

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL “CUESTIONARIO DE CINCO FACETAS DE LA CONCIENCIA PLENA” (FIVE FACET MINDFULNESS QUESTIONNAIRE, FFMQ-M) EN MÉXICO

Rosa M. Meda Lara¹, Marta Herrero², Luis M. Blanco-Donoso²,
Bernardo Moreno-Jiménez² y Andrés Palomera Chávez¹

¹Universidad Guadalajara (México); ²Universidad Autónoma de Madrid (España)

Resumen

Este trabajo pretende analizar las propiedades psicométricas del “Cuestionario de cinco facetas de la conciencia plena” (FFMQ-M) en México respondiendo a limitaciones metodológicas previas. Participaron 1210 estudiantes mexicanos y se realizaron análisis factoriales confirmatorios multigrupos. El análisis factorial en la muestra de calibración ($n_1= 620$) mostró como mejor modelo cuatro factores de primer orden (Ausencia de reacción, Ausencia de juicio, Actuación consciente y Descripción), sin la dimensión de Observación, agrupados en un factor de segundo orden (conciencia plena) con un total de 19 ítems. El análisis factorial con la muestra de validación ($n_2= 590$) replicó el buen ajuste de este modelo y el análisis de invarianza indicó invarianza estricta. Finalmente, se analizó la validez concurrente de la conciencia plena con medidas de autoinforme de calidad y satisfacción con la vida, afecto positivo y depresivo y la percepción de situaciones/estímulos estresantes académicos. Estos resultados informan sobre los componentes de la conciencia plena en personas no meditadoras y su relación con diferentes indicadores de salud y bienestar.

PALABRAS CLAVE: *conciencia plena, FFMQ, análisis factorial confirmatorio multigrupo, validación de escala.*

Abstract

The aim of the present study was to analyze the psychometric properties of the Five Facets Mindfulness Questionnaire in Mexico (FFMQ-M) solving previous methodological limitations. A transversal study was carried out with 1210 Mexican students and a multigroup confirmatory factor analysis was performed in Mplus 7.0. A confirmatory factor analysis in the calibration sample ($n_1= 620$) indicated as best model a total of 19 items structured into four first order factors (Nonreacting against internal experiences, Nonjudging internal experiences, Acting with awareness, Describing own experiences), without Observing dimension, loading in a second order factor (mindfulness). This model also exhibited good model fit in a second confirmatory factor analysis in the validation sample ($n_2= 590$). The invariance test indicated the existence of strict invariance. Finally, the concurrent validity between the indicators of mindfulness and the self-

reported measures of life quality, life satisfaction, positive and depressive affect and the perception academic stressors was analyzed. These results provide information about the components of mindfulness and their relationship with health.

KEY WORDS: *mindfulness*, *FFMQ*, *multigroup confirmatory factor analysis*, *scale validation*.

Introducción

El estudio de la conciencia plena (*mindfulness*) ha recibido un interés creciente en los últimos años (Khouri *et al.*, 2013). La relación del mismo con estados positivos de salud y bienestar y la revisión del tema y su metaanálisis (véase Bohlmeijer, Prenger, Taal y Cuijpers, 2010; Chiesa y Serretti, 2009, 2011) han resaltado la importancia del constructo y la necesidad de desarrollo de instrumentos apropiados para su medida para el avance del conocimiento empírico (Chiesa, 2013; Park, Reilly-Spong y Gross, 2013).

La conciencia plena ha sido descrita como un estado mental consistente en estar intencionalmente atento a las experiencias del momento presente, tanto externas como internas, con una actitud de no-juicio y apertura mental (Kabat-Zinn, 2003). El constructo, proveniente de la tradición budista, ha sido diferencialmente reflejado en la psicología occidental, multiplicándose los distintos acercamientos y definiciones (véase Chiesa, 2013). Dentro de esta diversidad, una de las propuestas de definición global es la llevada a cabo por Bergomi, Tschacher y Kupper (2013) a partir de la propuesta de Bishop *et al.* (2004). Específicamente, Bishop *et al.* (2004) proponen su definición a partir de dos elementos nucleares, por un lado, la autorregulación de la atención hacia el momento presente y, por otro lado, la actitud específica con que se realiza, que envuelve aceptación, curiosidad y apertura. Así, los diferentes autores parecen coincidir en un componente central consistente en la dirección intencional de la atención hacia el momento presente (véase Baer *et al.*, 2008; Kabat-Zinn, 1990) y otros componentes complementarios relacionados con las características específicas de esta actitud de conciencia (p. ej., ausencia de reactividad, aceptación, curiosidad, apertura, etc.), existiendo mayor diversidad en este segundo aspecto (Bergomi *et al.*, 2013).

Desde esta perspectiva, la inexistencia de una operativización unificada del constructo se ha planteado como una de las mayores limitaciones para el avance de los estudios empíricos sobre la conciencia plena (Bergomi *et al.*, 2013; Bishop, 2002). Esta falta de consenso en una definición operativa se ha traducido en un gran número de instrumentos de evaluación mediante autoinforme dirigidos a evaluar la tendencia a experimentar y desarrollar la conciencia plena. Entre ellos se pueden destacar el "Inventario de conciencia plena de Freiburg" (*Freiburg Mindfulness Inventory*, FMI; Buchheld, Grossman y Walach, 2001), el "Cuestionario de conciencia plena de Southampton" (*Southampton Mindfulness Questionnaire*, SMQ; Chadwick *et al.*, 2008) la "Escala revisada de la conciencia plena cognitiva y afectiva" (*Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised*,

CAMS-R; Feldman, Hayes, Kumar, Greeson y Laurenceau, 2007), la "Escala de conciencia plena de Filadelfia" (*Philadelphia Mindfulness Scale*, PHLMS; Cardaciotto, Herbert, Forman, Moitra y Farrow, 2008), la "Escala de atención y conciencia plena" (MAAS; Brown y Ryan, 2003) y el "Inventario de Kentucky de la escala de conciencia plena" (*Kentucky Inventory of Mindfulness Scale*, KIMS; Baer, Smith y Allen, 2004). Cada una de estas escalas ha planteado un conjunto determinado de características para la medida de la conciencia plena. Mientras la MAAS (Brown y Ryan, 2003) se dirige a evaluar la conciencia plena entendida como una capacidad atencional a través de una única dimensión, la mayoría de escalas mide este constructo como multidimensional. Así por ejemplo, el FMI recoge cuatro dimensiones que son Presencia de conciencia, Aceptación sin juicio, Autopercepción (*Insight*) y Apertura a la experiencia (Walach, Buchheld, Büttenmüller, Kleinknecht y Schmidt, 2006); la PHLMS mide Conciencia y Aceptación (Cardaciotto *et al.*, 2008) y la KIMS tiene como objetivo de medida las dimensiones de Observación, Descripción, Actuación consciente y Aceptar sin juzgar (Baer *et al.*, 2004). A este respecto, la formulación de la conciencia plena como un constructo multidimensional y la delimitación de sus características han sido dos de los objetivos centrales en el desarrollo de escalas que permitan conocer su configuración interna y su relación con otras variables (Baer *et al.*, 2008).

Desde este planteamiento, el "Cuestionario de cinco facetas de la conciencia plena" (*Five Facet Mindfulness Questionnaire*, FFMQ; Baer, *et al.*, 2006; 2008) se propone como una opción unificadora de perspectivas anteriores que contempla una visión multidimensional integradora del constructo de conciencia plena. En el desarrollo de este cuestionario se sometieron a análisis factorial exploratorio 112 ítems de instrumentos previos como son la KIMS (Baer *et al.*, 2004), la MAAS (Brown y Ryan, 2003), la CAMS-R (Feldman *et al.*, 2007; Hayes y Feldman, 2004), el FMI (Buchheld *et al.*, 2001) y el SMQ (Chadwick *et al.*, 2008). Los resultados de este estudio dieron lugar a los 39 ítems finales del FFMQ que agrupan cinco dimensiones interrelacionadas de la conciencia plena: Observación, Ausencia de juicio, Ausencia de reacción, Actuación consciente y Descripción de la experiencia. Estas dimensiones hacen referencia a cinco competencias propias de la conciencia plena tal como ha sido descrita teórica y operativamente. Así, la Observación define la habilidad de prestar atención y darse cuenta tanto de las experiencias internas (p. ej., emociones, cogniciones) como externas (p. ej., ruidos, olores, luces). En segundo lugar, la Ausencia de juicio de la experiencia interna describe la tendencia a experimentar las experiencias presentes (emociones, pensamientos, sensaciones...) mediante una actitud de reconocimiento o aceptación, sin realizar juicios y evaluaciones sobre dichas experiencias. La Ausencia de reacción a la experiencia interna refleja la habilidad de permitir la aparición y el flujo de las reacciones emocionales, los pensamientos, etc., sin dejarse llevar por ellos o evitarlos. La cuarta dimensión, Actuación consciente, envuelve la habilidad de dirigir la atención al momento presente y las actividades que se están llevando a cabo en ese preciso momento en vez de actuar de manera automática. Por último, la Descripción de la experiencia refiere la habilidad de poner en palabras las experiencias objeto de la atención (Baer *et al.*, 2006, 2008).

Esta escala ha mostrado propiedades psicométricas satisfactorias en muestras de distintos países como Brasil (Barros, Kozasa, Souza y Ronzani, 2014), China (Deng, Liu, Rodríguez y Xia, 2011), España (Cebolla *et al.*, 2012), Francia (Heeren, Douilliez, Peschard, Debrauwere y Philippot, 2011), Italia (Giovannini *et al.*, 2014), Japón (Sugiura, Sato, Ito y Murakami, 2012), Noruega (Dundas, Vøllestad, Binder y Sivertsen, 2013), Países Bajos (de Bruin, Topper, Muskens, Bögels y Kamphuis, 2012) y Suecia (Lilja *et al.*, 2011). Los estudios sobre su estructura han indicado que el cuestionario permite medir los cinco factores de primer orden planteados en la versión original. Sin embargo, se han observado discrepancias en cuanto a la estructura jerárquica del cuestionario. En concreto, parece diferir en su estructura en muestras meditadoras con respecto a muestras de personas no meditadoras o de población general (Baer *et al.*, 2006; de Bruin *et al.* 2012). En población meditadora se ha observado una estructura jerárquica de un factor, conciencia plena, que agruparía las cinco dimensiones de la versión original. Sin embargo, en población sin experiencia en meditación o población general se ha observado que el factor de segundo orden agrupa únicamente los factores de Actuación consciente, Ausencia de juicio, Ausencia de reacción y Descripción de la experiencia, excluyendo la dimensión de Observación (Baer *et al.*, 2006, 2008; de Bruin *et al.* 2012; Heeren *et al.*, 2011), aunque en algunos casos se ha encontrado la misma estructura que en población meditadora (Christopher, Neuser, Michael, Baitmangalkar, 2012; Dundas *et al.*, 2013). Esta circunstancia pone de relieve la necesidad de ampliar el conocimiento sobre la estructura de la escala en población no meditadora (Tran, Glück y Nader, 2013).

Asimismo, estudios previos han señalado la necesidad de tener en cuenta diversas limitaciones a nivel estadístico para poder avanzar en el conocimiento sobre las propiedades psicométricas del cuestionario. Así, se ha destacado la necesidad de considerar el funcionamiento específico de los ítems frente al análisis de parcelas (véase Christopher *et al.*, 2012; Tran *et al.*, 2013), ya que éste podría aumentar artificialmente los niveles de ajuste y llevar a problemas de especificación si no existe unidimensionalidad en las escalas (p. ej., Bandalos y Finney, 2001). Asimismo, la escala Likert de respuesta, que oscila entre uno y cinco, es una escala de naturaleza categórica. Sin embargo, la mayor parte de los estudios ha considerado los ítems como continuos y no como categóricos (véase Heeren *et al.*, 2011; Tran *et al.*, 2013). Esto implica que no se ha tenido en cuenta la posible falta de normalidad de los ítems y de multinormalidad del cuestionario en la robustez de muchos los procedimientos (Christopher *et al.*, 2012; Heeren *et al.*, 2011).

Basado en todo lo expuesto, en este estudio se postula que el FFMQ será una escala con propiedades psicométricas satisfactorias en México, país donde no se conocen validaciones de la misma. Asimismo, se espera encontrar una estructura de cuatro dimensiones con un factor de segundo orden (con la dimensión de Observación independiente), tal como se ha obtenido en estudios previos con personas sin formación en meditación.

La adaptación del FFMQ para población mexicana puede ser relevante por sus distintas aplicaciones, entre ellas, la evaluación de programas dirigidos a fomentar esta capacidad en la población. En general, la promoción de conciencia plena a

través de intervenciones psicológicas como el programa de "Reducción del estrés basado en la conciencia plena" (*Mindfulness-Based Stress Reduction*, MBSR; Kabat-Zinn, 1990) o la "Terapia cognitiva basada en la conciencia plena" (*Mindfulness-Based-Cognitive Therapy*, MBCT; Teasdale, Segal y Williams, 1995) se han relacionado con múltiples efectos beneficiosos sobre la salud (p. ej., Chiesa y Serreti, 2009; Grossman, Niemann, Schmidt y Walach, 2004). Asimismo, la literatura previa indica que la promoción de la conciencia plena se relaciona concretamente con la satisfacción con la vida (Brown y Ryan, 2003; Shapiro, Astin, Bishop y Cordova, 2005), con la reducción de estados de depresión, de estrés y ansiedad (Chiesa y Serreti, 2009; Sephton *et al.*, 2007), con la reducción de diversos indicadores de dolor en dolencias crónicas (Delgado, Bravo, Hidalgo, Vila y Reyes del Paso, 2012), con el aumento del autoestima (de la Fuente Arias, Salvador Granados y Franco Justo, 2010) y con el desarrollo de la autocompasión y el perdón (Shapiro *et al.*, 2005), entre otros. Por todo ello, se espera en este estudio que las dimensiones del FFMQ (Ausencia de juicio, Ausencia de reacción, Descripción de la experiencia y Actuación consciente) y la puntuación global de conciencia plena se relacionen positivamente con calidad de vida, la satisfacción con la vida y el afecto positivo y negativamente con afecto depresivo y situaciones/eventos estresantes percibidos, mostrando así también la validez de criterio (concurrente) del instrumento (Muñiz, 2001).

En resumen, por la importancia que puede suponer el avance en el estudio de la conciencia plena, el objetivo del presente estudio es analizar la fiabilidad y la validez del "Cuestionario de cinco facetas de la conciencia plena" (FFMQ-M) en población mexicana.

Método

Participantes

La muestra es incidental y el total de participantes fue de 1210 estudiantes de primer curso de la Universidad de Guadalajara (México), con una media de edad de 20,12 años ($DT= 5,15$). De entre ellos, 393 fueron varones, con una edad media de 19,50 años ($DT= 3,75$) y 817 mujeres, con una edad media de 20,39 años ($DT= 5,59$). De toda la muestra, el 90,2% de los participantes informaron de la carrera a la que pertenecían. De entre ellos, el número de estudiantes por carrera fueron: 387 personas de enfermería, 322 de medicina, 130 de psicología, 68 de cultura física y deporte, 46 de nutrición, 36 de odontología, 36 de prótesis dental, 29 de radiología e imagen, 26 de terapia física y 11 de la carrera de emergencias seguridad y rescate.

La muestra original se dividió en dos submuestras aleatorias independientes. En la primera submuestra ($n_1= 620$), la edad media fue de 20,03 años ($DT= 4,99$). De esta submuestra, 216 fueron varones, con una edad media de 19,60 años ($DT= 4,03$) y 404 mujeres, con una edad media de 20,27 años ($DT= 5,42$). De las personas que refirieron la carrera a la que pertenecían (un 85,19%), 387 personas fueron de la carrera de enfermería, 168 de medicina, 60 de psicología, 35 de cultura física y deporte, 23 de nutrición, 19 de prótesis dental, 17 de radiología e

imagen, 15 de odontología, 13 de terapia física y seis de la carrera de emergencias seguridad y rescate. En la segunda submuestra ($n_2= 590$), la edad media fue de 20,16 años ($DT= 5,18$). En este caso, el número de varones fue 177, con una edad media de 19,39 ($DT= 3,40$) y el número de mujeres fue 413, con una edad media de 20,50 ($DT= 5,77$). En esta submuestra, un 93,3% de los participantes refirió la carrera a la que pertenecía. En concreto, 203 personas cursaban la carrera de enfermería, 154 la de medicina, 70 la de psicología, 33 la de cultura física y deporte, 23 la de nutrición, 21 la de odontología, 17 la de prótesis dental, 13 la de terapia física, 12 la de radiología e imagen y cinco la de emergencias seguridad y rescate.

Instrumentos

- a) El "Cuestionario de cinco facetas de conciencia plena" (*Five Facets Mindfulness Questionnaire*, FFMQ; Baer *et al.*, 2006) traducido y adaptado al español por Cebolla *et al.* (2012). Este instrumento recoge a través de 39 ítems cinco habilidades de conciencia plena: Observación (p. ej., "Presto atención a los sonidos, como los relojes, los pájaros, o los coches que pasan), Ausencia de juicio (p. ej., "Me digo que no debería estar pensando en la forma en que estoy pensando", ítem inverso), Ausencia de reacción (p. ej., "Normalmente, cuando tengo pensamientos o imágenes angustiantes, puedo notarlos sin reaccionar a ellos/as"), Descripción de la experiencia (p. ej., "Normalmente puedo describir cómo me siento con considerable detalle") y Actuación consciente (p. ej., "Me distraigo fácilmente", ítem inverso). Los ítems se responden en una escala tipo Likert de 1 (*nunca*) hasta 5 (*siempre*). El estudio de validación del cuestionario en español mostró índices de consistencia interna buenos (alfa de Cronbach iguales o superiores a 0,80) para todas las escalas del FFMQ. Así mismo, el cuestionario ha mostrado validez factorial, validez convergente y divergente (Cebolla *et al.*, 2012).
- b) La "Escala de satisfacción con la vida" (*Satisfaction With Life Scale*, SWLS; Diener *et al.*, 1985), versión adaptada al español por Vázquez, Duque y Hervás (2013). Esta escala consiste en la presentación de cinco ítems de satisfacción con la vida a los que se contesta con una de las siete posibles alternativas de respuesta, desde 1 (*fuertemente en desacuerdo*) hasta 7 (*fuertemente de acuerdo*) (p. ej., "En la mayoría de los aspectos, mi vida se acerca a mi ideal"). El estudio de validación del cuestionario en español mostró un buen índice de consistencia interna ($\alpha= 0,88$) así como adecuada validez convergente y de constructo (Vázquez *et al.*, 2013).
- c) El "Índice de calidad de vida- versión en español" (*Quality of Life Index-Spanish versión*, QLI-Sp; Mezzich *et al.*, 2000) incluye 10 ítems que representan, según los autores, 10 aspectos relevantes para la evaluación del constructo: Bienestar físico (p. ej., "Sentirse enérgico"), Bienestar psicológico y emocional (p. ej., "Sentirse bien con un mismo"), Funcionamiento independiente (p. ej., "Realizar las tareas cotidianas básicas"), Funcionamiento ocupacional (p. ej., "Llevar a cabo su trabajo"), Funcionamiento interpersonal (p. ej., "Relacionarse bien con la familia, amigos, grupos"), Apoyo

- socioemocional (p. ej., "Disponer de personas en quienes confiar"), Apoyo sociocomunitario y de servicios (p. ej., "Vecindario seguro, con recursos, acceso a recursos"), Plenitud personal (p. ej., "Sentimiento de equilibrio personal"), Plenitud espiritual (p. ej., "Sentimiento de fe, religiosidad") y Percepción global de la calidad de vida (p. ej., "Sentimiento de satisfacción y felicidad en su vida en general"). Los participantes tienen que contestar utilizando una escala con formato de respuesta tipo Likert de 1 (*malo*) a 10 (*excelente*). El estudio de validación del cuestionario mostró un buen índice de fiabilidad test-retest (0,89) y validez discriminante (Mezzich *et al.*, 2000).
- d) El "Inventario de estrés académico" (IEA; Reig Ferrer, Cabrero García, Ferrer Cascales y Richart Martínez, 2003). Este inventario consta de ocho ítems que reflejan distintas situaciones potencialmente estresantes relacionadas con su actividad académica: la sobrecarga de trabajos, tiempo limitado, la competencia con los compañeros del grupo, la personalidad y carácter del profesor, la participación en clase, los exámenes y evaluaciones, tipo de trabajo y dificultades para comprender los temas. Los participantes tienen que responder en qué medida esas situaciones les generan estrés en una escala con formato de respuesta tipo Likert, donde 1 es "nunca" y 5 "siempre". Los autores de la escala informan de una adecuada validez factorial de la escala.
- e) La "Escala de depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos" (*Center for Epidemiologic Studies Depression Scale*, CES-D; Radloff, 1977) validada en México por Terrones-González *et al.* (2012). Para este estudio se utilizaron dos subescalas, la de Afecto depresivo (AD) y la de Afecto positivo (AP). Cada subescala consta de cuatro ítems que evalúan la frecuencia con que la persona ha experimentado en la última semana los estados afectivos, que se describen y se califican como 0= 0 días, 1= 1-2 días, 2= 3-4 días y 4= 5-7 días. Ejemplos de ítems de la subescala de Afecto depresivo son "Me sentía triste" y "Me sentí deprimido/a" y de la subescala de Afecto positivo son "Disfrute de la vida" y "Vi el futuro con esperanza". El estudio mexicano informó de unos buenos índices de consistencia interna (0,87 para Afecto depresivo y 0,72 para Afecto positivo) y validez de constructo.

Procedimiento

Los instrumentos fueron convertidos a formato electrónico a través del software *Survey Monkey*, que incluía además una ficha de datos sociodemográficos y una carta de consentimiento informado. Posteriormente, el test fue enviado a la dirección de correo electrónico de potenciales participantes que fueron estudiantes de primer ingreso del área de ciencias de la salud que residían en el Estado de Jalisco (México). Los datos fueron obtenidos en el período comprendido de febrero a octubre del 2013 y se ofrecieron cursos gratuitos sobre psicoeducación en la promoción de la salud por la participación.

Análisis de datos

Dado que el FFMQ es un cuestionario con un largo recorrido de análisis empíricos y con un modelo teórico comúnmente aceptado en relación a la estructura de cinco factores se procedió desde el comienzo con un análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFCMG) (Byrne, 2010), utilizando el programa Mplus 7.0 (Muthen y Muthen, 1998, 2012), para analizar la estructura jerárquica de la escala y el funcionamiento de los ítems. Como se recomienda en la literatura (véase Byrne, 2010), primero, se dividió la muestra original en dos submuestras aleatorias independientes, la muestra de calibración ($n_1= 620$) y la muestra de validación ($n_2= 590$). Siguiendo los pasos del AFCMG, en primer lugar, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con la primera submuestra con el propósito de probar cinco modelos: 1) el modelo de un factor (Conciencia plena), 2) el modelo de cinco factores interrelacionados (Observación, Ausencia de juicio, Ausencia de reacción, Actuación consciente y Descripción de la experiencia), 3) el modelo de cinco factores agrupados en un factor de segundo orden (Conciencia plena), 4) el modelo de cuatro factores interrelacionados (sin Observación) y 5) el modelo de cuatro factores con un factor de segundo orden (sin Observación). En todos los modelos se incluyó una variable latente independiente para el control de la varianza común de los ítems inversos, que en adelante se denomina factor de método (Podsakoff, MacKenzie, Lee y Podsakoff, 2003). Para la elección del método de estimación se tuvo en cuenta que la literatura previa sobre el FFMQ ha referido su naturaleza ordinal (Tran *et al.*, 2013) y, en consecuencia, la necesidad de tener en cuenta la posible falta de normalidad de la escala en el estudio de sus propiedades psicométricas (Heeren *et al.*, 2011). Por ello, antes de proceder con los análisis se estudió de la normalidad individual de los ítems a través del test de Kolmogórov-Smirnov (TKS) y el estudio de la normalidad multivariada de la escala mediante el contraste bilateral de Mardia de curtosis y simetría multivariada. El TKS compara la distribución de los ítems con respecto a la hipótesis nula de una distribución normal (Field, 2009). Se utilizó el estimador robusto de máxima verosimilitud (MLR), como lo recomiendan Wang y Wang (2012), que permite que tanto el chi-cuadrado como los errores estandarizados sean robustos ante la falta de normalidad y, por tanto, estimar con mayor precisión los indicadores de ajuste derivados de los mismos. Para la valoración del ajuste del modelo (Hu y Bentler, 1999), se tomaron en consideración indicadores absolutos y relativos. En concreto, se observaron el indicador de chi-cuadrado (χ^2), el *Comparative Fit Index* (CFI), el *Tucker-Lewis Index* (TLI), el *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) y el *Root Mean Squared Error of Approximation* (RMSEA). Se consideraron indicadores adecuados de ajuste un valor de χ^2/df menor de 3, valores de CFI y TLI iguales o mayores a 0,90, y valores de SRMR y RMSEA menores de 0,08 (Hu y Bentler, 1999). Complementariamente a estos indicadores, se hizo la comparación de ajuste entre modelos anidados mediante la diferencia de chi-cuadrado corregida por el factor escalar de corrección (Wang y Wang, 2012).

En segundo lugar, se llevó a cabo un análisis de validación cruzada examinando la adecuación del modelo de mejor ajuste en n_1 (modelo de línea

base) con la segunda submuestra. Se utilizaron los mismos métodos de extracción y criterios de ajuste (Byrne, 2010) que en el primer AFC.

En tercer lugar, se analizó la invarianza de medida del cuestionario entre ambas submuestras (Byrne, 2010), con el propósito de analizar si los ítems miden los mismos constructos o factores en ambos grupos (Wang y Wang, 2012). El test de invarianza supone comparar el nivel de ajuste de las dos muestras entre modelos con niveles jerárquicos de restricción (Byrne, 2010). En concreto, para la invarianza de medida se compararon cuatro modelos: 1) el *modelo de invarianza configural*, donde se testó la invarianza de los patrones de las saturaciones factoriales al probar de manera simultánea en ambas muestras el modelo de línea base sin restricciones de igualdad en los parámetros del modelo; 2) el *modelo de invarianza débil o métrica*, que define la invarianza de los valores de las saturaciones factoriales entre las muestras; 3) el *modelo de invarianza fuerte o escalar*, que incluye además de la invarianza de las saturaciones factoriales la invarianza de las intersecciones de los ítems, y 4) el *modelo de invarianza estricta*, que además de la invarianza de las saturaciones factoriales y las intersecciones de los ítems, define la invarianza de las varianzas error. Todos los modelos se compararon con respecto al modelo de invarianza configural (Wang y Wang, 2012) con y sin el factor de método (Marsh *et al.*, 2013). Para ello, se tomó como criterios para mantener la hipótesis de invarianza ΔCFI menores de 0,01 (Cheung y Rensvold, 2002).

A continuación, se analizó la fiabilidad del cuestionario mediante el índice omega de McDonald (McDonald, 1999). Este índice considera que valores cercanos 0,70 son indicadores de una fiabilidad moderada, entre 0,70 y 0,80 reflejan fiabilidad suficiente y por encima de 0,80 una buena fiabilidad (Evers, Sijtsma, Lucassen y Meijer, 2010). Este indicador se recomienda frente al alfa de Cronbach para análisis de fiabilidad de escalas multidimensionales con saturaciones factoriales desiguales (Zinbarg, Revelle, Yovel y Li, 2005).

Finalmente, se examinó la validez relativa al criterio concurrente mediante el análisis de correlación entre las dimensiones y la puntuación global del FFMQ con la puntuación global de los demás instrumentos utilizados en el estudio: la "Escala de satisfacción con la vida", el "Índice de calidad de vida- versión en español", el "Inventario de estrés académico" y las subescalas de Afecto depresivo y Afecto positivo de la "Escala de depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos".

Resultados

Análisis factorial confirmatorio en la muestra de calibración

Antes de iniciar los AFC se estudió de la normalidad individual de los ítems a través del test de Kolmogórov-Smirnov (TKS) en las submuestras. En ambas, el contraste TKS fue significativo para todos los ítems rechazando la hipótesis de normalidad. Asimismo, tanto el contraste bilateral de Mardia de simetría ($M_{S_{n1}}= 180,70$; $p < 0,001$; $M_{S_{n2}}= 627,14$; $p < 0,001$) como de curtosis ($M_{C_{n1}}= 1804,246$; $p < 0,001$; $M_{C_{n2}}= 2197,97$; $p < 0,001$) fueron significativos en las dos muestras indicando la violación de la asunción de normalidad multivariada (Mardia, 1974).

Como se muestra en la tabla 1, todos los modelos mostraron ajustes adecuados de χ^2/gl , SRMR y RMSEA. Sin embargo, los modelos con cuatro factores de primer orden (modelos 4 y 5) fueron los únicos con niveles de CFI adecuados, aunque ningún modelo superó el criterio de 0,90 en el TLI. El test de chi-cuadrado corregido escalarmente indicó que no había mejora significativa de ajuste del modelo 4 con los cuatro factores relacionados frente al modelo 5 con los cuatro factores agrupados en un factor de segundo orden, $\chi^2(2)= 1,79$; $p= 0,41$. Este hecho junto con la mayor parsimonia del modelo 5 hizo que se considerara este último el modelo con mejor ajuste.

A continuación, se observó el funcionamiento de los ítems y se retuvo aquellos ítems por factor con pesos superiores a 0,40 y estadísticamente significativos ($t\text{-ratio} \geq 1,96$) (Wang y Wang, 2012). Con estos criterios, se eliminaron los ítems 32, 39, 37, 33, 35, 30, 19, 15, 9, 18, 3 y 6, de los cuales, sólo el ítem 19 es un ítem directo. Esta solución factorial final de 19 ítems (figura 1) mostró un buen ajuste en todos los indicadores, $\chi^2/gl= 1,76$; CFI= 0,97; TLI= 0,96; SRMR= 0,047; RMSEA= 0,035, por lo que se estableció como modelo de línea base (Byrne, 2010).

Tabla 1

Indicadores de ajuste de los modelos según el análisis factorial confirmatorio multigrupo

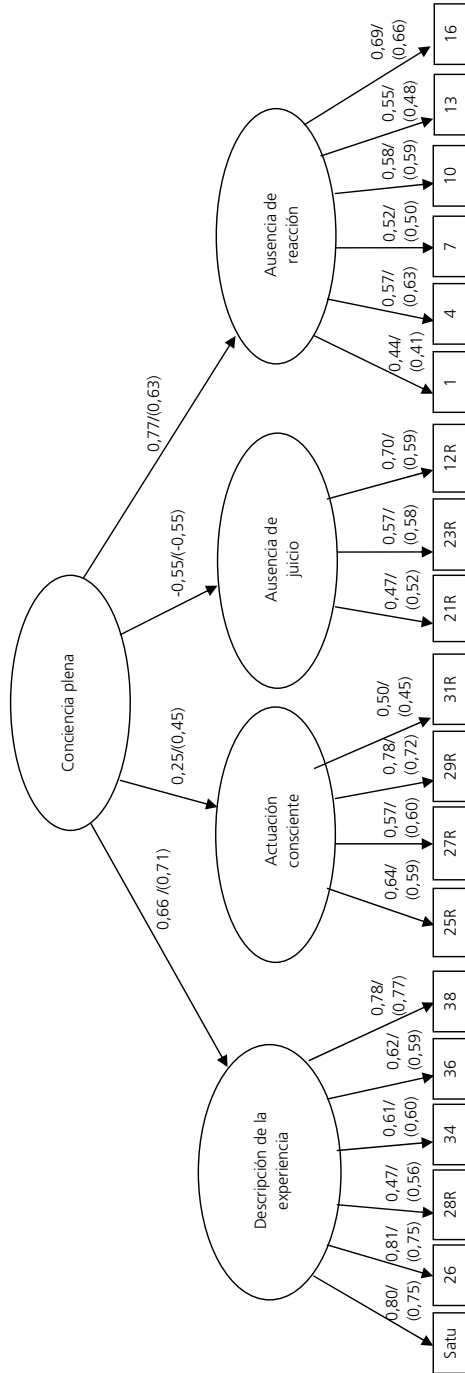
Modelos	n	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA
Modelo 1	$n_1= 620$	3500,35	683	5,12	0,64	0,61	0,085	0,082
Modelo 2	$n_1= 620$	1617,58	673	2,40	0,88	0,87	0,068	0,048
Modelo 3	$n_1= 620$	1625,13	678	2,40	0,88	0,87	0,070	0,048
Modelo 4	$n_1= 620$	996,73	409	2,44	0,91	0,89	0,062	0,048
Modelo 5	$n_1= 620$	999,88	411	2,43	0,91	0,89	0,062	0,048
Modelo de línea base	$n_1= 620$	246,48	140	1,76	0,97	0,96	0,047	0,035
Modelo de línea base	$n_2= 590$	299,22	140	2,14	0,95	0,93	0,044	0,053

Nota. Modelo 1= Modelo de un factor; Modelo 2= Modelo de cinco factores interrelacionados; Modelo 3= Modelo de cinco factores de primer orden y un factor de segundo orden; Modelo 4= Modelo de cuatro factores interrelacionados; Modelo 5= Modelo de cuatro factores y un factor de segundo orden; Modelo de línea base= versión de 19 ítems con 4 factores de primer orden agrupados en un factor de segundo orden. CFI= "comparative fit index"; TLI= "Tucker-Lewis index"; SRMR= "standardized root mean square residual"; RMSEA= "root mean squared error of approximation".

Análisis factorial confirmatorio en la muestra de validación

Tras analizar la estructura de la escala en la muestra de calibración, el modelo de línea base se analizó en la muestra de validación ($N_2= 590$). La validación cruzada de dicho modelo en esta segunda muestra reflejó un buen índice de ajuste, $\chi^2/gl= 2,14$; CFI= 0,95; TLI= 0,92; SRMR= 0,044 y RMSEA= 0,053. Asimismo, todos los ítems mostraron pesos factoriales significativos y por encima de 0,40 (figura 1) indicando la adecuación del modelo de línea base en esta segunda muestra.

Figura 1 Saturaciones factoriales del modelo final (19 ítems) en las muestras de calibración ($n_1= 620$) y validación ($n_2= 590$)



Notas: Saturaciones factoriales de la muestra de calibración= fuera del paréntesis; saturaciones factoriales de la muestra de validación= dentro del paréntesis. *Todas las saturaciones factoriales son significativas con $p < 0.001$ con excepción de la relación Conciencia plena → Ausencia de reacción que es significativo con $p = 0.005$.

Invarianza de medida

Los resultados del test de invarianza (tabla 2) muestran que los dos modelos probados (con y sin factor de método) muestran adecuados índices de ajuste en el modelo de invarianza configural. Específicamente, en todos los modelos de invarianza, el modelo con el factor de método mostró un buen ajuste con valores de CFI y TLI cercanos a 0,95; mucho mayores que los del modelo sin factor de método que mostró buenos índices de ajuste, pero más cercanos a 0,90 (Hu y Bentler, 1999). Con relación al modelo con el factor de método, los test de invarianza sucesivos mostraron que el decremento de CFI de los modelos de invarianza débil ($\Delta\text{CFI}= 0,02$), invarianza fuerte ($\Delta\text{CFI}= 0,04$) e invarianza estricta ($\Delta\text{CFI}= 0,08$) con respecto al modelo de invarianza configural fueron menores de 0,01. Esto es, el patrón y valor de las saturaciones factoriales, las intersecciones de los ítems y las varianzas error no difirieron entre las muestras. Por tanto, la hipótesis nula de equivalencia de medida se mantuvo indicando que los factores son medidos estadísticamente de manera análoga en ambas muestras. En el caso del modelo sin el factor de método, los resultados del test de invarianza indicaron que los modelos de invarianza débil ($\Delta\text{CFI}= 0,03$) y fuerte ($\Delta\text{CFI}= 0,05$) no tuvieron una reducción significativa del ajuste con respecto al modelo configural. Sin embargo, se observó una $\Delta\text{CFI}= 0,10$ en el caso de la invarianza estricta. Esto supone que si bien se puede mantener la hipótesis de invarianza en el patrón y valor de las saturaciones factoriales así como en las intersecciones de los ítems, la varianza de los indicadores que no es recogida por los factores difiere entre los grupos (Wang y Wang, 2012).

Tabla 2
Estadísticos de ajuste del test de invarianza

Modelos	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	ΔCFI	TLI	SRMR	RMSEA
Invarianza configural								
Con factor de método	573,85	280	2,05	0,953		0,94	0,050	0,042
Sin factor de método	826,25	296	2,79	0,915		0,90	0,075	0,055
Invarianza métrica								
Con factor de método	608,69	302	2,02	0,951	0,002	0,94	0,055	0,041
Sin factor de método	859,20	311	2,76	0,912	0,003	0,90	0,078	0,054
Invarianza escalar								
Con factor de método	637,49	321	1,99	0,949	0,004	0,95	0,040	0,056
Sin factor de método	889,66	330	2,70	0,910	0,005	0,91	0,079	0,053
Invarianza residual								
Con factor de método	683,25	343	1,99	0,945	0,008	0,95	0,058	0,041
Sin factor de método	946,75	352	2,69	0,905	0,010	0,91	0,082	0,053

Nota: CFI= "comparative fit index"; TLI= "Tucker-Lewis index"; SRMR= "standardized root mean square residual"; RMSEA= "root mean squared error of approximation".

Correlaciones entre la conciencia plena y las cinco facetas

En la tabla 3, se puede observar que las correlaciones de Pearson entre las dimensiones del FFMQ fueron todas significativas y positivas excepto en el caso de las correlaciones entre Ausencia de juicio con Observación ($r = -0,39$; $p < 0,01$), Ausencia de reacción y Ausencia de juicio ($r = -0,27$; $p < 0,01$) y entre Descripción de la experiencia y Ausencia de juicio ($r = -0,16$; $p < 0,01$). Por otro lado, Actuación consciente no se relacionó ni con Observación ($r = 0,01$ n.s.) y ni con Ausencia de reacción ($r = 0,07$, n.s.).

Tabla 3Correlaciones de Pearson entre las dimensiones y la puntuación global del FFMQ ($N = 1210$)

Dimensión del FFMQ	2	3	4	5	6
1. Puntuación global	0,15**	0,62**	0,71**	0,39**	0,44**
2. Observación		0,38**	0,01	-0,39**	0,46**
3. Descripción de la experiencia			0,24**	-0,16**	0,36**
4. Actuación consciente				0,14**	0,07**
5. Ausencia de juicio					-0,27**
6. Ausencia de reacción					--

Nota: ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

Fiabilidad

Como se observa en la tabla 4, todas las escalas mostraron indicadores de fiabilidad moderados, suficientes o buenos, excepto la escala de No-juicio, que mostró una fiabilidad moderadamente baja ($\omega = 0,61$).

Tabla 4Medias, desviaciones típicas y consistencia interna de los instrumentos ($N = 1210$)

Instrumento/dimensión o subescala	<i>M</i>	<i>DT</i>	ω
Cuestionario de cinco facetas de conciencia plena (FFMQ)			
Observación	27,40	6,23	0,82
Descripción de la experiencia	19,28	5,05	0,84
Actuación consciente	14,17	3,78	0,70
Ausencia de juicio	8,97	2,84	0,61
Ausencia de reacción	18,99	4,23	0,73
Puntuación total	12,96	1,88	0,70
Índice de calidad de vida- versión en español (QLI-Sp)	82,09	13,14	0,90
Escala de satisfacción con la vida	28,66	4,46	0,87
Escala de depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos (CES-D)			
Afecto positivo	12,50	3,07	0,77
Afecto depresivo	17,86	6,56	0,90
Inventario de estrés académico	24,72	6,58	0,88

Validez concurrente

Como se aprecia en la tabla 5, los análisis de correlación indican que la mayor parte de dimensiones de conciencia plena se encuentran relacionadas con la calidad de vida, satisfacción vital, afecto depresivo, afecto positivo y el estrés académico. Las correlaciones más altas fueron con la medida general de conciencia plena y por dimensiones, la faceta de Actuación consciente fue la más relacionada con el resto de variables. La faceta de Observación sólo se relacionó con indicadores positivos de bienestar, mientras que la faceta de Ausencia de Juicio no mostró relación con el afecto positivo, como tampoco estuvo asociada la dimensión de Ausencia de reacción con el afecto depresivo.

Tabla 5

Correlaciones de Pearson entre las dimensiones y la puntuación global del FFMQ y los demás instrumentos del estudio (N= 1210)

Dimensión del FFMQ	Calidad de vida (QLI-Sp)	Satisfacción con la vida (SWLS)	Afecto positivo (CES-D-AP)	Afecto depresivo (CES-D-AD)	Situaciones académicas estresantes (IEA)
Observación	0,17**	0,16**	0,21**	0,00	-0,02
Descripción de la experiencia	0,34**	0,27**	0,26**	-0,15**	-0,15**
Actuación consciente	0,38**	0,34**	0,13**	-0,29**	-0,29**
Ausencia de juicio	0,07*	0,06*	0,01	-0,25**	-0,15**
Ausencia de reacción	0,22**	0,24**	0,22**	0,01	-0,15**
Puntuación global	0,47**	0,42**	0,28**	-0,34**	-0,35**

Notas: QLI-Sp= Índice de calidad de vida- versión en español; SWLS= Escala de satisfacción con la vida; CES-D-AP= Subescala de Afecto positivo de la Escala de depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos; CES-D-AD= Subescala de Afecto depresivo de la Escala de depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos; IEA= Inventario de estrés académico. ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

Discusión

El objetivo de este estudio ha sido la validación del "Cuestionario de cinco facetas de la conciencia plena" en México (FFMQ). En concreto, se pretendía conocer en profundidad la estructura de la escala y analizar si se ésta se comportaba de la misma manera que en otros estudios previos en los que se han utilizado muestras no meditadoras. Los resultados del presente estudio de validación indican que la escala FFMQ, con las modificaciones propuestas, es psicométricamente una medida válida y fiable en población mexicana.

El presente estudio aporta información nueva sobre el funcionamiento concreto de los ítems de la escala frente a investigaciones previas en las que su estructura ha sido examinada mediante parcelas de ítems (véase Baer *et al.*, 2006; Cebolla *et al.*, 2012). A este respecto, se ha observado la necesidad de eliminar 12 ítems para observar un buen funcionamiento de la escala, lo que puede ser debido tanto a características generales psicométricas de la escala como a características

culturales de la muestra. Estudios previos realizados desde el análisis de ítems han destacado el mal funcionamiento de algunos de los ítems y la necesidad de depurar la escala para su buen funcionamiento (Tran *et al.*, 2013). Esta nueva versión del FFMQ quedó formada por seis ítems en la dimensión de Descripción, cuatro ítems en la dimensión de Actuar consciente, tres ítems en la dimensión de No juicio y seis ítems en la dimensión de No reaccionar, frente a los ocho, ocho, ocho y siete, respectivamente, de la versión original.

En cuanto a la estructura factorial, encontramos que el modelo con mejor ajuste es aquel que engloba las dimensiones de Descripción de la experiencia, Ausencia de juicio, Ausencia de reacción y Actuación consciente agrupadas en un factor de segundo orden. La exclusión del factor de Observación mejora considerablemente el ajuste. Estos resultados concuerdan con la hipótesis planteada y la estructura observada en muestras de características similares, sin experiencia en meditación (p. ej., Baer *et al.*, 2006; de Bruin *et al.*, 2012; Tran *et al.*, 2013). Desde este planteamiento, podemos decir que en población sin formación en conciencia plena (*mindfulness*) la complejidad del constructo, tal como es medido por el cuestionario, puede ser menor, con las cuatro dimensiones propuestas en este estudio.

En esta línea, la dimensión de Observación no sólo no forma parte del factor de segundo orden en la estructura factorial, sino que se relaciona de manera inversa con la Ausencia de juicio y no muestra relación con Actuación consciente, resultando así la dimensión menos consistente con el conjunto del resto de dimensiones. Se han planteado diversas explicaciones del funcionamiento diferencial de la dimensión de Observación en función de la falta de experiencia en meditación (véase Baer *et al.*, 2006). Entre ellas, se plantea la posibilidad de que la habilidad reflejada en esta faceta de darse cuenta y atender de manera autorreferencial a estímulos como olores, estímulos visuales, sensaciones corporales, etc., mayormente externos, pueda derivar en aspectos negativos en personas sin experiencia en meditación (p. ej., Baer *et al.*, 2006; Sugiura *et al.*, 2012). La relación negativa de esta dimensión con Ausencia de juicio parece estar en línea con esta afirmación de modo que podría indicar que observar dichos estímulos en personas sin entrenamiento no suele estar exenta de factores como rumiación, malestar o emisión de juicios negativos (Baer *et al.*, 2008; Bruin *et al.*, 2012; Rude y McCarthy, 2003). Por todo ello, se plantea que la atención autorreferencial pudiera ser contraproducente en personas que no hayan sido entrenadas en realizar dicha observación con una actitud de no juicio y aceptación (de Bruin *et al.*, 2012; Sugiura *et al.*, 2012).

Los resultados encontrados están en línea con investigaciones previas y muestran que las relaciones entre las dimensiones del cuestionario son complejas así como las habilidades reflejadas en la escala. A este respecto, la dimensión de Ausencia de reacción muestra el mismo patrón relacional con el resto de facetas que el descrito con respecto a la dimensión de Observación. En la presente muestra, la dimensión de Ausencia de reacción también se relaciona negativamente con la dimensión de Ausencia de juicio y no se relaciona con Actuación consciente. Este resultado no replica estudios anteriores (p. ej. Baer *et al.*, 2006; de Bruin *et al.*, 2012).

Atendiendo al contenido, la dimensión de Ausencia de reacción remarca la respuesta que la persona emite ante estímulos internos negativos (p. ej., emociones, pensamientos...) descrita como distintas expresiones de no "atarse" a la experiencia (p. ej., "sin tener que reaccionar", "sin reaccionar", "me siento tranquilo"...). (Baer *et al.*, 2006). Esa respuesta ante los estímulos internos negativos podría ser una de las claves ligadas al aprendizaje de conciencia plena y, por tanto, de más difícil comprensión por quienes carecen de experiencia en meditación. Por ello, una posible explicación a los datos encontrados puede ser la falta de experiencia de conciencia plena. Así, en un reciente estudio cualitativo, Belzer *et al.* (2013) vieron que las diferencias entre meditadores y no meditadores en respuesta al FMI (Walach *et al.*, 2006) podrían ser debidas a la distinta comprensión que se hace de los ítems. De este modo, aunque en la dimensión de Ausencia de reacción se remarca el aspecto de la inexistencia de respuesta, las personas podrían estar refiriendo como "no reacción" respuestas evitativas o el control/omisión de determinadas conductas (p. ej., llorar, enfadarse, pensar sobre ello, etc.) ante la experiencia negativa interna. Por el contrario, la conciencia plena define la respuesta a las experiencias internas, sean o no negativas, como un proceso de aceptación, observación y no juicio que no pretende modificarlas, interferirlas o huir de ellas (Kabat-Zinn, 2003; Pareja, 2006). Desde esta perspectiva, la relación negativa de la faceta de Ausencia de reacción con Ausencia de juicio podría estar reflejando que cuando las personas viven experiencias desagradables, aunque consideren que no están reaccionando porque ejercen control sobre su propia conducta, pueden continuar emitiendo juicios negativos sobre lo que están viviendo.

En cuanto a la relación de las distintas facetas con las variables psicológicas referidas en este estudio, cabe destacar que la dimensión de Observación y la dimensión de Ausencia de reacción son las únicas que no se relacionan significativamente de manera negativa con el afecto depresivo, y la Observación tampoco lo hace con respecto a la percepción de situaciones estresantes. Por el contrario, las facetas de Ausencia de juicio y Actuación consciente muestran las relaciones negativas significativa más altas de todas las facetas con afecto depresivo y las situaciones estresantes percibidas. A este respecto, la faceta de Observación se muestra más inconsistente en la predicción del malestar mostrándose no significativa en la predicción de diversas sintomatologías (p. ej., dificultades de regulación emocional, evitación experiencial, alexitimia, etc.) (Baer *et al.*, 2006).

Dadas las similitudes de las relaciones obtenidas en las dimensiones de Observación y Ausencia de reacción es probable que los resultados observados puedan explicarse por algún factor común. Es posible plantearse que si bien ambas dimensiones expresan la atención a elementos externos o internos, ninguna de las dos refiere la actitud de conciencia plena con la que dicha atención se lleva a cabo, esto es, la actitud de aceptación y no juicio (Baer *et al.*, 2008). En dichos casos, la persona podría prestar atención a elementos específicos del presente pero no con la actitud de conciencia típica de la conciencia plena, como sí lo harían las personas con experiencia de meditación (de Bruin *et al.*, 2012; Tran *et al.*, 2013). Por todo ello, el peso negativo de Ausencia de juicio en el factor de segundo orden

podría estar remarcando la dificultad de prestar atención sin juzgar en personas que no hayan desarrollado la actitud de conciencia plena.

A partir de los datos aportados por la validez concurrente del instrumento, los resultados obtenidos muestran que la escala puede ser una importante herramienta para relacionar los niveles de conciencia plena con la salud y el bienestar en población no meditadora. Estos resultados indican que la conciencia plena puede relacionarse de manera general con indicadores de salud. Sin embargo, los estudios que analizan las características específicas de conciencia plena muestran que no todas las dimensiones de la misma parecen ser de igual importancia para la reducción de síntomas clínicos y la promoción del bienestar (Baer *et al.*, 2006; Cash y Whittingham, 2010). En concreto, en este estudio las dimensiones de Ausencia de juicio y Actuación consciente han mostrado las relaciones más fuertes con las variables de afecto depresivo y situaciones estresantes. Estos resultados son consistentes con estudios previos donde ambas dimensiones se han relacionado de manera más consistente con la menores niveles de sintomatología depresiva, menores niveles de ansiedad, de rumiación o de alexitimia (Baer *et al.*, 2006; Cash y Whittingham, 2010; de Bruin *et al.*, 2012; Heeren *et al.*, 2011). Por el contrario, los resultados no significativos de la dimensión de Observación para predecir las situaciones estresantes y el afecto depresivo parecen indicar que esta dimensión no es un buen predictor del malestar en muestras no meditadoras (Baer *et al.*, 2006). Así, futuras líneas de investigación podrían dirigirse a investigar los mecanismos y procesos por los cuales las distintas dimensiones comienzan a funcionar de manera más adaptativa cuando se incrementa el aprendizaje en conciencia plena o la experiencia en meditación (de Bruin *et al.*, 2012; Sugiura *et al.*, 2012).

Por último, entre las limitaciones de este estudio cabe señalar que la muestra estudiada está formada en su totalidad por estudiantes universitarios con mayor proporción de mujeres, lo que podría afectar a la generalización de los resultados a otro tipo de poblaciones. A este respecto, estudios previos sobre el funcionamiento de la escala han observado que los niveles educativos pueden influir en el funcionamiento de la misma (p. ej., Baer *et al.*, 2008; Tran *et al.*, 2013). De la misma manera, se encuentran trabajos que señalan que podría haber diferencias en función del sexo en las diferentes dimensiones de conciencia plena (de Vibe *et al.*, 2013). En futuras investigaciones deberá estudiarse por tanto la posible existencia de estructuras factoriales diferentes en función del sexo y del nivel educativo, ya que los resultados de este estudio no permitieron establecer conclusiones definitivas al respecto, dada la falta de homogeneidad en el tamaño de las muestras entre hombres y mujeres, por un lado, y entre diferentes niveles educativos, por otro.

En resumen, los resultados obtenidos muestran la complejidad del constructo e indican la necesidad de tener en cuenta la multidimensionalidad del mismo para comprenderlo adecuadamente (Baer *et al.*, 2006), especialmente en muestras no meditadoras. En el presente estudio se muestra que, con las correcciones efectuadas, las propiedades psicométricas del FFMQ en una muestra mexicana son buenas y puede ser utilizado de forma válida y fiable. Complementariamente, se

aporta información sobre las distintas facetas de la conciencia plena y su relación con indicadores de salud y bienestar.

Referencias

- Baer, R. A. (2003). Mindfulness training as a clinical intervention: a conceptual and empirical review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, *10*, 125-143.
- Baer, R. A., Smith, G. T. y Allen, K. B. (2004). Assessment of mindfulness by self-report the Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Assessment*, *11*, 191-206.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J. y Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, *13*, 27-45.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Lykins, E., Button, D., Krietemeyer, J., Sauer, S., Walsh E., Duggan D. y Williams J. M. G. (2008). Construct validity of the Five Facet Mindfulness Questionnaire in meditating and nonmeditating samples. *Assessment*, *15*, 329-342.
- Bandalos, D. L. y Finney, S. J. (2001). Item parceling issues in structural equation modeling. En G. A. Marcoulides y R. E. Schumacker (dirs.), *New developments and techniques in structural equation modeling* (pp. 269-296). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Barros, V. V. D., Kozasa, E. H., Souza, I. C. W. D. y Ronzani, T. M. (2014). Validity evidence of the Brazilian version of the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ). *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, *30*, 317-327.
- Belzer, F., Schmidt, S., Lucius-Hoene, G., Schneider, J. F., Orellana-Rios, C. L. y Sauer, S. (2013). Challenging the construct validity of mindfulness assessment -A cognitive interview study of the Freiburg Mindfulness Inventory. *Mindfulness*, *4*, 33-44.
- Bergomi, C., Tschacher, W. y Kupper, Z. (2013). The assessment of mindfulness with self-report measures: existing scales and open issues. *Mindfulness*, *4*, 191-202.
- Bishop, S. R. (2002). What do we really know about mindfulness-based stress reduction? *Psychosomatic Medicine*, *64*, 71-83.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. C., Carmody, J., Segal Z. V., Abbey S., Speca M., Velting D. y Devins G. (2004). Mindfulness: a proposed operational definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, *11*, 230-241.
- Blunch, N. (2008). *Introduction to structural equation modelling using SPSS and AMOS*. Londres: Sage.
- Bohlmeijer, E., Prenger, R., Taal, E. y Cuijpers, P. (2010). The effects of mindfulness-based stress reduction therapy on mental health of adults with a chronic medical disease: a meta-analysis. *Journal of Psychosomatic Research*, *68*, 539-544.
- Brown, K. W. y Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: mindfulness and its role in psychological wellbeing. *Journal of Personality and Social Psychology*, *84*, 822-848.
- Browne, M. W. (1982). Covariance structures. En D. M. Hawkins (dir.) *Topics in applied multivariate analysis*. (pp. 72-141). Cambridge: Cambridge University Press.
- Buchheld, N., Grossman, P. y Walach, H. (2001). Measuring mindfulness in insight meditation (Vipassana) and meditation-based psychotherapy: the development of the Freiburg Mindfulness Inventory (FMI). *Journal for Meditation and Meditation Research*, *1*, 11-34.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming* (2ª ed.). Nueva York, NY: Taylor & Francis.
- Cardaciotto, L., Herbert, J. D., Forman, E. M., Moitra, E. y Farrow, V. (2008). The assessment of present-moment awareness and acceptance the Philadelphia Mindfulness Scale. *Assessment*, *15*, 204-223.

- Cash, M. y Whittingham, K. (2010). What facets of mindfulness contribute to psychological well-being and depressive, anxious, and stress-related symptomatology? *Mindfulness*, 1, 177-182.
- Castillo, L. G., Cano, M. A., Chen, S. W., Blucker, R. T. y Olds, T. S. (2008). Family conflict and intragroup marginalization as predictors of acculturative stress in Latino college students. *International Journal of Stress Management*, 15, 43-52.
- 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). *European Journal of Psychiatry*, 26, 118-126.
- Chadwick, P., Hember, M., Symes, J., Peters, E., Kuipers, E. y Dagnan, D. (2008). Responding mindfully to unpleasant thoughts and images: reliability and validity of the Southampton Mindfulness Questionnaire (SMQ). *British Journal of Clinical Psychology*, 47, 451-455.
- Cheung, G.W. y Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modelling*, 9, 233-55.
- Chiesa, A. (2013). The difficulty of defining mindfulness: current thought and critical issues. *Mindfulness*, 4, 255-268.
- Chiesa, A. y Serretti, A. (2009). Mindfulness-based stress reduction for stress management in healthy people: a review and meta-analysis. *The Journal of Alternative and Complementary Medicine*, 15, 593-600.
- Christopher, M. S., Neuser, N. J., Michael, P. G. y Baitmangalkar, A. (2012). Exploring the psychometric properties of the Five Facet Mindfulness Questionnaire. *Mindfulness*, 3, 124-131.
- Cole, D. A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55, 584.
- de Bruin, E. I., Topper, M., Muskens, J. G., Bögels, S. M. y Kamphuis, J. H. (2012). Psychometric properties of the Five Facets Mindfulness Questionnaire (FFMQ) in a meditating and a non-meditating sample. *Assessment*, 19, 187-197.
- de la Fuente Arias, M., Salvador Granados, M. y Franco Justo, F. (2010). Efectos de un programa de entrenamiento en conciencia plena (mindfulness) en la autoestima y la inteligencia emocional percibidas. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 18, 297-315.
- Delgado, L. C., Bravo, I., Hidalgo, A., Vila, J. y Reyes del Paso, G. (2012). Efecto diferencial de una intervención breve basada en la conciencia plena (mindfulness) y valores en las dimensiones del dolor crónico en espondilitis y artritis. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 20, 681-697.
- Deng, Y. Q., Liu, X. H., Rodriguez, M. A. y Xia, C. Y. (2011). The Five Facet Mindfulness Questionnaire: psychometric properties of the Chinese version. *Mindfulness*, 2(2), 123-128.
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J. y Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Dundas, I., Vøllestad, J., Binder, P. E. y Sivertsen, B. (2013). The Five Factor Mindfulness Questionnaire in Norway. *Scandinavian Journal of Psychology*, 54, 250-260.
- Evers, A., Sijtsma, K., Lucassen, W. y Meijer, R. R. (2010). The Dutch review process for evaluating the quality of psychological tests: history, procedure, and results. *International Journal of Testing*, 10, 295-317.
- Feldman, G., Hayes, A., Kumar, S., Greeson, J. y Laurenceau, J. P. (2007). Mindfulness and emotion regulation: the development and initial validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised (CAMS-R). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 29, 177-190.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3ª ed.). Londres: SAGE.

- Giovannini, C., Giromini, L., Bonalume, L., Tagini, A., Lang, M. y Amadei, G. (2014). The Italian Five Facet Mindfulness Questionnaire: a contribution to its validity and reliability. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 36, 415 - 423.
- Grossman, P., Niemann, L., Schmidt, S. y Walach, H. (2004). Mindfulness-based stress reduction and health benefits: a meta-analysis. *Journal of Psychosomatic Research*, 57, 35-43.
- Hawkins, D. M., Basak, S. C. y Mills, D. (2003). Assessing model fit by cross-validation. *Journal of Chemical Information and Computer Sciences*, 43, 579-586.
- Hayes, A. M. y Feldman, G. (2004). Clarifying the construct of mindfulness in the context of emotion regulation and the process of change in therapy. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11, 255-262.
- Hayton, J. C., Allen, D. G. y Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: a tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7, 191-205.
- Heeren, A., Douilliez, C., Peschard, V., Debrauwere, L. y Philippot, P. (2011). Cross-cultural validity of the Five Facets Mindfulness Questionnaire: adaptation and validation in a French-speaking sample. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée/European Review of Applied Psychology*, 61, 147-151.
- Hoyle, R. H. y Panter, A. T. (1995). The analysis of covariance structures: goodness of fit indices. *Sociological Methods and Research*, 11, 325-344.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- Jacobs, T. L., Shaver, P. R., Epel, E. S., Zanesco, A. P., Aichele, S. R., Bridwell, D. A., Rosenberg, E. L., King, B. G., MacLean, K. A., Sahdra, B. K., Kemeny, M. E., Ferrer, E., Wallace, B. A., y Saron, C. D. (2013). Self-Reported mindfulness and cortisol during a Shamatha meditation retreat. *Health Psychology*, 32(10), 1104.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1984). *LISREL: analysis of linear structural relationships by the maximum likelihood and least squares method, version VI*. Chicago, IL: National Education Resources.
- Kabat-Zinn, J. (1990). *Full catastrophe living: using the wisdom of your body and mind to face stress, pain, and illness*. New York, NY: Delacorte Press.
- Kabat Zinn, J. (2003). Mindfulness based interventions in context: past, present, and future. *Clinical psychology: Science and Practice*, 10, 144-156.
- Kelloway, E. K. (1995). Structural equation modelling in perspective. *Journal of Organizational Behavior*, 16, 215-224.
- Khoury, B., Lecomte, T., Fortin, G., Masse, M., Therien, P., Bouchard, V., Chapeau M., Paquin K. y Hofmann S. G. (2013). Mindfulness-based therapy: a comprehensive meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 33, 763-771.
- Lilja, J. L., Frodi-Lundgren, A., Hanse, J. J., Josefsson, T., Lundh, L. G., Sköld, C., Hansen, E. y Broberg, A. G. (2011). Five Facets Mindfulness Questionnaire -Reliability and factor structure: a Swedish version. *Cognitive Behaviour Therapy*, 40, 291-303.
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series B*, 115-128.
- McDonald (1999). *Test theory: a unified treatment*. Mahwah, NJ: LEA.
- Mezrich, J. E., Ruy Pérez, M. A., Pérez, C., Yoon, G., Liu, J. y Mahmud, S. (2000). The Spanish version of the Quality of Life Index: presentation and validation. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 188, 301-305.
- Pareja, M. A. V. (2006). Mindfulness (presencia reflexiva y atenta). *Psicología Conductual*, 14, 433-451.

- Park, T., Reilly-Spong, M. y Gross, C. R. (2013). Mindfulness: a systematic review of instruments to measure an emergent patient-reported outcome (PRO). *Quality of Life Research, 22*, 2639-2659.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y. y Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology, 88*, 879-903.
- Reig Ferrer, A., Cabrero García, J., Ferrer Cascales, R. I. y Richart Martínez, M. (2003). *La calidad de vida y el estado de salud de los estudiantes universitarios*. Alicante: Biblioteca Virtual Universal.
- Rude, S. y McCarthy, C. (2003). Emotional functioning in depressed and depression-vulnerable college students. *Cognition & Emotion, 17*, 799-806.
- Shapiro, S. L., Astin, J. A., Bishop, S. R. y Cordova, M. (2005). Mindfulness-based stress reduction for health care professionals: results from a randomized trial. *International Journal of Stress Management, 12*, 164-176.
- Sephton, S. E., Salmon, P., Weissbecker, I., Ulmer, C., Floyd, A., Hoover, K. y Studts, J. L. (2007). Mindfulness meditation alleviates depressive symptoms in women with fibromyalgia: results of a randomized clinical trial. *Arthritis Care & Research, 57*, 77-85.
- Sugiura, Y., Sato, A., Ito y. y Murakami, H. (2012). Development and validation of the Japanese version of the Five Facet Mindfulness Questionnaire. *Mindfulness, 3*, 85-94.
- Teasdale, J. D., Segal, Z. y Williams, J. M. G. (1995). How does cognitive therapy prevent depressive relapse and why should attentional control (mindfulness) training help?. *Behaviour Research and Therapy, 33*, 25-39.
- Terrones-González, A., Estrada-Martínez, S., Lechuga-Quiñones, A., Salvador-Moysén, J., Martínez-López, Y. y La-Llave-León O. (2012). Propiedades psicométricas de la CES-D/IS en población universitaria de la ciudad de Durango, México. *Salud Mental, 35*, 305-313.
- Tran, U. S., Glück, T. M. y Nader, I. W. (2013). Investigating the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ): construction of a short form and evidence of a two factor higher order structure of mindfulness. *Journal of Clinical Psychology, 69*, 951-965.
- Vázquez, C., Duque, A. y Hervás, G. (2013). Satisfaction With Life Scale in a representative sample of Spanish adults: validation and normative data. *The Spanish Journal of Psychology, 16*, 1-15.
- Walach, H., Buchheld, N., Buttenmüller, V., Kleinknecht, N. y Schmidt, S. (2006). Measuring mindfulness -the Freiburg Mindfulness Inventory (FMI). *Personality and Individual Differences, 40*, 1543-1555.
- Wang, J. y Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: applications using Mplus*. Chichester, UK: Higher Education Press.
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I. y Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω H: their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika, 70*, 123-133.

RECIBIDO: 21 de enero de 2015

ACEPTADO: 17 de julio de 2015