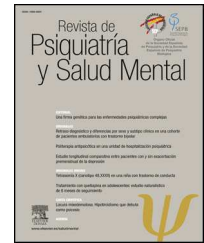


Revista de Psiquiatría y Salud Mental

www.elsevier.es/saludmental



ORIGINAL

Propiedades psicométricas de la versión española de la *Philadelphia Mindfulness Scale*



Rosa Tejedor^a, Albert Feliu-Soler^b, Juan C. Pascual^{b,c}, Ausiàs Cebolla^{d,e},
Maria J. Portella^{b,c}, Joan Trujols^{b,c}, José Soriano^b, Víctor Pérez^{b,c} y Joaquim Soler^{b,c,*}

^a Divisió Salut Mental, Althaia, Xarxa Assistencial Universitaria de Manresa. FP, Manresa, España

^b Servei de Psiquiatria, Hospital de la Santa Creu i Sant Pau, Barcelona, Universitat Autònoma de Barcelona (UAB), Barcelona, España

^c Institut d'Investigació Biomèdica Sant Pau (IIB Sant Pau), Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental, CIBERSAM, España

^d Departament de psicologia bàsica, clínica i psicobiologia, Universitat Jaume I, Castelló, España

^e Centro de Investigación Biomédica en Red-Fisiopatología de la Obesidad y la Nutrición, CIBERObn, Santiago de Compostela, España

Recibido el 5 de febrero de 2014; aceptado el 7 de abril de 2014

Disponible en Internet el 2 de julio de 2014

PALABRAS CLAVE

Escala;
Validación;
*Philadelphia
Mindfulness Scale*;
Atención plena;
Aceptación;
Evaluación

Resumen

Introducción: La *Philadelphia Mindfulness Scale* (PHLMS) es un cuestionario breve que evalúa 2 componentes clave de la atención plena: la conciencia en el momento presente y la aceptación. El presente estudio evalúa las propiedades psicométricas de la versión española de la PHLMS tanto en una muestra control de estudiantes universitarios como en población con patología psiquiátrica.

Material y métodos: Se administró la versión española de la PHLMS a 395 voluntarios (256 con patología psiquiátrica y 139 estudiantes).

Resultados: El análisis factorial exploratorio de la versión española de la PHLMS apoya la solución bifactorial de la versión original con una varianza explicada del 44,02%. La escala presentó una adecuada fiabilidad (α de Cronbach de 0,81 a 0,86). La PHLMS mostró una adecuada validez convergente con los otros cuestionarios de atención plena y aceptación y una validez divergente de la clínica depresiva y ansiosa comparable a la de la versión original.

Conclusiones: La versión española de la PHLMS presenta adecuadas propiedades psicométricas y puede ser utilizada para medir 2 componentes constituyentes de la atención plena –i.e. conciencia y aceptación– tanto en el ámbito clínico como en investigación.

© 2014 SEP y SEPB. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: jsolerri@santpau.cat (J. Soler).

KEYWORDS

Scale;
Validation;
Philadelphia
Mindfulness Scale;
Mindfulness;
Acceptance;
Assessment

Psychometric properties of the Spanish version of the Philadelphia Mindfulness Scale**Abstract**

Introduction: The Philadelphia Mindfulness Scale (PHLMS) is a brief questionnaire for assessing 2 key components of mindfulness: present moment awareness, and acceptance. This study was aimed at evaluating the psychometric properties of the Spanish version of PHLMS in a sample of participants with and without psychiatric conditions.

Material and methods: The Spanish version of the PHLMS was administered to a sample of 395 volunteers (256 of them with a psychiatric condition, and 130 from a student sample).

Results: Exploratory factor analysis found a two factor solution, which was also observed in the original version of the scale, with an explained variance of 44.02%. The scale showed good reliability (Cronbach α between 0.81 and 0.86), and an adequate convergent validity with other questionnaires of mindfulness and acceptance. The results also showed a similar discriminant validity to that in the original instrument validation between PHLMS and the clinical symptomatology reported.

Conclusions: The Spanish version of the PHLMS is a psychometrically sound measure for assessing two core components of mindfulness (i.e. awareness and acceptance) in clinical and research settings.

© 2014 SEP y SEPB. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Introducción

Habitualmente la atención plena se define como «prestar atención de manera intencional al momento presente, sin juzgar»¹. En los últimos 20 años la atención plena se ha introducido y difundido con celeridad en la psicología científica moderna en gran parte gracias al éxito terapéutico de las intervenciones que se basan en él o que lo integran como una técnica fundamental dentro de su programa (e.g. la terapia cognitiva basada en la atención plena², el programa de reducción de estrés basado en la atención plena³, la terapia dialéctica conductual⁴ o la terapia de aceptación y compromiso⁵, entre otras).

Con el fin de evaluar la atención plena y estudiar su relación con distintos aspectos de la salud se han diseñado distintas escalas, tales como el *Freiburg Mindfulness Inventory* (FMI)⁶, el *Kentucky Inventory of Mindfulness Skills* (KIMS)⁷, la *Cognitive and Affective Mindfulness Scale Revised* (CAMS-R)⁸, la *Toronto Mindfulness Scale* (TMS)⁹, el *Five Facets Mindfulness Questionnaire* (FFMQ)¹⁰ y la *Mindful Attention Awareness Scale* (MAAS)¹¹. Existen considerables diferencias entre estos autoinformes ya que no todos comparten la misma definición de atención plena, no están dirigidos a la misma población o han utilizado distinta metodología para su construcción. Por ejemplo, el FMI considera que las habilidades de atención plena solo pueden ser alcanzadas mediante la práctica meditativa¹², y en cambio en la MAAS la atención plena es conceptualizada como una habilidad innata, presente en mayor o menor medida en todos los individuos¹¹. Esta última escala se sustenta en una visión unifactorial de la atención plena y evalúa únicamente la variable atención/conciencia en el presente. Esta perspectiva unidimensional contrasta con la de instrumentos como el FFMQ o el KIMS que distinguen hasta 5 dimensiones, algunas de las cuales son cercanas al factor atención/conciencia y otras están más relacionadas con un factor de aceptación.

Con la intención de consensuar los elementos de la atención plena definidos por varios teóricos y operativizar mejor el concepto, Bishop et al.¹³ propusieron 2 componentes que parecerían ser consustanciales a la atención plena: a) autorregulación de la atención sostenida en el presente y b) una actitud de curiosidad, apertura y aceptación hacia la experiencia. Esta misma definición fue también recogida por Cardaciottto et al.¹⁴ como una «tendencia a estar altamente consciente de las experiencias internas y externas en un contexto de aceptación no evaluativo». Aunque se ha argumentado que ambos factores (el de atención/conciencia y el de aceptación) podrían presentar cierto solapamiento a nivel conceptual^{11,15} también parece razonable que ambos aspectos estén diferenciados¹³. En este sentido existen ejemplos claros donde una elevada conciencia y focalización no van acompañadas de una actitud de aceptación, como es el caso de trastornos de ansiedad, depresión o conductas adictivas¹⁶.

La *Philadelphia Mindfulness Scale* (PHLMS)¹⁴ es un autoinforme breve y, hasta el momento, la única escala formulada desde la visión bidimensional de la atención plena formulada por Bishop et al.¹³. Los 2 componentes que evalúa son: 1) Conciencia en el momento presente —definida como «continua monitorización de los estímulos internos y externos»— y 2) Aceptación —definida como «postura no juiciosa hacia la experiencia de uno». El objetivo del presente estudio es valorar las propiedades psicométricas de la versión española de la PHLMS tanto en una muestra control de estudiantes universitarios como en población con patología psiquiátrica.

Metodología**Participantes**

La muestra global del estudio se compone por 395 participantes (289 mujeres y 106 hombres), de edades

Tabla 1 Características sociodemográficas de las muestras de estudiantes y psiquiátrica

	Muestra estudiantes (n = 139)	Muestra psiquiátrica (n = 256)	p
<i>Género (% mujeres)</i>	75,54	71	n.s.
<i>Edad</i>	28,1 (9,14)	30,75 (10,19)	n.s.
<i>Estudios</i>			<0,001
Primarios	-	37,5%	
Secundarios	-	41,3%	
Universitarios	100%	20,6%	
<i>Estado civil</i>			<0,001
Soltero	63%	56,1%	
Pareja/casado	36%	31,1%	
Separado	1%	12,8%	
<i>Situación laboral</i>			<0,001
Trabaja	30%	34,54%	
Parado/ no trabaja		27,32%	
Baja laboral		27,32%	
Solo estudia	70%	10,80%	

Se realizaron prueba de chi cuadrado para las variables categóricas y la t-Student para las continuas.

comprendidas entre los 18 y los 68 años con una media de edad de 31,9 años (DE = 10,82). La muestra se integra por un subgrupo clínico (n = 256) y otro de estudiantes (n = 139). Los pacientes de la muestra psiquiátrica procedían del Hospital de la Santa Creu i Sant Pau y de la Fundació Althaia (Xarxa Assistencial Universitària de Manresa) y cumplían criterios diagnósticos (DSM-IV-TR)¹⁷ para uno de los siguientes trastornos: trastorno límite de la personalidad (TLP) (n = 69), trastorno de la conducta alimentaria (n = 71), trastorno depresivo mayor (n = 48) y trastorno por dependencia de cocaína (n = 68). La muestra no psiquiátrica estaba formada por estudiantes de la Facultad de Psicología de la Universidad de Valencia y de la Escuela Universitaria de Enfermería del Hospital de la Santa Creu i Sant Pau. En la [tabla 1](#) se presentan las principales características sociodemográficas de los 2 grupos objeto de estudio. Los criterios de exclusión para toda la muestra fueron: presentar alguna otra enfermedad psiquiátrica en fase aguda o un trastorno de la esfera psicótica, retraso mental, déficits sensoriales o dificultades lingüísticas que impidieran la cumplimentación de los cuestionarios.

Procedimiento

La muestra psiquiátrica se reclutó mediante un muestreo consecutivo y tras comprobar el cumplimiento de los criterios de inclusión y exclusión del estudio. Los participantes estudiantes completaron los cuestionarios en una de las aulas de la universidad. Todos los participantes leyeron y firmaron el consentimiento informado y participaron en el estudio de forma voluntaria.

Para la adaptación de la escala se siguió el procedimiento habitual de traducción-retrotraducción¹⁸. Una persona

bilingüe y con experiencia clínica realizó la traducción de la escala original al castellano con la colaboración de un clínico con amplia experiencia como formador en atención plena. Un traductor independiente de origen anglosajón especializado en la traducción de textos biomédicos, retrotradujo la versión castellana de la escala al inglés, y esta fue enviada a los autores de la PHLMS que, tras varias correcciones en la versión castellana, certificaron la adecuación al texto original.

Para el estudio de fiabilidad test-retest, una submuestra de 53 participantes contestó por segunda vez la PHLMS al cabo de 2 semanas de la primera administración. La sensibilidad al cambio se estableció analizando los cambios en las subescalas del PHLMS en una submuestra de 19 pacientes diagnosticados de TLP que participaron en una intervención de 10 semanas de atención plena dentro del contexto de la terapia dialéctica conductual (este tipo de intervención ha mostrado ser clínicamente efectiva en otros estudios^{19,20}).

Instrumentos

La PHLMS¹⁴ es un cuestionario de 20 ítems que evalúa 2 constructos de la atención plena: conciencia y aceptación. En él se pregunta por la frecuencia con la que se ha experimentado durante la última semana distintos aspectos relacionados con dichos constructos, siendo el formato de respuesta presentado en una escala Likert de 5 puntos, con un rango entre 1 (nunca) y 5 (muy a menudo).

El FFMQ en versión española²¹ es una escala de 39 ítems que mide 5 factores de la atención plena: observación, descripción, actuando con consciencia, no juzgar, y no reactividad a la experiencia interna. El formato de respuesta es una escala de 5 puntos, con un rango entre 1 (nunca o muy raramente verdad) hasta 5 (muy a menudo o siempre verdad).

La MAAS²² es una escala de 15 ítems que mide la frecuencia con la que los procesos de atención y conciencia en el momento presente ocurren en la vida diaria. El formato de respuesta es una escala de 6 puntos, con un rango entre 1 (casi siempre) hasta 6 (casi nunca). Puntuaciones elevadas indican mayor estado de atención plena.

El *Acceptance and Action Questionnaire* (AAQ)²³ es un cuestionario de 9 ítems que evalúa la evitación experiencial y la aceptación psicológica. El formato de respuesta es una escala de 8 puntos, con un rango entre 1 (nunca verdad) hasta 7 (siempre verdad).

La escala *Epidemiological Studies-Depression* (CES-D)²⁴ está compuesta por 20 ítems y evalúa presencia de sintomatología depresiva durante la última semana. El formato de respuesta es una escala de 4 puntos, con un rango entre 0 (raramente o nunca/menos de un día) a 3 (mucho o siempre/entre 5-7 días).

La *State/Trait Anxiety Inventory-State* (STAI-E)²⁵ es una escala de 20 ítems que evalúa el estado de ansiedad. El formato de respuesta es una escala de 4 puntos, con un rango 0 (nada) a 3 (mucho).

Análisis de datos

Con el objetivo de evaluar la validez del constructo, la consistencia interna, la validez convergente y divergente, la

fiabilidad temporal y la sensibilidad al cambio de la PHLMS, se llevaron a cabo los siguientes análisis.

Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con factorización de ejes principales y rotación Promax para evaluar la validez de constructo de la escala. Con el fin de estudiar la consistencia interna de la PHLMS se determinó el coeficiente de fiabilidad α de Cronbach para la escala total y cada una de las subescalas.

Para evaluar la validez convergente en una submuestra de 291 participantes (grupo estudiantes $n = 83$; grupo clínico $n = 208$), se estimaron las correlaciones de Pearson entre la PHLMS y las otras escalas de atención plena y de aceptación (FFMQ, MAAS y AAQ). Las correlaciones entre la PHLMS y el AAQ únicamente se obtuvieron de la muestra de pacientes. El estudio de la validez divergente se realizó con una submuestra de 253 participantes (grupo estudiantes $n = 123$; grupo clínico $n = 130$) correlacionando la PHLMS con las escalas CES-D y la STAI-E. La fiabilidad temporal de la escala se estudió en una submuestra de 32 participantes del grupo de estudiantes y 21 pacientes con TLP mediante el coeficiente de correlación de Pearson entre las puntuaciones de la PHLMS obtenidas en 2 administraciones consecutivas separadas por 2 semanas. Se evaluó la sensibilidad al cambio de la PHLMS en un subgrupo de pacientes con TLP ($n = 19$) tras una intervención de atención plena de 10 semanas de duración; para ello se llevó a cabo una comparación de medias t-test para muestras relacionadas de las puntuaciones pre y postterapia. Finalmente se realizaron comparaciones t-test para muestras independientes (grupo de estudiantes y clínico) para evaluar si ambos grupos se podían diferenciar por las puntuaciones en la PHLMS. Se calculó además la d de Cohen (d) para aportar información acerca del tamaño del efecto de dichas diferencias.

El análisis de datos se realizó mediante el paquete estadístico SPSS versión 18.0 para Windows.

Resultados

Características sociodemográficas de las muestras

No se observaron diferencias estadísticamente significativas entre grupos con relación a composición de género y edad, aunque sí en el nivel de estudios, estado civil y situación laboral. En la [tabla 1](#) aparecen las principales características sociodemográficas de la muestra con patología psiquiátrica y de la muestra de estudiantes.

Validez de constructo

El AFE se realizó con una muestra de 395 participantes. Después de comprobar que se cumplían las condiciones de aplicación ($KMO = 0,85$ y prueba de esfericidad de Bartlett significativa $p < 0,001$), se procedió a la factorización de ejes principales de la escala con rotación Promax. La solución inicial indicó la existencia de 4 factores con autovalores superiores a 1 que explicarían el 57,02% de la varianza total. Sin embargo, en congruencia con i) el marco teórico en base al cual se desarrolló originariamente dicha escala¹⁴, ii) la presencia de 2 factores predominantes observados en el gráfico de sedimentación ([fig. 1](#)), iii) la superior interpretabilidad de la solución de 2 factores, iv) el principio de parsimonia, y v) la estructura factorial de la versión

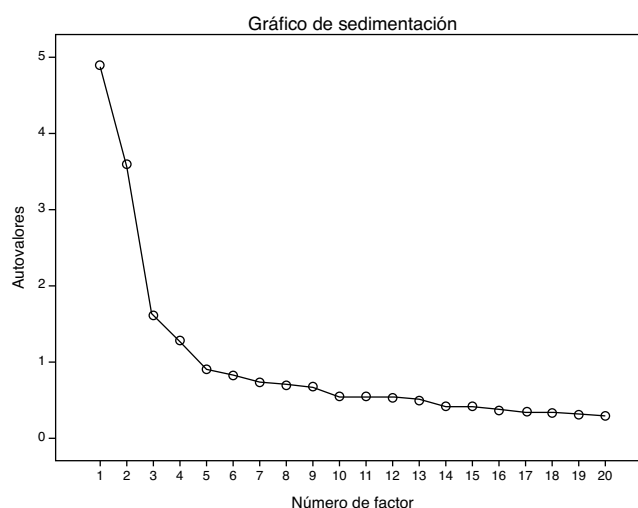


Figura 1 Gráfico de sedimentación de la PHLMS.

original de la PHLMS¹⁴, se realizó un segundo AFE restringiendo la solución a 2 factores. Estos 2 factores explicaron un 42,49% de la varianza total. En función de los resultados de este segundo AFE, se procedió a un proceso de depuración de ítems atendiendo al siguiente criterio principal: se eliminaron aquellos ítems que presentaban una baja comunalidad dado que el objetivo de todo análisis factorial es explicar la varianza mediante factores comunes. La comunalidad expresa la cantidad de varianza común de cada ítem a lo largo de los factores resultantes, por lo que aquellos ítems con bajas comunales (inferiores a 0,40) podrían ser eliminados dada su baja contribución a la solución factorial²⁶. Asimismo, se utilizaron otros 3 criterios comúnmente empleados para la selección de ítems: la carga factorial del ítem con el factor o factores extraídos, el coeficiente de correlación de Pearson entre el ítem y la subescala o factor (sin el propio ítem) al que pertenece, y el valor de la α de Cronbach que alcanzaría dicha subescala en el caso de eliminar el ítem. Específicamente, se consideraron eliminables aquellos ítems con cargas factoriales inferiores a 0,32²⁷ en todos los factores extraídos, con valores de correlación ítem-total corregida inferiores a 0,30²⁸, o aquellos cuya eliminación incrementara la fiabilidad de la subescala en más de 0,02 puntos²⁹. El ítem 15 era el único que satisfacía alguna (de hecho, 3 de las 4) de las condiciones que recomendaban su eliminación. Dicho ítem presentaba una comunalidad inferior a 0,40 (0,21), una carga factorial inferior a 0,32 (0,31) en los 2 factores o subescalas y una correlación ítem-total corregida inferior a 0,40 (0,30) con la subescala a la que hubiera sido asignado en función de su mayor carga factorial. Los ítems finalmente seleccionados (es decir, todos menos el ítem 15) fueron sometidos de nuevo a un AFE. La solución de 2 factores sin el ítem 15 explicó un 44,02% de la varianza total. La [tabla 2](#) muestra los ítems y las cargas factoriales de los ítems de la versión española de la escala para los factores etiquetados como conciencia y aceptación, antes y después de la eliminación del ítem 15.

Los factores de conciencia y aceptación no correlacionaron significativamente entre sí en el grupo de estudiantes ($r = -0,050$, $p > 0,05$), pero sí en el grupo clínico ($r = -0,218$, $p = 0,001$).

Tabla 2 Análisis factorial exploratorio: varianza explicada y matriz de configuración

Factores	PHLMS Ítems 1-20		PHLMS Eliminando ítem 15	
	Autovalor	% de la varianza	Autovalor	% de la varianza
1	4,90	24,49	4,76	25,08
2	3,60	18,00	3,60	18,94
Matriz de configuración				
Ítems	Factor 1 Aceptación	Factor 2 Conciencia	Factor 1 Aceptación	Factor 2 Conciencia
1. Soy consciente de qué pensamientos están pasando por mi mente	-0,026	0,572	-0,032	0,574
2. Intento distraerme cuando siento emociones desagradables	0,434	0,218	0,446	0,228
3. Al hablar con otras personas, soy consciente de sus expresiones faciales y corporales	-0,105	0,555	-0,110	0,556
4. Hay aspectos sobre mí mismo en los que no quiero pensar	0,608	-0,274	0,596	-0,273
5. Cuando me ducho, soy consciente de cómo el agua recorre mi cuerpo	0,160	0,451	0,150	0,450
6. Intento mantenerme ocupado para evitar que pensamientos y sentimientos me vengán a la cabeza	0,721	-0,028	0,726	-0,021
7. Cuando estoy sobresaltado, me doy cuenta de lo que está pasando dentro de mi cuerpo	0,069	0,518	0,054	0,515
8. Ojalá pudiera controlar mis emociones más fácilmente	0,528	-0,117	0,517	-0,117
9. Cuando salgo a pasear, soy consciente de los olores o del contacto del aire en mi cara	0,093	0,495	0,089	0,498
10. Me digo a mí mismo que no debería tener determinados pensamientos	0,709	-0,090	0,703	-0,086
11. Cuando alguien me pregunta cómo me siento, puedo identificar mis emociones con facilidad	-0,195	0,604	-0,196	0,607
12. Hay cosas en las que intento no pensar	0,798	-0,161	0,799	-0,155
13. Soy consciente de los pensamientos que tengo cuando mi ánimo cambia	0,124	0,625	0,110	0,623
14. Me digo a mí mismo que no debería sentirme triste	0,564	0,055	0,561	0,059
15. Noto cambios dentro de mi cuerpo, como mi corazón latiendo más rápido o mis músculos tensándose	0,314	0,132	----	----
16. Si hay algo en lo que no quiero pensar, intentaré muchas cosas para quitármelo de la cabeza	0,638	0,223	0,639	0,230
17. Cuando mis emociones cambian, soy consciente de ello inmediatamente	-0,053	0,648	-0,066	0,645
18. Trato de sacar mis problemas fuera de mi mente	0,487	0,140	0,493	0,147
19. Mientras hablo con la gente, soy consciente de las emociones que estoy experimentando	0,064	0,626	0,053	0,625
20. Cuando tengo un mal recuerdo, intento distraerme para que se vaya	0,630	0,159	0,638	0,168

Todos los resultados que figuran a continuación se refieren a la versión española de la PHLMS que no incluye el ítem 15 de la versión original.

$\alpha = 0,86$ para la subescala de aceptación y de $0,81$ para la subescala de conciencia.

Consistencia interna

La versión española de la PHLMS presentó una α de Cronbach total de $0,82$. Con relación a sus subescalas, se observó una

Estabilidad temporal

Se estudió la fiabilidad test-retest de la PHLMS en una submuestra de 32 participantes del grupo de estudiantes y 21 pacientes con TLP. Con este fin se compararon las

Tabla 3 Validez convergente de la PHLMS con medidas de atención plena y evitación experiencial para las muestras control y psiquiátrica

	Muestra global		Muestra estudiantes		Muestra psiquiátrica	
	PHLMS conciencia	PHLMS aceptación	PHLMS conciencia	PHLMS aceptación	PHLMS conciencia	PHLMS aceptación
FFMQ observación	0,490**	-0,196**	0,446**	0,154	0,499**	-0,250**
FFMQ descripción	0,471**	0,328**	0,562**	0,543**	0,496**	0,136
FFMQ actuación consciente	0,298**	0,381**	0,362*	-0,051	0,304**	0,361**
FFMQ no juzgar	0,047	0,586**	0,281	0,592**	0,026	0,462**
FFMQ no reactividad	0,396**	0,120	0,219	0,095	0,458**	0,003
MAAS	0,367**	0,332**	0,230*	0,236*	0,381**	0,271**
AAQ					-0,194**	-0,294**

AAQ: *Acceptance and Action Questionnaire*; FFMQ: *Five Facets Mindfulness Questionnaire*; MAAS: *Mindful Attention Awareness Scale*; PHLMS: *Philadelphia Mindfulness Scale*;

* $p < 0,05$.

** $p < 0,001$.

puntuaciones obtenidas en 2 administraciones separadas por 2 semanas mediante una t-test para muestras relacionadas que resultó no significativa y se realizaron correlaciones de Pearson para la puntuación de la subescala de conciencia ($r = 0,81$ con una $p < 0,001$) y de aceptación ($r = 0,80$ con una $p < 0,001$).

Validez convergente y divergente

Para el estudio de la validez convergente se evaluaron las correlaciones entre las subescalas de la PHLMS y las del FFMQ, la MAAS y el AAQ, observándose correlaciones significativas entre casi todas las subescalas (de $r = -0,20$ a $r = 0,59$; con $p < 0,05$ y $p < 0,01$ respectivamente). En la [tabla 3](#) se detallan para cada grupo las correlaciones entre las puntuaciones de las subescalas de la PHLMS y las 5 subescalas de la FFMQ (observación, descripción, actuando con conciencia, no juzgar y no reactividad a la experiencia interna), la MAAS y el AAQ. La validez divergente de la PHLMS se estableció mediante la correlación de las puntuaciones de las subescalas de conciencia y aceptación con las escalas de sintomatología depresiva y ansiosa (CES-D y STAI-E, respectivamente), observándose correlaciones significativas desde $r = -0,39$ hasta $r = -0,15$

(con $p < 0,05$ y $p < 0,01$ respectivamente). En la [tabla 4](#) se presentan las correlaciones obtenidas para las submuestras de estudiantes y de pacientes especificadas por grupo.

Sensibilidad al cambio

Se compararon las evaluaciones pre y postratamiento, observándose una variación significativa entre la media pretratamiento de la subescala de aceptación y la puntuación postratamiento: 24,10 (DE = 8,46) vs. 27,53 (DE = 8,41); $t = -2,493$; $gl = 18$; $p = 0,02$; $d = 0,29$). No se observó ningún cambio significativo entre las medias pre y postratamiento para la subescala de conciencia: 30,89 (DE = 7,85) vs. 31,47 (DE = 6,94); $t = -0,589$; $gl = 18$; $p = 0,5$; $d = 0,08$.

Diferencias en la *Philadelphia Mindfulness Scale* según grupo

El grupo de estudiantes y el grupo clínico difirieron significativamente en las puntuaciones medias de la subescala de aceptación: 31,83 (DE = 7,52) vs. 25,89 (DE = 6,75), respectivamente ($t = 7,893$; $gl = 380$; $p < 0,001$; $d = -0,83$). No se observaron diferencias significativas entre el grupo de

Tabla 4 Correlaciones de las subescalas de la PHLMS con la CES-D y la STAI-E en las muestras control y psiquiátrica

	Muestra global		Muestra estudiantes		Muestra psiquiátrica	
	PHLMS conciencia	PHLMS aceptación	PHLMS conciencia	PHLMS aceptación	PHLMS conciencia	PHLMS aceptación
CES-D	-0,155*	-0,390*	-0,114	-0,334**	-0,187*	-0,257**
STAI-E	-0,227*	-0,255*	-0,201	-0,291*	-0,249**	-0,060

CES-D: *Center for Epidemiological Studies-Depression*; PHLMS: *Philadelphia Mindfulness Scale*; STAI-E: *State/Trait Anxiety Inventory-State*.

* $p < 0,05$.

** $p < 0,001$.

estudiantes y el grupo clínico en relación con la subescala de conciencia: 32,87 (DE=4,97) vs. 31,90 (DE=6,46), respectivamente ($t=1,628$; $gl=384$; $p=0,10$; $d=-0,17$).

Discusión

La versión española de la PHLMS presenta una estructura bifactorial y unas propiedades psicométricas parecidas a las de la escala original¹⁴. Los 2 factores de la escala (aceptación y conciencia) fueron observados en el análisis factorial y explicaron una varianza que, tras la eliminación del ítem 15, fue del 44,02%, superior a la obtenida en el estudio original de la PHLMS. Es relevante observar que el funcionamiento psicométrico del ítem 15 ya resultó irregular en la validación original del instrumento, donde este presentó una considerable carga factorial en ambos factores¹⁴. Aunque en la muestra global se replicó la estructura de 2 factores del artículo original de la escala, dichos factores se hallaron interrelacionados en la muestra de pacientes con patología psiquiátrica.

Las subescalas de aceptación y conciencia mostraron una adecuada consistencia interna. En referencia a la validez convergente con otras escalas de atención plena y aceptación, las subescalas de la versión castellana de la PHLMS correlacionaron a nivel global con las medidas correspondientes de las otras escalas. En ambas muestras, las subescalas de conciencia y de aceptación correlacionaron positiva y significativamente con la MAAS, se observó una relación positiva entre la subescala de conciencia y 4 de las facetas del FFMQ, así como también entre la subescala de aceptación y la faceta de no juzgar. La subescala de aceptación correlacionó negativa y significativamente con el AAQ y positivamente con la subescala no juzgar del FFMQ, que conceptualmente son más próximas a dicho constructo. Resultados parecidos se obtuvieron en el artículo original de la PHLMS¹⁴, en el que también se observaron correlaciones entre la PHLMS con el AAQ y la subescala no juzgar de la KIMS (escala precursora del FFMQ). La subescala de aceptación también correlacionó positivamente con la MAAS.

Sin embargo, se observaron diferencias entre grupos en cuanto a las correlaciones entre la subescala de aceptación y distintas facetas del FFMQ así como también entre la subescala de conciencia y la subescala de no reactividad. Así, únicamente en la muestra clínica, se observó una correlación negativa entre aceptación y la faceta de observación del FFMQ, una relación positiva entre aceptación y actuación consciente, y la subescala de conciencia correlacionó positivamente con la reactividad del FFMQ. Por otro lado, en el grupo de estudiantes, se observó una correlación entre aceptación y la faceta de descripción del FFMQ que no se halló en el grupo de pacientes. Para mayor detalle, ver [tabla 3](#).

En términos generales, el comportamiento de las correlaciones entre la subescala de conciencia de la PHLMS y las otras escalas de atención plena respondió a lo esperable. Sin embargo, es sorprendente que en el grupo de pacientes la faceta de no reactividad del FFMQ correlacionara únicamente con el factor de conciencia de la PHLMS y no con el de aceptación, pues no reactividad junto a no juzgar serían el equivalente teórico del componente de aceptación medido en el FFMQ³⁰. Por otro lado, la subescala de aceptación se

comportó de forma muy distinta en función del grupo estudiado. De hecho, al menos en el grupo clínico, la hipótesis propuesta de Bishop et al.¹³ y defendida por Cardaciottto et al.¹⁴ en la que conciencia y la aceptación se comportarían de forma independiente, parecería no recibir apoyo; pues además de la correlación negativa encontrada entre las subescalas de aceptación y conciencia en este grupo, se observaron también relaciones cruzadas entre dichas subescalas y sus homólogos teóricos del FFMQ. Este hecho apoyaría la teoría propuesta por Brown y Ryan^{11,15}, en la que aceptación y conciencia son planteadas como 2 conceptos altamente interrelacionados.

La correlación negativa observada entre la subescala de aceptación y la subescala de observación del FFMQ en el grupo de pacientes psiquiátricos no fue reportada en la validación del instrumento original realizada con 78 estudiantes universitarios en soporte psicoterapéutico y con la KIMS (instrumento del cual deriva el FFMQ). Este resultado podría explicarse por el comportamiento variable y en ocasiones incluso antagónico de la subescala de observación del FFMQ con otros índices o aspectos de la atención plena en función de la población estudiada^{21,31}, como lo sugeriría el hecho de que únicamente se haya observado esta asociación en la muestra psiquiátrica. En este sentido, en un estudio donde se analizó el comportamiento del FFMQ en pacientes con trastorno de la conducta alimentaria, el factor de observación correlacionó significativa y positivamente con la clínica alimentaria³². Así, la capacidad de autoobservación parecería tener en un rol adaptativo en algunos casos y uno desadaptativo en otros³³. Las correlaciones negativas observadas entre la subescalas de la PHLMS podrían también deberse al solapamiento teórico entre el componente de conciencia y la faceta de observación.

Las correlaciones observadas entre la PHLMS y síntomas ansiosos y depresivos a nivel global indicaron una relación inversa entre ambas subescalas y la clínica ansiosa y depresiva. Este resultado es congruente con múltiples estudios previos donde las puntuaciones obtenidas en cuestionarios de atención plena se relacionaron negativamente con sintomatología afectiva y ansiosa (para una revisión³⁴). Cabe destacar que, como en el estudio original en muestras no clínicas, la subescala de aceptación sería más sensible a sintomatología ansiosa y depresiva que la escala de conciencia, que no correlaciona con ninguna de las 2 en muestras control de estudiantes¹⁴. Paralelamente, se observaron puntuaciones significativamente menores en la subescala de aceptación en el grupo clínico respecto a la muestra no-clínica, pero no así en la subescala de conciencia, apoyando la utilidad de medir de forma separada ambos componentes de la atención plena y el papel central –sugerido ya en la validación original de la escala¹⁴– que parecería tener el constructo de aceptación en los trastornos mentales.

El análisis de la fiabilidad test-retest muestra que la PHLMS presenta una adecuada estabilidad temporal. Respecto a la sensibilidad al cambio, únicamente la subescala de aceptación pareció ser sensible a una intervención de 10 semanas de atención plena. Este hecho podría indicar una mayor sensibilidad al cambio del componente de actitud (aceptación) que del de atención (conciencia) en intervenciones breves de atención plena en TLP^{19,20}. Por otro lado, aunque el factor de conciencia predijo significativamente la severidad psiquiátrica en el estudio de Cardaciottto et al.¹⁴,

su coeficiente β fue 10 veces menor que el aportado por el factor de aceptación; por ello se podría especular que aunque la intervención breve de atención plena fuera capaz de inducir cambios en la clínica psiquiátrica, dichas mejoras se verían reflejadas especialmente en el factor de aceptación y no en el de conciencia.

El presente estudio presenta limitaciones, entre las que podemos destacar la ausencia de evaluación psiquiátrica en el grupo de estudiantes que impide descartar la presencia de psicopatología en dicha muestra. Por otro lado, al tratarse íntegramente de una muestra de estudiantes universitarios, no permite la extrapolación de los resultados para dicho grupo como datos normativos. Las diferencias entre grupos con relación a los años de escolarización, estado civil y situación laboral podrían constituir también otra limitación del presente estudio. Asimismo, la muestra psiquiátrica está formada por pacientes con distintos diagnósticos, hecho que si bien por un lado incrementaría la representatividad de la muestra, también reduciría la posibilidad de encontrar diferencias respecto al grupo control debido a una elevada heterogeneidad. Por otro lado, con el fin de proporcionar mayor detalle acerca del comportamiento de la escala, en los análisis de su validez convergente y divergente se han considerado correlaciones con niveles de significación de $p < 0,05$, niveles superiores a los habitualmente aconsejables en el caso de estimar múltiples correlaciones. Este hecho podría haber incrementado la probabilidad de cometer errores de tipo I. Por último, únicamente se realizó el estudio de la sensibilidad al cambio en un grupo de pacientes con trastorno límite de la personalidad, con lo que los resultados podrían no ser aplicables a otras poblaciones psiquiátricas.

En conclusión, la versión española de la PHLMS resulta un instrumento psicométrico comparable al original para medir los constructos de conciencia y aceptación en población hispanohablante con o sin patología psiquiátrica. Sin embargo, la relación entre conciencia y aceptación parecería diferir en función de la presencia o no de psicopatología. El hecho de diferenciar la atención plena en sus 2 componentes esenciales puede permitir estudiar de forma más específica los efectos de las intervenciones de atención plena y el efecto mediador de cada factor en dichos resultados.

Responsabilidades éticas

Protección de personas y animales. Los autores declaran que los procedimientos seguidos se conformaron a las normas éticas del comité de experimentación humana responsable y de acuerdo con la Asociación Médica Mundial y la Declaración de Helsinki.

Confidencialidad de los datos. Los autores declaran que han seguido los protocolos de su centro de trabajo sobre la publicación de datos de pacientes.

Derecho a la privacidad y consentimiento informado. Los autores han obtenido el consentimiento informado de los pacientes y/o sujetos referidos en el artículo. Este documento obra en poder del autor de correspondencia.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

1. Kabat-Zinn J. *Where you go, there you are. Mindfulness meditation in everyday life.* New York: Hyperion Books; 1994.
2. Segal ZV, Williams J, Teasdale J. *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse.* New York: Guilford Press; 2002.
3. Kabat-Zinn J. *Full catastrophe living: Using the wisdom of your body and mind to face stress, pain and illness.* New York: Delacorte Press; 1990.
4. Linehan MM. *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder.* New York: Guilford Press; 1993.
5. Hayes SC, Strosahl KD, Wilson KG. *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change.* New York: Guilford Press; 1999.
6. Buccheld N, Grossman P, Walach H. Measuring mindfulness in insight meditation (vipassana) and meditation-based psychotherapy: The development of the Freiburg Mindfulness Inventory (FMI). *J Medit Medit Res.* 2001;1:11–34.
7. Baer RA, Smith GT, Allen KB. Assessment of mindfulness by self-report the Kentucky inventory of mindfulness skills. *Assessment.* 2004;11:191–206.
8. Feldman G, Hayes A, Kumar S, Greeson J, Laurenceau JP. Mindfulness and emotion regulation: The development and initial validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised (CAMS-R). *J Psychopathol Behav Assess.* 2007;29:177–90.
9. Lau M, Bishop W, Segal Z, Buis T, Anderson N, Carlson L, et al. The Toronto Mindfulness Scale: Development and validation. *J Clin Psychol.* 2006;62:1445–67.
10. Baer R, Smith G, Lykins G, Button D, Krietemeyer J, Sauer S, et al. Construct validity of the Five Facet Mindfulness Questionnaire in meditating and nonmeditating samples. *Assessment.* 2008;15:329–42.
11. Brown K, Ryan R. The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *J Pers Soc Psychol.* 2003;84:822–48.
12. Grossman P, van Dam NT. Mindfulness, by any other name...: Trials and tribulations of sati in western psychology and science. *Contem Buddhism.* 2011;12:219–39.
13. Bishop SR, Lau M, Shapiro S, Carlson L, Anderson ND, Carmody J, et al. Mindfulness: A proposed operational definition. *Clin Psychol-Sci Pr.* 2004;11:230–41.
14. Cardaciotto L, Herbert JD, Forman EM, Moitra E, Farrow V. The assessment of present-moment awareness and acceptance: The Philadelphia Mindfulness Scale. *Assessment.* 2008;15:204–23.
15. Brown K, Ryan R. Perils and promise in defining and measuring mindfulness: Observations from experience. *Clin Psychol-Sci Pr.* 2004;11:242–8.
16. Ingram RE. Self-focused attention in clinical disorders: Review and a conceptual model. *Psychol Bull.* 1990;107:156–76.
17. American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (4th ed. text revision).* Washington DC: American Psychiatric Association Press; 2004.
18. Brislin R. The wording and translation of research instruments. En: Lonner WJ, Berry W, editores. *Field methods in cross cultural research.* Beverly Hills: Sage publications; 1986. p. 137–64.
19. Feliu-Soler A, Pascual JC, Borràs X, Portella MJ, Martín-Blanco A, Armario A, et al. Effects of Dialectical Behaviour Therapy-mindfulness training in borderline personality disorder: Preliminary results. *Clin Psychol Psychot.* 2013. doi:10.1002/cpp.1837.

20. Soler J, Valdepérez A, Feliu-Soler A, Pascual JC, Portella MJ, Martín-Blanco, et al. Effects of the dialectical behavioral therapy-mindfulness module on attention in patients with borderline personality disorder. *Behav Res Ther*. 2012;50:150–7.
21. Cebolla A, García-Palacios A, Soler J, Guillen V, Baños RM, Botella C. Psychometric properties of the Spanish validation of the Five Facets of Mindfulness Questionnaire (FFMQ). *Eur J Psych Asses*. 2012;26:118–26.
22. Soler J, Tejedor R, Feliu-Soler A, Pascual JC, Cebolla A, Soriano J, et al. Propiedades psicométricas de la versión española de la escala Mindful Attention Awareness Scale (MAAS). *Actas Esp Psiquiatr*. 2012;40:18–25.
23. Barraca J. Spanish adaptation of the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ). *Int J Psychol Psychol Ther*. 2004;4:505–16.
24. Soler J, Pérez-Sola V, Puigdemont D, Pérez-Blanco J, Figueres M, Alvarez E. Estudio de validación del center for epidemiologic Studies-Depression (CES-D) en una población española de pacientes con trastornos afectivos. *Actas Luso-Esp Neur*. 1997;25:243–9.
25. Spielberger C, Gorusch RL, Lushene RE. Cuestionario de ansiedad estado-rasgo. Barcelona: TEA Ediciones; 1982.
26. Kline P. An easy guide to factor analysis. Newbury Park, CA: Sage; 1994.
27. Comrey AL. Manual de análisis factorial. Madrid: Cátedra; 1985.
28. Fayers PM, Machin D. Quality of life: Assessment, analysis and interpretation. Chichester: Wiley; 2000.
29. Jones S, Mulligan LD, Higginson S, Dunn G, Morrison AP. The Bipolar Recovery Questionnaire: Psychometric properties of a quantitative measure of recovery experiences in bipolar disorder. *J Affect Disord*. 2013;147:34–43.
30. Baer R, Smith G, Hopkins J, Krietemeyer J, Toney L. Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*. 2006;13:27–45.
31. Soler J, Cebolla A, Feliu-Soler A, Demarzo M, Pascual JC, Baños R, et al. Relationship between meditative practice and self-reported mindfulness: the MINDSENS composite index. *PLoS One*. 2014;9:e86622.
32. Lavender JM, Gratz KL, Tull MT. Exploring the relationship between facets of mindfulness and eating pathology in women. *Cogn Behav Ther*. 2011;40:174–82.
33. Watkins E, Teasdale JD. Adaptive and maladaptive self-focus in depression. *J Affect Disord*. 2004;82:1–8.
34. Park T, Reilly-Spong M, Gross CR. Mindfulness: A systematic review of instruments to measure an emergent patient-reported outcome (PRO). *Qual Life Res*. 2013;22:2639–59.