

doi: <https://doi.org/10.15446/rcp.v31n1.96718>

Estructura Interna del Inventario Peruano de Mindfulness y Ecuanimidad

MANOLETE S. MOSCOSO

University of South Florida, Tampa, Florida, USA
Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

CÉSAR MERINO-SOTO

Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú



The views expressed here are those of the authors. Except where otherwise noted, the contents in this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License. Consultation is possible at <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>

Como citar este artículo: Moscoso, M. S., & Merino-Soto, C. M. (2020). Estructura Interna del Inventario Peruano de Mindfulness y Ecuanimidad. *Revista Colombiana de Psicología*, 31(1), 49-64. <https://doi.org/10.15446/rcp.v31n1.96718>

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse a Manolete S. Moscoso, e-mail: manolete@manoletemososo.com. University of South Florida, 4416 Golf Club Lane, Tampa, Florida. USA.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN CIENTÍFICA

RECIBIDO: 16 DE JUNIO DE 2021-ACEPTADO: 02 DE SEPTIEMBRE DE 2021

Abstract

The main purpose of this study is to report the construct validity and internal consistency of the Peruvian Inventory of Mindfulness and Equanimity. Based on the factor analysis and the Item response Theory (the Partial Credit Model and the Mokken Scale Analysis), the parameters magnitude was examined, and we estimated the variance of each item of the instrument that contribute to the general construct of mindfulness. The analyses were carried out on a sample of 602 adults, students from three educational institutions at the university level in the cities of Lima, Chiclayo, and Chimbote in Peru. The results of all the analyses performed on this peruvian sample suggest a unidimensional structure of this inventory, based on the eight items selected that include the abilities of attention, consciousness, acceptance, judgment, and equanimity. The goodness of fit index and adjusted goodness of fit index for the oblique factors were satisfactory: CFI = .982, RMSEA = .043 (IC90% = .029, .056), SRMR = .048, SB- χ^2 (gl: 35) = 73.415 ($p > 0.05$).

Keywords: equanimity, factor analysis, item response theory, mindfulness.

Internal structure of the Mindfulness and Equanimity Peruvian Inventory

Resumen

El propósito del presente estudio es examinar la validez de constructo y consistencia interna del Inventario Peruano de Mindfulness y Ecuanimidad. Basado en el análisis factorial y la Teoría de Respuesta al Ítem (Modelo de Crédito Parcial y el Método de Escalabilidad de Mokken), se examinó la magnitud de los parámetros y se estimó la varianza de cada uno de los ítems para contribuir en el constructo general de mindfulness. La muestra del estudio está compuesta por 602 adultos, estudiantes de tres instituciones académicas de educación superior de Lima, Chiclayo y Chimbote en el Perú. Los resultados de estos análisis indican una estructura unidimensional del instrumento, en función a ocho ítems representados por los atributos de atención, consciencia, aceptación, juicio de valor, y ecuanimidad. Los indicadores de ajuste del modelo de factores oblicuos para los ítems seleccionados fueron satisfactorios: CFI = .982, RMSEA = .043 (IC90% = .029, .056), SRMR = .048, SB- χ^2 (gl: 35) = 73.415 ($p > 0.05$).

Palabras clave: análisis factorial, ecuanimidad, mindfulness, teoría de respuesta al ítem.

MINDFULNESS ES el proceso de prestar atención deliberadamente a la experiencia del momento presente sin elaborar juicios de valor, lo cual promueve una actitud de aceptación y ecuanimidad (Moscoso & Lengacher, 2015; Moscoso & Merino Soto, 2017). El avance científico de mindfulness observado en el último cuarto de siglo, ha permitido un mejor entendimiento de los aspectos conceptuales y de medición psicométrica de este importante constructo (Bishop et al., 2004; Baer et al., 2008). A pesar de ello, aún existe la necesidad de examinar su ambivalencia conceptual, estructura interna y dimensionalidad. Una breve revisión de los estudios de medición psicométrica en esta línea de investigación indica la existencia de cuestionarios en los cuales emerge un factor general con características unidimensionales (Brown & Ryan, 2003), como también pruebas bidimensionales (Cardaciotto et al., 2008). Así mismo, se ha reportado estudios de medición con características multidimensionales (Baer et al., 2008); es decir, claramente no existe un consenso en cuanto a la estructura interna y dimensionalidad del constructo estudiado.

En adición a la falta de consistencia conceptual y estructura interna observada en los estudios de investigación psicométrica de mindfulness en la lengua inglesa y la adaptación de dichos instrumentos de medición al idioma español ha perennizado tal falta de consenso en virtud a la denominada “importación de instrumentos de evaluación de la lengua inglesa” descrita ampliamente por algunos autores de habla hispana (Buela-Casal et al., 2002; Carretero-Dios & Perez, 2005). Además de este tipo de limitaciones metodológicas, la literatura psicométrica en el idioma español está caracterizada por el amplio uso de regionalismos y modismos en la traducción de ítems de las adaptaciones psicométricas en otro idioma. En el contexto peruano, por ejemplo, existen estudios de adaptación psicométrica sobre escalas de mindfulness utilizando el proceso de *back translation* (Rodríguez et al., 2019). Este tipo de discrepancias han sido comentadas y discutidas en varias

oportunidades por la *International Test Commission* (Hambleton, 2000; Hambleton & Patsula, 1999), y por otros autores interesados en estudios psicométricos transculturales (Moscoso & Spielberger, 2011; Oliveri et al., 2015; Spielberger et al., 2005).

Teniendo en cuenta las limitaciones mencionadas, así como el creciente interés por los estudios psicométricos de mindfulness en los países de Iberoamérica, es importante tomar en consideración la construcción de un instrumento nuevo de medición de mindfulness. Este nuevo instrumento debe ser culturalmente relevante e incluir reactivos que expresen los diferentes atributos latentes que caracterizan a este constructo, poniendo énfasis, además, en ítems que representen el atributo de ecuanimidad. En este sentido, el modelo conceptual reportado previamente (Moscoso & Merino-Soto, 2017) responde a estas necesidades. A partir de nuestra propuesta conceptual descrita al inicio del presente reporte, la ecuanimidad es entendida como un estado o disposición a mantener un grado de estabilidad emocional no reactiva frente a las experiencias diarias y de estrés (Moscoso & Merino-Soto, 2017). Con base en estas definiciones, el interés empírico es examinar el lugar que le corresponde al atributo de ecuanimidad en la estructura interna del concepto de mindfulness. Una de las premisas fundamentales de este modelo conceptual es justamente tomar en consideración las observaciones de Baer y colaboradores en el sentido de que la ausencia de reactividad a la experiencia interna y externa (Baer et al., 2008) no es más que una forma de describir la ecuanimidad, la cual es considerada inherente al concepto general de mindfulness (Weber, 2017).

En concordancia con el modelo conceptual propuesto en la construcción de este nuevo instrumento psicométrico de mindfulness y ecuanimidad, Desbordes et al. (2015) define la noción de ecuanimidad como un estado de calma y estabilidad mental, lo cual es igualmente consistente con las ideas de Baer et al. (2008). Aún más, las dimensiones de mindfulness descritas en la literatura científica indican la actitud de aceptación similar

con la descripción de ecuanimidad (Desbordes et al., 2015). La inclusión del concepto de ecuanimidad no solamente servirá de ayuda a los investigadores que usan métodos para evaluar el impacto de las intervenciones basadas en mindfulness, sino también permitirá a los expertos clínicos entrenar a sus pacientes adecuadamente y evaluar los resultados del tratamiento (Desbordes et al., 2015).

Desde otra perspectiva, y en referencia a la omisión de la ecuanimidad como el fundamento esencial de esta práctica, se ha sugerido que las inconsistencias generadas por los estudios factoriales sugieren la posibilidad que las escalas de mindfulness disponibles midan otros aspectos diferentes a los atributos latentes observados en la práctica de mindfulness (Weber, 2017). Ambos estudios remarcan la necesidad de considerar a la ecuanimidad como un atributo implícito dentro del constructo de mindfulness y su práctica terapéutica.

El *Mindful Attention Awareness Scale* (MAAS) representa el punto de partida en cuanto al entendimiento de la reevaluación de las pruebas de medición actuales (Van Dam et al., 2010). Haciendo eco a este modelo de evaluación psicométrica, un punto de interés es observar la posible asociación entre el constructo de mindfulness y el atributo de ecuanimidad, con la intención de disponer de un instrumento de medición que permita observar los efectos de las intervenciones de mindfulness en un contexto culturalmente relevante. Un segundo tema de interés es examinar la dimensionalidad de este nuevo inventario en una población hispano parlante.

Nuestros análisis preliminares basados en el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) previamente reportados (Moscoso et al., 2020), permiten plantear la hipótesis de que el constructo de mindfulness, descrito en su definición y esencia por los atributos de la atención en el momento presente, el actuar consciente, los juicios de valor, la aceptación y ecuanimidad, es básicamente de

naturaleza unidimensional. Por lo tanto, el propósito central de esta investigación es reportar la estructura interna de la prueba y describir el grado de intercorrelación y covarianza de los ítems seleccionados con un factor general o constructo de mindfulness; así como también analizar la invarianza y confiabilidad de nuestro instrumento.

Método

Participantes

La población adulta peruana del estudio corresponde a 644 estudiantes de las Universidades Autónoma del Perú de Lima (UAP), Señor de Sipán de Chiclayo (USS) y Cesar Vallejo de Chimbote (UCV). Todas las muestras fueron obtenidas de manera no probabilística y orientadas hacia familias de nivel socioeconómico medio. Los criterios de inclusión fueron la aceptación voluntaria de participación, y ser estudiante de matrícula regular; el criterio de exclusión fue post-recolección de datos, por medio de la identificación de posibles respuestas irrelevantes a los constructos de los instrumentos aplicados. Dicha metodología es descrita en la sección procedimiento, y mediante la cual se obtuvo una muestra efectiva de 602 participantes (UAP: 164, USS: 190, y UCV, 248).

La Tabla 1 reporta la distribución total de los participantes. Las diferencias entre varones y mujeres en sus distribuciones en las universidades muestreadas fueron mínimas ($\chi^2 = 9.11, p < .05, V_{Cramer} = .123$). Igualmente, en el caso de los participantes que mantenían un trabajo ($\chi^2 = 34.35, p < .01, V_{Cramer} = .242$). La edad promedio en el grupo total fue 20.67 (DE = 4.24, min = 16, máx = 53). Así mismo, las diferencias fueron mínimas en la edad respecto al sexo ($F = 6.08, p < .05, \eta^2 = .01$), y respecto a las universidades muestreadas ($F = 13.73, p < .01, \eta^2 = .04$).

Tabla 1
Distribución de la muestra

	N	%
Sexo		
Hombres	200	33,2
Mujeres	400	66,4
Sin información	2	,3
Estado civil		
Soltero	540	89,7
Casado	25	4,2
Conviviente	27	4,5
Divorciado	5	,8
Sin información	5	,8
Semestre de estudio		
1	75	12,5
2	23	3,8
3	182	30,2
4	35	5,8
5	76	12,6
6	32	5,3
7	61	10,1
8	49	8,1
9	27	4,5
10	10	1,7
11	19	3,2
Sin información	13	2,2
Trabajo actual		
Sí	174	28,9
No	412	68,4
Sin información	16	2,7

Instrumentos

Inventario Peruano de Mindfulness y Ecuanimidad. La construcción de los 26 ítems originales del Inventario Peruano de Mindfulness y Ecuanimidad (IMPEME), fue llevada a cabo de acuerdo al marco conceptual descrito en párrafos anteriores, y tomando en consideración los diferentes modelos teóricos reportados por otros autores (Baer et al., 2008; Baer et al., 2006; Bishop et al., 2004; Brown & Ryan, 2003; Brown et al., 2007; Cardaciotto et al., 2008). Durante el proceso de construcción del instrumento, se elaboraron ítems relacionados con la atención sostenida, actuación consciente, aceptación sin juicios

de valor, además de ítems que reflejan el atributo de ecuanimidad. Los reactivos fueron sometidos a una revisión de 17 expertos en el área de mindfulness, quienes residen en España y diferentes países de Latinoamérica. Dicho procedimiento permitió la selección de 21 ítems y ha sido reportado previamente en el marco de la validez de contenido. (Moscoso & Merino, 2017). La validez del constructo con base al Análisis Factorial Exploratorio reporta un Índice de Bondad de Ajuste (*Goodness of Fit Index*, GFI) con un valor de .963, al igual que la Raíz Media Cuadrática Residual (*Residual quadratic root*, RCR) de .057 representan un ajuste adecuado del modelo de dos factores plausibles de interpretación. En cuanto a la confiabilidad de los dos factores extraídos se observó un coeficiente de .78 para el factor *mindless* y un coeficiente de .82 para el factor denominado *mindful*, los cuales pueden considerarse satisfactorios. Como es de esperar en la relación entre ambos factores, su correlación es de naturaleza negativa con un valor de -.51 (Moscoso et al., 2020). El instrumento presenta instrucciones en las cuales solicita al participante responder a cada ítem en función a una frecuencia de puntajes de 1 a 4 (*Casi nunca 1; Pocas veces 2; Muchas veces 3; Casi siempre 4*).

Mindful Attention Awareness Scale (MAAS).

Es un instrumento psicométrico de 15 ítems, el cual ha sido elaborado con el propósito de medir atributos del constructo de mindfulness, entre los que se consideran la habilidad de una persona de estar atento y consciente en el momento presente y durante las actividades cotidianas. Las opciones de respuesta de esta escala varían de uno a seis puntos en la forma de Likert (*Casi siempre 1; Muy frecuente 2; Con cierta frecuencia 3; Con cierta infrecuencia 4; Muy infrecuente 5; Casi nunca 6*). El MAAS fue elaborado en el idioma inglés (Brown & Ryan, 2003) y adaptado al idioma español por Soler et al. (2012), cuyo α fue .89. En el presente estudio α fue de .901, y la unidimensionalidad fue satisfactoria, $WLSMV-\chi^2 = 105,548$ ($gl = 90, p < .01$), $CFI = .998$, $RMSEA = .017$ ($IC\ 90\% = .00, .029$), $SRMR = .042$; cargas factoriales estandarizadas entre .512 y .746.

Medida de estrés. Es una medida construida con base en un solo ítem para cuantificar ordinalmente el estrés percibido en función a cinco puntos, desde *Casi nada* a *Mucho* (Elo et al., 2003). Esta prueba fue elaborada para examinar el impacto en la salud de los trabajadores respecto al estrés general, y ha mostrado aceptables niveles de validez y predictividad con riesgos de salud (Elo et al., 2003; Salminen et al., 2014). Esta medida se encuentra reconocida dentro del Logical Observation Identifiers Names and Codes (LOINC; ver <https://loinc.org/76542-0/>) aplicable a mediciones estandarizadas en el contexto internacional de la salud.

Escala de salud general percibida. La escala de salud general percibida (DeSalvo et al., 2005), es un ítem único creado para estimar el estado de salud en un rango ordinal de cinco opciones (desde *excelente* hasta *mala*). Existe una extensa evidencia de su utilidad y predictividad en estudios de efectos sobre la salud (DeSalvo et al., 2005; DeSalvo et al., 2006; DeSalvo et al., 2009; Roelen et al., 2015), incluido en muestra peruana similar al presente estudio (ver Chau & Saravia, 2014).

Procedimiento

Todos los procedimientos de elaboración del estudio, recolección de datos y manuscrito fueron llevados a cabo con la aprobación del Instituto de Investigación en Psicología de la Universidad San Martín de Porres y consistente con los principios éticos de la Declaración de Helsinki de 1964 y sus posteriores enmiendas. La aplicación de las pruebas de medición se llevó a cabo en las sedes de la UAP en Lima, USS en Chiclayo y UCV en Chimbote en grupos de aproximadamente 25 a 50 participantes en ambientes naturales de salones de clases, con previa autorización de las autoridades correspondientes en las tres instituciones educativas. La administración del paquete completo de evaluación se realizó solicitando a cada participante firmar la ficha de consentimiento informado en forma voluntaria y poniendo énfasis en la confidencialidad de los datos demográficos. Dicho proceso tuvo una duración aproximada de 25

minutos. Así mismo, los participantes fueron informados que los cuestionarios tienen como intención conocer cómo piensan, sienten y actúan las personas. Este tipo de información tiende a reducir los efectos de la deseabilidad social. Con la intención de reducir el impacto de la imputación de valores perdidos, sólo se aceptaron sujetos con 1 valor perdido en todo su patrón individual de respuestas al INPEME. Por lo tanto, se eliminaron 9 individuos con valores perdidos entre 2 ($n = 5$, .8%) y 17 ($n = 4$, .2%). Otros 33 participantes fueron excluidos por omisiones en el paquete de datos demográficos. Luego de estas exclusiones, la muestra depurada la conformaron 602 participantes.

Análisis de Datos

Para los análisis de la dimensionalidad e invarianza del instrumento, se utilizaron dos enfoques, el análisis factorial y la teoría de respuesta al ítem (IRT, por sus siglas en inglés). Ambos métodos fueron aplicados en un marco de análisis de sensibilidad hacia la estimación, con la intención de reducir la dependencia de los resultados a un solo enfoque de análisis (Saltelli, 2002).

En la primera fase de análisis del INPEME se aplicó el modelo *semi-confirmatorio procusto* (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014) con rotación oblicua (Browne, 1972). Con este método, se intentó analizar el número de posibles factores del inventario pero sin dejar de estimar las relaciones inter-ítem. El enfoque semi-confirmatorio aplica una *rotación target* de los datos hacia una matriz construida apriorísticamente que describe la relación del ítem con su factor correspondiente y con los posibles factores del modelo. El criterio de ajuste es el coeficiente de *congruencia* c , que estima la similitud entre la matriz *target* y la matriz factorial resultante, interpretándose como aceptable entre .85-.94 e igualdad práctica $\geq .95$ (Lorenzo-Seva & Ten Berge, 2006).

Se eligieron dos estimadores robustos para variables categóricas y la base de las matrices de correlaciones policóricas, en función al elevado número de ítems asimétricos del instrumento: el método de mínimos cuadrados no ponderados con

ajuste en la media y varianza de la prueba χ^2 (ULSMV, por sus siglas en Ingles; Muthén, 1978), y el método de mínimos cuadrados ponderados (WLSMV, por sus siglas en Ingles; Li, 2016a; Li, 2016b), por cuanto tienden a producir parámetros con menor grado de sobreestimación o infraestimación (Beauducel & Herzberg, 2006; DiStefano & Morgan, 2014; Li, 2016a, 2016b). Así mismo, se incluyó una estructura bifactor (Boateng et al., 2018) para diferenciar la varianza de los factores específicos y de un plausible *factor general* (FG). Esta es una estrategia altamente recomendada para identificar medidas multidimensionales (Boateng et al. 2018). Como criterio de ajuste se utilizó la varianza común explicada en el nivel de los ítems para estimar la fuerza del factor general (1-ECV; Stucky et al., 2013). Todo este proceso se llevó a cabo con el programa *Factor*, versión 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2013).

La equivalencia de medición entre grupos se hizo mediante la verificación de la invarianza de medición, con restricciones aplicadas sucesivamente a los parámetros de los ítems (enfoque *general-específico*; Millsap & Tein, 2004); en primer lugar se probó la invarianza configuracional (especificando la igualdad del número de dimensionales en ambos grupos); en segundo lugar, se probó la invarianza métrica (igualdad de cargas factoriales entre los grupos); y en tercer lugar, se probó la igualdad de los umbrales (invarianza escalar). Dicha secuencia permitió evaluar mejor la fuente de potencial no-invarianza (Bowen & Masa, 2015), en virtud de que se prueba de manera independiente la invarianza métrica (cargas factoriales) y escalar (umbrales). Este análisis se realizó con el programa *lavaan* (Rosseel, 2012), usando el estimador WLSMV.

En la segunda fase de análisis, los ítems finalmente seleccionados fueron evaluados con un análisis factorial confirmatorio (CFA) desde el modelo de ecuaciones estructurales (SEM), con el propósito de obtener la magnitud de sus parámetros y estimar la varianza de cada uno para contribuir en el constructo general de mindfulness. Para estos análisis se utilizó el programa *lavaan* (Rosseel, 2012), con el estimador WLSMV. Con la

finalidad de valorar el efecto de la reducción de ítems de la primera fase, se aplicó simultáneamente el modelamiento IRT, con base en los métodos no paramétrico de Mokken, y paramétrico del modelo de crédito parcial (PCM, por sus siglas en inglés; Masters, 1982, 1988). La escalabilidad desde el *modelo monotónico homogéneo* de Mokken (1971) fue enfatizada mediante el coeficiente *H* de Loevinger, que indica el grado en que los ítems diferencian a los sujetos: valores menores a .30 indican pobre o ninguna escalabilidad del ítem.

El método IRT paramétrico del PCM se utilizó en la definición final de la estructura interna del INPEME para incluir presunciones exigentes en la validez de los ítems. El PCM proviene de la familia de modelos Rasch (Luo, 2005; Smith et al., 2008) y tiende a llevar a cabo un análisis de los ítems más eficiente, parsimonioso y exhaustivo en instrumentos cuya estructura es de opciones ordinales (Leis et al., 2015; Luo, 2005; Masters, 1988). El ajuste de los ítems a este modelo se hizo mediante indicadores de las medias cuadráticas de los residuales (QMR, por sus siglas en Ingles), a partir de los valores de ajuste *próximo* (INFIT, por sus siglas en Ingles) y *distante* (OUTIF, por sus siglas en Ingles). Los valores usualmente aceptados para estos coeficientes van desde .05 hasta 1.3 (Wright & Linacre, 1994; Smith et al., 2008). El ajuste global al modelo IRT/PCM se evaluó con la prueba M_2 (Maydeu-Olivares & Joe, 2005), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, por sus siglas inglés; criterio: < .05), y el índice ajustado de comparación (CFI, por sus siglas en inglés; criterio: > .950). Se usó el programa *ERM* para los análisis (Mair & Hatzinger, 2007).

Resultados

Análisis Preliminar

En términos generales, las respuestas a los 21 ítems del INPEME muestran ser asimétricos y/o con exceso de curtosis, lo cual imposibilita que los puntajes derivados de estos reactivos puedan generar un nivel óptimo de normalidad multivariada (ver Tabla 2). Con excepción de ciertos ítems,

la mayoría indican una tendencia de respuesta orientada hacia los puntajes extremos en cada ítem. La aplicación del método de distancia multivariada Mahalanobis (DeCarlo, 1997) permitió identificar tres casos con distancia Mahalanobis- χ^2 igual a 59.71 ($\chi^2 = 47.41$), 55.65 ($\chi^2 = 43.80$) y 54.13 ($\chi^2 = 42.06$). Igualmente, la Tabla 2 muestra las correlaciones con las variables demográficas de edad, género, salud física, estrés y las respuestas al MAAS. Las correlaciones con el puntaje global del MAAS muestran que con excepción de la mayoría de los ítems del atributo latente *Juicio de valor*, el

resto de los reactivos del INPEME mantienen correlaciones estadísticamente significativas, lo cual refleja un adecuado nivel de validez convergente con este instrumento psicométrico de naturaleza unidimensional. Aún más, en virtud a las características propias de los atributos latentes del MAAS, los ítems de *atención* (media = .283) y *consciencia* (media = .204) del INPEME mostraron comparativamente una mayor correlación y convergencia que los ítems de *ecuanimidad* (media = .188) y *aceptación* (media = .173).

Tabla 2
Análisis descriptivo y de validez en el nivel de los ítems

	Asimetría		Curtosis		Correlaciones				
	Sqrt(b1)	z(b1)	b2-3	z(b2)	MAAS	Estrés	Salud física	Edad	Sexo
<i>Juicio de valor</i>									
imm1	.1065	1.0798	-.5674	-3.9249	.074	.087*	-.001	.101*	-.068
imm6	.4525	4.3970	-.2740	-1.4711	-.072	-.007	-.042	.095*	-.098*
imm12	-.0956	-.9693	-.5941	-4.2062	.017	.077	-.043	.019	-.021
imm17	.0089	.0902	-.6837	-5.2500	.157**	-.066	-.006	.053	-.073
imm20	.0857	.8697	-.9049	-8.8235	-.018	.018	-.009	-.043	-.052
<i>Ecuanimidad</i>									
imm2	.1074	1.0889	-.5808	-4.0647	.147**	-.197**	.025	.076	-.181**
imm7	-.3163	-3.1417	-.6018	-4.2893	.256**	-.205**	.030	.069	-.131**
imm11R	-.2018	-2.0307	-.7265	-5.8132	.188**	.240**	-.053	-.036	.133**
imm16	-.6174	-5.8066	-.2541	-1.3367	.200**	-.203**	.018	.049	-.032
imm18R	-.4678	-4.5338	-.6374	-4.6902	.110**	.023	-.021	-.031	-.007
imm21R	-.3400	-3.3659	-.6153	-4.4382	.231**	.046	-.016	-.105*	-.072
<i>Atención</i>									
imm3R	-.7043	-6.4981	.2396	1.2434	.287**	.005	.030	-.020	-.047
imm8	-.3461	-3.4228	-.2256	-1.1493	.290**	-.095*	-.026	.057	.049
imm13R	-.4324	-4.2170	-.3499	-2.0155	.323**	.041	-.074	-.054	-.144**
imm19	-.9204	-8.0704	.6226	2.6137	.235**	-.014	.036	.001	.084*
<i>Conciencia</i>									
imm4	-.4142	-4.0521	-.3816	-2.2591	.118**	-.057	.037	-.016	-.025
imm9R	-.5344	-5.1132	-.3128	-1.7431	.229**	.075	.022	-.053	.045
imm14	-.6762	-6.2787	.0477	.3831	.267**	-.012	-.040	.000	.022
<i>Aceptación</i>									
imm5	-.6508	-6.0766	.1169	.7102	.153**	-.037	-.015	-.009	.051
imm10	-.2856	-2.8485	-.3909	-2.3326	.228**	-.045	.004	.049	.009
imm15	-.1556	-1.5718	-.7321	-5.8905	.140**	-.131**	-.033	.065	-.054

Nota: MAAS: *Mindful Attention & Awareness Scale*. *coeficientes mayores a $z = 12.01$: $p < .05$

Tabla 3
Solución rotada del análisis factorial semi-confirmatorio con métodos robustos

	Unweighted Least Squares Mean and Variance (ULSMV)					Weighted Least Squares Mean and Variance (WLSMV)											
	Atri ₁	Atri ₂	Atri ₃	Atri ₄	Atri ₅	c	I-ECV	FG	Atri ₁	Atri ₂	Atri ₃	Atri ₄	Atri ₅	c	I-ECV	FG	
Juicio de valor																	
imm1	.332	.001	-.128	.035	.181	.287	.355	.829	.436	.091	-.076	.184	.082	.308	.355	.829	
imm6	2.10	-.085	-.216	-.079	-.060	.163	.026	.641	.258	-.050	-.208	-.132	.005	.155	.026	.641	
imm12	.779	.011	-.024	.091	.099	.318	.373	.985	.573	-.017	.041	.058	.121	.362	.373	.985	
imm17	-.050	.080	.017	-.090	.002	.554	.999	-.381	-.109	.121	-.102	-.131	.123	.519	.999	-.381	
imm20	-.158	-.043	-.337	.234	-.048	.167	.020	-.355	-.092	-.009	-.269	.242	-.245	.175	.020	-.355	
Ecuanimidad																	
imm2	-.043	.503	-.314	-.175	.038	.442	.942	.810	-.030	.561	-.337	-.026	.054	.362	.943	.810	
imm7	.028	.365	-.028	.131	-.288	.539	.969	.753	.045	.387	.018	-.086	-.247	.529	.969	.753	
imm11R	.060	.656	.034	-.041	-.239	.080	.170	.933	.029	.573	.077	-.161	-.087	.061	.170	.933	
imm16	-.018	.147	.044	.056	-.068	.562	1.000	.828	-.081	.134	-.001	-.089	.014	.563	1.000	.828	
imm18R	-.047	.559	-.070	.179	.376	.027	.316	.796	-.023	.391	.065	.307	.107	.066	.316	.796	
imm21R	-.094	.331	.245	-.105	.187	.107	.222	.699	-.127	.339	.183	.042	.209	.061	.222	.699	
Atención																	
imm3R	-.008	.026	.572	.135	.060	-.011	.130	.967	.036	.011	.619	.149	-.073	.030	.130	.967	
imm8	.002	-.098	.382	.064	-.013	.514	.982	.956	-.019	-.083	.325	-.055	.028	.519	.982	.956	
imm13R	.007	-.077	.651	-.092	-.057	.148	.289	.980	-.002	-.015	.564	-.135	.001	.133	.289	.980	
imm19	-.036	-.127	.194	.113	.113	.528	.963	.683	-.123	-.165	.114	.047	.142	.543	.963	.683	
Conciencia																	
imm4	-.012	-.060	-.124	.052	.241	.364	.595	.185	.023	-.017	-.137	.210	.101	.364	.595	.185	
imm9R	-.001	.242	.227	-.050	.039	.092	.259	-.147	.031	.287	.244	.011	.008	.080	.259	-.147	
imm14	.073	.055	.181	.476	-.099	.501	.971	.904	.075	-.018	.244	.163	-.142	.558	.971	.904	
Aceptación																	
imm5	.160	.027	-.010	-.034	.168	.567	.875	.710	.101	.013	-.089	-.034	.285	.561	.875	.710	
imm10	.121	.042	-.008	-.056	.277	.595	.911	.892	.097	.091	-.077	.105	.253	.586	.911	.892	
imm15	-.112	.070	-.115	.160	-.100	.415	.882	-.388	-.107	.100	-.104	.088	-.180	.416	.882	-.388	

Nota: Atri₁: Juicio de valor; Atri₂: Ecuanimidad; Atri₃: Atención; Atri₄: Conciencia; Atri₅: Aceptación; c: Dimensión general (bifactor); c: coeficiente de congruencia; I-ECV: varianza común explicada en el ítem.

Modelamiento Lineal Semi-Confirmatorio

El análisis dimensional del instrumento en función a los modelos robustos ULSMV y WLSMV, indica que las cargas factoriales de cada ítem representando al respectivo atributo latente exhiben un amplio rango de magnitudes, desde tamaños triviales (alrededor de |0.0|) hasta cargas elevadas ($> .70$). Como se puede observar en la Tabla 3, la congruencia (c) de los ítems con su respectiva cualidad o rasgo latente no es elevada en la mayoría de los 21 ítems. Del mismo modo, el indicador del factor general en el nivel de los reactivos ($I-ECV$) sugiere que pueden identificarse algunos ítems con una carga elevada en un posible factor general. Los ítems con cargas altas en FG , y $I-ECV$ ($> .85$) evidencian empíricamente la posibilidad de retener la varianza común para representar el constructo de mindfulness como un instrumento con características unidimensionales.

Con base en el análisis factorial semi-confirmatorio llevado a cabo en esta primera fase, se seleccionaron los ítems con el $i-ecv$ más elevadas ($\geq .80$). Se eligieron los ítems 17 del atributo juicio de valor (Atri 1), 2, 7 y 16 del atributo ecuanimidad (Atri 2), 8 y 19 del atributo atención (Atri 3), 14 del atributo consciencia (Atri 4), y los ítems 5, 10 y 15 del atributo aceptación (Atri 5).

Modelamiento Confirmatorio de Ecuaciones Estructurales y Métodos IRT

En la segunda fase del análisis, los 10 ítems seleccionados fueron analizados con un CFA en función del modelo SEM, para obtener la magnitud de sus parámetros y estimar la varianza de cada uno para contribuir en el constructo general de mindfulness. Así mismo, con la finalidad de valorar el efecto de dicha reducción, se aplicó

simultáneamente el enfoque IRT no paramétrico de Mokken (1971).

La Tabla 4 reporta los resultados del CFA/SEM y de los modelos paramétrico y no paramétrico IRT/PCM & Mokken, los cuales muestran buenos indicadores globales de ajuste a una solución unidimensional. Las cargas factoriales son elevadas y similares entre sí, con excepción de los ítems 2 y 15. Todos los ítems muestran cargas factoriales superiores a .50 y alrededor de .58; el ajuste global de este instrumento de ocho ítems es excelente, de acuerdo a los análisis del CFA/SEM. En virtud de que la solución unidimensional está mejor representada por los ocho ítems finalmente seleccionados, la remoción de los ítems 2 y 15 es motivada por los valores estructurales en el CFA y en el modelo de escalabilidad de Mokken. Específicamente, ambos reactivos reportan las cargas factoriales más bajas al igual que sus coeficientes H de Loevinger. La significancia estadística de todos los coeficientes H fue ($Z = 13.0$); y el valor de la escala completa fue $H = .268$ ($Z = 38.0$, $p < .01$).

De igual forma, en la Tabla 4 aparecen los resultados del análisis paramétrico PCM y del modelo no paramétrico de Mokken. Los coeficientes H de Loevinger estuvieron cercanos a .30, y el valor H de Loevinger para el instrumento global es .297 ($Z = 33.552$, $p < .01$). Respecto del ajuste al modelo PCM, la prueba de ajuste para cada ítem ($s-\chi^2$) fue sobre el nivel nominal .05, indicando un ajuste satisfactorio de los ítems (Kang & Chen, 2008). Finalmente, el ajuste global al modelo PCM fue $M2 = 16.3$ ($gl = 11$), $p = .129$, $RMSEA = .028$ ($IC\ 95\% = .00, .055$, $CFI = .958$) indicando, igualmente, lo satisfactorio del ajuste.

La confiabilidad estimada por los coeficientes α y ω muestran ser muy similares. La solución unidimensional del INPEME indica coeficientes de confiabilidad entre .76 y .80 respectivamente, lo cual es bastante adecuado para un instrumento psicométrico de ocho ítems (ver sección inferior de la Tabla 4)

Table 4
Análisis Factorial Confirmatorio y Teoría de Respuesta al Ítem para el Modelo Unidimensional

	Análisis final 1		Análisis final 2		Modelo de Crédito Parcial (PCM)			
	F	H	F	H	χ^2	Outfit	Infit	s- χ^2
	(CFA/SEM)	(Mokken)	(CFA/SEM)	(Mokken)				
imm17	.541	.287	.526	.305	542.566	.918	.921	22.971
imm2	.438	.236	-	-	-	-	-	-
imm7	.561	.287	.522	.281	557.243	.943	.937	23.004
imm16	.596	.296	.587	.305	512.829	.868	.864	32.304
imm8	.544	.272	.559	.296	541.257	.916	.892	16.239
imm19	.549	.261	.572	.290	557.073	.943	.910	38.113
imm14	.539	.264	.556	.288	553.325	.936	.894	25.423
imm5	.578	.277	.599	.304	529.762	.896	.861	34.840
imm10	.591	.295	.582	.307	522.156	.884	.881	22.971
imm15	.393	.209	-	-	-	-	-	-
Ajuste								
χ^2 (gl)	73.415 (35)		28.644 (20)					
CFI	.982		.990					
RMSEA	.043		.027					
(ic 90%)	(.029, .056)		(.00, .047)					
SRMR	.048		.036					
Confiabilidad								
w	.760		.746					
α	.795		.785					

Nota: F: carga factorial. H: coeficiente de escalabilidad (enfoque Mokken). PCM: modelo de crédito parcial. CFA/SEM: análisis factorial confirmatorio / modelamiento de ecuaciones estructurales.

Invarianza de medición

Los resultados del análisis de invarianza en cuanto a la equivalencia de medición entre varones y mujeres revelaron que las restricciones sucesivas de los parámetros de los ítems fueron satisfactorias en representar modelos con la igualdad de los parámetros; esto es, la igualdad de la unidimensionalidad (CFI = .992, RMSEA = .034, SRMR = .048), de los umbrales (CFI = .983, RMSEA = .043, SRMR = .048) y cargas factoriales (CFI = .983, RMSEA = .041, SRMR = .041). Los cambios producidos entre uno y otro modelo sucesivo no degradaron sustancialmente el ajuste (Δ CFI = -.009 y .00; Δ RMSEA = .009 y -.002; Δ SRMR = .000 y .002).

Discusión

El estudio tuvo como objetivo ampliar los hallazgos iniciales basados en el AFE del INPEME, (Moscoso et al., 2020). Los métodos basados en los análisis exploratorio y confirmatorio sucesivos de la estructura interna contribuyen a una mejor definición de la construcción teórica para respaldar a un estudio, así como a la construcción del algoritmo cuantitativo con el objeto de obtener los puntajes sujetos a interpretación normativa. Por lo tanto, el análisis de la dimensionalidad desde el punto de vista confirmatorio en esta investigación es crítica y condicionante de otras evidencias de validez del instrumento (Ziegler & Hagemann, 2015).

Desde sus inicios, la construcción psicométrica del INPEME se llevó a cabo considerando la relevancia cultural del instrumento. En este sentido, el primer estudio acerca de su validez de contenido cumplió dicho objetivo al seleccionar jueces expertos de varios países iberoamericanos para asegurar la connotación única del significado de cada ítem (Moscoso & Merino-Soto, 2017). En cuanto a la dimensionalidad de la prueba, se planteó un marco teórico en función a cinco atributos o constructos latentes del concepto de mindfulness, con la idea de examinar las diferentes posibilidades en la estructura interna y la covarianza de los ítems desarrollados, es decir, se tomó en consideración la posibilidad multidimensional.

El Análisis Factorial Exploratorio reportado previamente, indica la existencia de dos factores independientes compuestos por ítems invertidos (mindless) e ítems no invertidos (mindful). Este hallazgo preliminar en relación a la naturaleza de los dos factores extraídos permitió plantear la hipótesis de que el concepto de mindfulness, el cual incluye los atributos de la atención en el momento presente, el actuar consciente, la aceptación, los juicios de valor y ecuanimidad, es esencialmente de carácter unidimensional (Moscoso et al., 2020).

Igualmente, es importante indicar que el planteamiento de la hipótesis de unidimensionalidad del INPEME fue sustentada con base en los estudios de Petrocelli (2003) y de Toepoel (2010), quienes indican que la extracción de dos factores distintos en función a codificaciones invertidas y no invertidas es común en estudios psicométricos, sugiriendo que ese tipo de observaciones empíricas no necesariamente indican un carácter multidimensional del constructo estudiado.

El presente estudio confirma la ausencia de multidimensionalidad asumida en el estudio exploratorio anteriormente reportado (Moscoso et al., 2020; manuscrito sometido a publicación). A diferencia de la extracción de dos factores, se obtuvo un contenido unidimensional. Este hallazgo puede argumentarse como una ventaja, porque desde un ángulo pragmático, la interpretación

del puntaje global es parsimoniosa, teóricamente ponderada en su contenido, y orientado hacia una solución factorial de primer orden.

Desde el enfoque general del análisis de sensibilidad (Saltelli, 2002), este reporte empírico de la unidimensionalidad fue verificado por diferentes modelos cuantitativos y balanceado por decisiones teóricas, específicamente, la elección simétrica de ítems provenientes de todos los atributos latentes inicialmente considerados. Debido a la naturaleza compleja del constructo de mindfulness, la dimensión única finalmente obtenida se caracterizó por cargas factoriales moderadamente altas (entre .522 y .599), sugiriendo la existencia de una cantidad de varianza específica no relacionada por el factor latente, así como también una relativa independencia de los atributos. Por otro lado, la versión final de ocho ítems también mostró alta similitud cuantitativa de las cargas factoriales, una propiedad no planificada en su construcción, pero es asociada al modelo *tau-equivalente*, esto es, la igualdad de las cargas factoriales (Graham, 2006). Una ventaja clara de esta característica del INPEME es que ningún atributo predomina sobre otro, y por lo tanto el puntaje global del instrumento puede ser interpretado en relación a todos los ítems vinculados al constructo general de mindfulness representado simétricamente.

En un contexto en que la construcción de instrumentos de mindfulness ha mostrado notorias limitaciones metodológicas (Nilsson & Kazemi, 2016; Park et al., 2013), la presente versión del INPEME en el idioma español exhibe una serie de ventajas en relación a otras medidas psicométricas, por ejemplo: (a) una mayor amplitud conceptual y de atributos que el MAAS (Brown & Ryan, 2003), (b) la inclusión de ítems con codificación inversa a diferencia del *Cognitive and Affective Mindfulness Scale-R* (Feldman et al., 2007); el *Five Facet Mindfulness Questionnaire* (Baer et al., 2008); el *The Kentucky Inventory of Mindfulness Skills* (Baer et al., 2004), lo cual los caracteriza como pruebas susceptibles a una varianza de método (Suárez-Alvarez et al., 2018); y finalmente, (c) no requerir

experiencia en meditación para ser comprendidas, como es el caso del *Freiburg Mindfulness Inventory* (Buchheld et al., 2001).

La versión final del INPEME alcanzó varios niveles de invarianza, lo que respalda la comparación de grupos de acuerdo al sexo. Por otro lado, aunque la consistencia interna no fue superior a .80, su actual magnitud es significativa para un instrumento psicométrico de ocho ítems, y sugiere que el puntaje total puede usarse para propósitos de investigación y descripción comparativa de grupos. A pesar de las ventajas observadas en la utilización de este instrumento psicométrico, una de las limitaciones del presente estudio es el tamaño moderado de la muestra, así como también la necesidad de extender los análisis de validez convergente con un mayor número de instrumentos de mindfulness.

Apoyo Financiero

La realización del estudio y la elaboración del manuscrito ha recibido el apoyo financiero del Instituto de Investigación en Psicología de la Universidad San Martín de Porres, de Lima, Perú, al primer autor.

Obituario

A la memoria del Dr. Luis Oblitas Guadalupe, cuyo fallecimiento ocurrió en el mes de Septiembre del 2019 en la ciudad de Lima, Perú. Un profundo agradecimiento por su colaboración en la recolección de datos del estudio en la Universidad Autónoma del Perú.

Referencias

- Baer, R., Smith, G., & Allen, K. B. (2004). Assessment of mindfulness by self-report: The Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Assessment*, 11(3), 191-206. DOI: [10.1177/1073191104268029](https://doi.org/10.1177/1073191104268029)
- Baer, R., Smith, G., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, 13, 27-45. DOI: [10.1177/1073191105283504](https://doi.org/10.1177/1073191105283504)
- Baer, R. A., Smith, G., Lykins, E., Button, D., Krietemeyer, J., Sauer, S., ... & Williams, J. M. G. (2008). Construct validity of the five facet mindfulness questionnaire in meditating and nonmeditating samples. *Assessment*, 15(3), 329-342.
- Beauducel, A., & Herzberg, P. Y. (2006) On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13:2, 186-203. DOI: [10.1207/s15328007sem1302_2](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1302_2)
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., ... & Devins, G. (2004). Mindfulness: A proposed operational definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11(3), 230-241. DOI: [10.1093/clipsy.bph077](https://doi.org/10.1093/clipsy.bph077)
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quinonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. *Frontiers in public health*, 6, 149. DOI: [10.3389/fpubh.2018.00149](https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149)
- Bowen, N. K., & Masa, R. D. (2015). Conducting measurement invariance tests with ordinal data: A guide for social work researchers. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 6(2), 229-249. DOI: [10.1086/681607](https://doi.org/10.1086/681607)
- Brown, K.W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 822-848. DOI: [10.1037/0022-3514.84.4.822](https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.822)
- Brown, K.W., Ryan, R. M., & Creswell, J.D. (2007). Mindfulness: Theoretical foundations and evidence for its salutary effects. *Psychological Inquiry*, 18, 211-237. DOI: [10.1080/10478400701598298](https://doi.org/10.1080/10478400701598298)
- Browne, M. W. (1972). Oblique rotation to a partially specified target. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 25, 207-212. DOI: [10.1111/j.2044-8317.1972.tb00492.x](https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1972.tb00492.x)
- Buchheld, N., Grossman, P., & 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.

- Buela-Casal, G., Sierra, J. C., Carretero-Dios, H., & De los Santos-Roig, M. (2002). Situación actual de la evaluación psicológica en lengua castellana. *Papeles del Psicólogo*, 83, 27-33.
- Cardaciotto, L., Herbert, J. D., Forman, E. M., Moitra, E., & Farrow, V. (2008). The assessment of present-moment awareness and acceptance. *Assessment*, 15(2), 204-223. DOI: [10.1177/1073191107311467](https://doi.org/10.1177/1073191107311467)
- Carretero-Dios, H., & Perez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- Chau, C., & Saravia, J. C. (2014). Adaptación universitaria y su relación con la salud percibida en una muestra de jóvenes de Perú. *Revista Colombiana de Psicología*, 23(2), 269-284. DOI: [10.15446/rcp.v23n2.41106](https://doi.org/10.15446/rcp.v23n2.41106).
- DeCarlo, L. T. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods*, 2(3), 292-307. DOI: [10.1037/1082-989X.2.3.292](https://doi.org/10.1037/1082-989X.2.3.292)
- DeSalvo, K. B., Blosner, N., Reynolds, K., He, J., & Muntner, P. (2006). Mortality prediction with a single general self-rated health question. *Journal of General Internal Medicine*, 21(3), 267-275. DOI: [10.1111/j.1525-1497.2005.00291.x](https://doi.org/10.1111/j.1525-1497.2005.00291.x)
- DeSalvo, K. B., Fan, V. S., McDonnell, M. B., & Fihn, S. D. (2005). Predicting mortality and healthcare utilization with a single question. *Health Services Research*, 40(4), 1234-1246. DOI: [10.1111/j.1475-6773.2005.00404.x](https://doi.org/10.1111/j.1475-6773.2005.00404.x)
- DeSalvo, K. B., Jones, T. M., Peabody, J., McDonald, J., Fihn, S., Fan, V., ... & Muntner, P. (2009). Health care expenditure prediction with a single item, self-rated health measure. *Medical care*, 47(4), 440-447. DOI: [10.1097/MLR.0b013e318190b716](https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e318190b716)
- Desbordes, G., Gard, T., Hoge, E. A., Hölzel, B. K., Kerr, C., Lazar, S. W., ... & Vago, D. R. (2015). Moving beyond mindfulness: defining equanimity as an outcome measure in meditation and contemplative research. *Mindfulness*, 6(2), 356-372. DOI: [10.1007/s12671-013-0269-8](https://doi.org/10.1007/s12671-013-0269-8)
- DiStefano, C., & Morgan, G. B. (2014) A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 425-438. DOI: [10.1080/10705511.2014.915373](https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373)
- Elo, A.L., Leppänen, A., & Jahkola, A. (2003). Validity of a single-item measure of stress symptoms. *Scandinavian Journal of Work Environmental Health*, 29, 444-451. DOI: [10.5271/sjweh.752](https://doi.org/10.5271/sjweh.752)
- Feldman, G., Hayes, A., Kumar, S., Greeson, J., & Laurenceau, J. (2007). Mindfulness and emotion regulation: The development and initial validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised (CAMS-R). *Journal of Psychopathology & Behavioral Assessment*, 29(3), 177-190. DOI: [10.1007/s10862-006-9035-8](https://doi.org/10.1007/s10862-006-9035-8)
- Ferrando, P., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30 (3), 1170-1175.
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability: What they are and how to use them. *Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 930 - 944. DOI: [10.1177/001316440628816](https://doi.org/10.1177/001316440628816)
- Hambleton, R. K. (2000). Issues, Designs, and Technical Guidelines for Adapting Tests in Multiple Languages and Cultures. In R.K. Hambleton, P.F. Merenda, & C.D. Spielberger (Eds.), *Adapting Educational and Psychological Tests for Cross-Cultural Assessment*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Assoc.
- Hambleton, R. K., & Patsula, L. (1999). Increasing the validity of adapted tests: Myths to be avoided and guidelines for improving test adaptations practices. *Journal of Applied Testing Technology*, 1(1), 1-30.
- Kang, T., & Chen, T. T. (2008). Performance of the generalized S- χ^2 item fit index for polytomous IRT models. *Journal of Educational Measurement*, 45(4), 391 - 406. DOI: [10.1111/j.1745-3984.2008.00071.x](https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.2008.00071.x)
- Leis, M., Schmidt, K. M., & Rimm-Kaufman, S. E. (2015). Using the partial credit model to evaluate the student engagement in mathematics scale. *Journal of Applied Measurement*, 16(3), 251-267.
- Li, C. H. (2016a). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369-87. DOI: [10.1037/met0000093](https://doi.org/10.1037/met0000093).
- Li, C. H. (2016b). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior*

- Research Methods*, 48(3), 936-49. DOI: [10.3758/s13428-015-0619-7](https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7).
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). FACTOR 9.2 A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 37(6), 497-498. DOI: [10.1177/0146621613487794](https://doi.org/10.1177/0146621613487794)
- Lorenzo-Seva, U., & Ten Berge, J. M. (2006). Tucker's Congruence Coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology*, 2, 57-64. DOI: [10.1027/1614-2241.2.2.57](https://doi.org/10.1027/1614-2241.2.2.57)
- Luo, G. (2005). The relationship between the Rating Scale and Partial Credit Models and the implication of disordered thresholds of the Rasch models for polytomous responses. *Journal of Applied Measurement*, 6(4), 443-55.
- Mair, P., & Hatzinger, R. (2007). Extended Rasch modeling: The erm package for the application of IRT models in R. *Journal of Statistical Software*, 20(9), 1-20. Available in: <http://www.jstatsoft.org/v20/i09>
- Masters, G. N. (1982). A Rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika*, 47, 149-74. DOI: [10.1007/bf02296272](https://doi.org/10.1007/bf02296272)
- Masters, G. N. (1988) The analysis of partial credit scoring. *Applied Measurement in Education*, 1(4), 279-297. DOI: [10.1207/s15324818ame0104_2](https://doi.org/10.1207/s15324818ame0104_2)
- Maydeu-Olivares, A., & Joe, H. (2005). Limited and full information estimation and goodness-of-fit testing in 2n tables: A unified approach. *Journal of the American Statistical Association*, 100, 1009-1020. DOI: [10.1198/016214504000002069](https://doi.org/10.1198/016214504000002069)
- Millsap, R. E., & Tein, J.-Y. (2004). Assessing factorial invariance in ordered-categorical measures. *Multivariate Behavioral Research*, 39, 479-515. DOI: [10.1207/s15327906mbr3903_4](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3903_4)
- Mokken, R. J. (1971). *A theory and procedure of scale analysis*. The Hague: Mouton.
- Moscoso, M. S., Burga, A., Oblitas, L., Bayona, S., & Arana, A. (2020). Validez de constructo y confiabilidad del Inventario de Mindfulness y Ecuanimidad. *Revista de Psicología*, PUCP, 38(2), 553-575. DOI: [10.18800/psico.202002.008](https://doi.org/10.18800/psico.202002.008)
- Moscoso, M. S., & Lengacher, C. A. (2015). Mecanismos neurocognitivos de la terapia basada en mindfulness. *Liberabit, Revista de Psicología*, 21, 221-233.
- Moscoso, M. S., & Merino-Soto, C. M. (2017). Construcción y validez de contenido del Inventario de Mindfulness y Ecuanimidad: una perspectiva iberoamericana. *Mindfulness & Compassion*, 2, 9-16. <https://doi.org/10.1016/j.mincom.2017.01.001>
- Moscoso, M. S., & Spielberger, C. D. (2011). Cross-cultural assessment of emotions: The expression of anger. *Revista de Psicología*, PUCP, 29(2), 343-360.
- Muthén, B. (1978). Contributions to factor analysis of dichotomous variables. *Psychometrika*, 43(4), 551-560. DOI: [10.1007/BF02293813](https://doi.org/10.1007/BF02293813)
- Nilsson, H., & Kazemi, A. (2016). Mindfulness therapies and assessment scales: A brief review. *International Journal of Psychological Studies*, 8(1), 11-19. DOI: [10.5539/ijps.v8n1p11](https://doi.org/10.5539/ijps.v8n1p11)
- Oliveri, M. E., Ercikan, K., & Simon, M. (2015). A framework for developing comparable multilingual assessments for minority populations: Why context matters. *International Journal of Testing*, 00, 1-20. DOI: [10.1080/15305058.2014.986271](https://doi.org/10.1080/15305058.2014.986271)
- Park, T., Reilly-Spong, M., & Gross, C. R. (2013). Mindfulness: A systematic review of instruments to measure an emergent patient-reported outcome (PRO). *Quality of life research: An International Journal of Quality of Life Aspects of Treatment, Care and Rehabilitation*, 22(10), 2639-2659. DOI: [10.1007/s11136-013-0395-8](https://doi.org/10.1007/s11136-013-0395-8)
- Petrocelli, J. (2003). Factor validation of the consideration of future consequences scale: Evidence for a short version. *The Journal of Social Psychology*, 143(4), 405-413. DOI: [10.1080/00224540309598453](https://doi.org/10.1080/00224540309598453)
- Rodríguez, T. C., Cadena, C. H. G., Bossio, M. R., Orosco, I. C., Guadalupe, L. A. O., & Gallegos, W. L. A. (2019). Evidencias psicométricas de una versión breve de la mindful awareness attention scale en estudiantes universitarios. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento* (RACC), 11(3), 19-32.
- Roelen, C. A., Heymans, M. W., Twisk, J. W., Laaksonen, M., Pallesen, S., Magerøy, N., ... & Bjorvatn, B. (2015). Health measures in prediction models for high sickness absence: Single-item self-rated health versus

- multi-item SF-12. *The European Journal of Public Health*, 25(4), 668-672. DOI: [10.1093/eurpub/cku192](https://doi.org/10.1093/eurpub/cku192)
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. URL: <http://www.jstatsoft.org/v48/102/>
- Salminen, S., Kouvonon, A., Koskinen, A., Joensuu, M., & Väänänen, A. (2014). Is a single item stress measure independently associated with subsequent severe injury: A prospective cohort study of 16,385 forest industry employees? *BMC Public Health*, 14, 543. DOI:[10.1186/1471-2458-14-543](https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-543).
- Saltelli A. (2002). Sensitivity analysis for importance assessment. *Risk Analysis*, 22(3), 1-12. DOI:[10.1111/0272-4332.00040](https://doi.org/10.1111/0272-4332.00040)
- Smith, A. B., Rush, R., Fallowfield, L. J., Velikova, G., & Sharpe, M. (2008). Rasch fit statistics and sample size considerations for polytomous data. *BMC Medical Research Methodology*, 8, 33. DOI: [10.1186/1471-2288-8-33](https://doi.org/10.1186/1471-2288-8-33)
- Soler Ribaudi, J., Tejedor, R., Feliu-Soler, A., Pascual Segovia, J. C., Cebolla i Martí, A. J., Soriano, J., ... & Pérez, V. (2012). Propiedades psicométricas de la versión española de la escala Mindful Attention Awareness Scale (MAAS). *Actas Españolas de Psiquiatría*, 40(1), 19-26.
- Spielberger, C. D., Moscoso, M. S., & Brunner, T. M. (2005). Cross-cultural assessment of emotional states and personality traits. In R. K. Hambleton, P. F. Merenda & C. D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 343-367). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Stucky, B. D., Thissen, D., & Edelen, M. O. (2013). Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement*, 37, 23-39. DOI: [10.1177/0146621612462759](https://doi.org/10.1177/0146621612462759)
- Suárez-Alvarez, J., Pedrosa, I., Lozano, L. M., García-Cueto, E., Cuesta, M., & Muñiz, J. (2018). Using reversed items in Likert scales: A questionable practice. *Psicothema*, 30(2), 149-158. DOI: [10.7334/psicothema2018.33](https://doi.org/10.7334/psicothema2018.33)
- Toepoel, V. (2010). Is consideration of future consequences a changeable construct? *Personality and Individual Differences*, 48, 951-956. DOI: [/10.1016/j.paid.2010.02.029](https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.02.029)
- Van Dam, N. T., Earleywine, M., & Borders, A. (2010). Measuring mindfulness? An item response theory analysis of the Mindful Attention Awareness Scale. *Personality and Individual Differences*, 49, 805-810. DOI: [/10.1016/j.paid.2010.07.020](https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.07.020)
- Wright, B. D., & Linacre, J. M. (1994). Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transactions*, 8, 370-371.
- Weber, J. (2017). Mindfulness is not enough: Why equanimity holds the key to compassion. *Mindfulness & Compassion*, 2, 149-158. DOI: [10.1177/0146621612462759](https://doi.org/10.1177/0146621612462759)
- Ziegler, M., & Hagemann, D. (2015). Testing the unidimensionality of items: Pitfalls and loopholes. *European Journal of Psychological Assessment*, 31(4), 231-237. DOI: [/10.1027/1015-5759/a000309](https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000309)