54-62. <https://tinyurl.com/y55ay2e6>
- Puga, J. L., Krzywinski, M., y Altman, N. (2015). Points of Significance: Bayesian statistics. *Nature Methods*, 12, 377-378. <https://doi.org/10.1038/nmeth.3368>
- Quezada-Berumen, L. C., González-Ramírez, M. T., Cebolla, A., Soler, J., y García-Campayo, J. (2014). Conciencia corporal y mindfulness: Validación de la versión española de la escala de conexión corporal (SBC). *Actas Españolas de Psiquiatría*, 42(2), 57-67. <https://tinyurl.com/5n9x9w28>
- R Core Team (2021). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2). <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Ruiz, F. J., Langer, A. I., Luciano, C., Cangas, A. J., y Beltrán, I. (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: The Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire - II. *Psicothema*, 25, 123-129. <https://doi.org/10.7334/psicothema2011.239>
- Ruiz, M. A., Pardo, A., y San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. <https://tinyurl.com/3br8ukxd>

- Ruiz-Ruano, A. M., Sáez, M., y Puga, J. L. (6 de 2017). Relación entre el mindfulness, el optimismo y el pesimismo [Comunicación oral]. *III Congreso Nacional de Psicología*. Oviedo, España.
- Ruiz-Ruano, A. M., y Puga, J. L. (2020). Cómo mejorar la comunicación de estadísticos inferenciales en ciencias de la salud. *Comunicación en Salud*, 11, 139-145. <https://doi.org/hsc3>
- Rupperecht, S., y Walach, H. (2016). Mindfulness at work: How mindfulness training may change the way we work. En M. Wiencke, M. Cacace y S. Fischer (Eds.), *Healthy at work. Interdisciplinary Perspectives* (pp. 311-327). Suiza: Springer.
- Sáez, M., Ruiz-Ruano, A. M., y Puga, J. L. (Noviembre de 2016). Adaptación del Inventario Friburgo de Mindfulness (IFM): un estudio piloto. [Póster]. *IX Congreso Internacional y XIV Nacional de Psicología Clínica*. Santander, España. <https://doi.org/hsc4>
- Sahagún, L. M., y Salgado, C. F. (2013). Aplicación de la Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT) con hombres que cumplen condena por maltrato. Un estudio piloto. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 13(3), 289-305. <https://tinyurl.com/bdzzxsnf>
- Sauer, S., Walach, H., Schmidt, S., Hinterberger, T., Lynch, S., Büssing, A., y Kohls, N. (2013). Assessment of mindfulness: review of state of the art. *Mindfulness*, 4, 3-17. <https://doi.org/gdj4v5>
- Sellke, T., Bayarri, M. J., y Berger, J. O. (2001). Calibration of p values for testing precise null hypothesis. *The American Statistician*, 55(1), 62-71. <https://doi.org/10.1198/000313001300339950>
- Simón, V. M. (2010). Mindfulness y psicología: presente y futuro. *Información Psicológica*, 100, 162-1170. <https://tinyurl.com/2p8d7nav>
- Soler, J., Tejedor, R., Feliu-Soler, A., Pascual, J. C., Cebolla, A., Soriano, J., Álvarez, E., y Pérez, V. (2012). Propiedades psicométricas de la versión española de la escala Mindful Attention Awareness Scale (MAAS). *Actas Españolas de Psiquiatría*, 40(1), 19-26. <https://tinyurl.com/re487sxb>
- Tejedor, R., Feliu-Soler, A., Pascual, J. C., Cebolla, A., Portella, M. J., Trujols, J., Pérez, V., y Soler, J. (2014). Propiedades psicométricas de la versión española de la Philadelphia Mindfulness Scale. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 7(4), 157-165. <https://doi.org/f2stfg>
- Vallejo, M. A. (2006). Mindfulness. *Papeles del Psicólogo*, 27(2), 92-99. <https://tinyurl.com/2p89ydah>
- Walach, H., Buchheld, N., Büttenmüller, V., Kleinknecht, N., y Schmidt, S. (2006). Measuring mindfulness. The Freiburg Mindfulness Inventory (FMI). *Personality and Individual Differences*, 40, 1543-1555. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.11.025>

Wasserstein, R. L., y Lazar, N. A. (2016). The ASA's statement on p-values: context, process, and purpose. *The American Statistician*, 70(2), 129-133. <https://doi.org/bc4d>

### Para citar en APA

Ruiz-Ruano García, A. M., Sáez García, M, Moya Faz, F. J. y López Puga, L.(2022). Propiedades psicométricas de la versión corta del Inventario Friburgo de Mindfulness. *Terapia Psicológica (En línea)*, 40(1), 71-92. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082022000100071>