

Consistencia Interna, Dimensionalidad y Reproducibilidad de dos Escalas para Estigma-Discriminación Relacionado con Trastornos Mentales en Estudiantes de Medicina¹

Guillermo Augusto Ceballos-Ospino², Adalberto Campo-Arias³, Carmen Caballero-Domínguez⁴

Resumen

Introducción: la escala de conocimiento en salud mental (MAKS) y la escala de trastorno mental: actitudes de los médicos (MICA) son herramientas para explorar estigma-discriminación relacionado con los trastornos mentales. Las traducciones en español están disponibles; sin embargo, se desconoce la consistencia interna de estos instrumentos. **Objetivo:** explorar la consistencia interna y la correlación entre MAKS y MICA en estudiantes de medicina. **Materiales y métodos:** se diseñó un estudio psicométrico. Una muestra de 507 estudiantes, con edades comprendidas entre 18 y 39 años ($M=21,0$; $DE=2,9$), 56,5 % eran mujeres, 65,3 % estudiaban en una universidad privada y 50,1 % tomaban cursos básicos de medicina. Los participantes completaron el MAKS y el MICA, que son escalas de 12 y 16 ítems, respectivamente. Ambas escalas ofrecen opciones de respuesta tipo Likert,

desde totalmente de acuerdo hasta totalmente en desacuerdo. **Resultados:** se calculó la consistencia interna (alfa de Cronbach y omega de McDonald) y la correlación entre MAKS y MICA. MAKS mostró alfa de Cronbach de 0,62 y omega de McDonald de 0,77 y MICA presentó alfa de Cronbach de 0,51 y omega de McDonald de 0,33. La reproducibilidad de la MICA $r=0,44$ y CCI de 0,61 y la de la MAKS $r_s=0,44$ y CCI de 0,60. **Conclusión:** se concluye que la MAKS presenta aceptable consistencia interna y reproducibilidad; sin embargo, la MICA muestra un pobre desempeño. Se recomienda utilizar MAKS para medir la discriminación de estigma relacionada con trastornos mentales entre estudiantes de medicina en Santa Marta, Colombia. Los ítems de la versión en español de la MICA necesitan una revisión sólida.

Palabras clave: Estigma social; trastornos mentales; estudiantes de medicina, confiabilidad y validez; estudios de validación.

1 Artículo original derivado del proyecto aprobado por la Fonciencias de la Universidad del Magdalena 2018, titulado: Actitudes hacia Personas con Trastornos Mentales en Estudiantes de Medicina de Santa Marta, Colombia. Financiado por la Universidad del Magdalena – Santa Marta – Colombia, ejecutado durante los años 2019-2020

2 Ps. ORCID: 0000-0002-1568-7058. Correo: guillermoceballos@gmail.com / gceballos@unimagdalena.edu.co Faculty of Health Science, University of Magdalena, Santa Marta, Colombia.

3 MD, MSc. ORCID: 0000-0003-2201-7404. Faculty of Health Science, University of Magdalena, Santa Marta, Colombia

4 Ps. PhD. ORCID: 0000-0003-3730-2750. Faculty of Health Science, University of Magdalena, Santa Marta, Colombia.

Autor para Correspondencia: Guillermo Augusto Ceballos-Ospino, correo: gceballos@unimagdalena.edu.co

Recibido: 28/01/2020 Aceptado: 31/07/2021

*Los autores declaran que no tienen conflicto de interés

Internal Consistency, Dimensionality and Reproducibility of Two Scales for Mental Disorder Stigma-Discrimination Among Students of Medicine

Abstract

Introduction. Both Mental Health Knowledge Schedule (MAKS) and Mental Illness: Clinicians' Attitudes (MICA) are tools for exploring stigma-discrimination related to mental disorders. Spanish translations are now available; however, it is unknown their internal consistency. The research **Objective** was to explore the internal consistency and correlation between MAKS and MICA in students of medicine at Santa Marta, Colombia. **Materials and Methods.** A psychometric study was designed. A sample of 507 students, aged between 18 and 39 years ($M=21.0$, $SD=2.9$), 56.5 % were females, 65.3 % studied in a private

university, and 50.1 % were taking basic medicine courses. Participants completed the MAKS and MICA, which are 12- and 16-item scales, respectively. Both scales offer Likert-type options of answer from strongly agree to disagree strongly. **Results.** Internal consistency (Cronbach alpha and McDonald omega) and correlation between MAKS and MICA were computed. The MAKS showed Cronbach alpha of 0.62 and McDonald omega of 0.77, and the MICA presented Cronbach alpha of 0.51 and McDonald omega of 0.33. The reproducibility of the MICA was $r=0.44$ and ICC of 0.61, and the MAKS, $r_s=0.44$ and ICC of 0.60. As **Conclusions**, the MAKS presents acceptable internal consistency and reproducibility; however, the MICA shows poor performance. It is recommended to use MAKS to measure stigma-discrimination related to mental disorders among medical students in Santa Marta, Colombia. MICA items need a strong review for the Spanish version.

Keywords: Social stigma; mental disorders; medical students; reliability and validity; validation studies.

Consistência Interna, Dimensionalidade e Reprodutibilidade de Duas Escalas de Estigma-Discriminação de Transtornos Mentais entre Estudantes de Medicina em Santa Marta, Colômbia

Resumo

Introdução. Tanto o Programa de Conhecimento em Saúde Mental (MAKS, in English) quanto a Doença Mental: Atitudes do Clínico (MICA, in English) são ferramentas

para explorar o estigma-discriminação relacionado aos transtornos mentais. Já estão disponíveis traduções para o espanhol; no entanto, desconhece-se a sua consistência interna. O **objetivo** da pesquisa foi explorar a consistência interna e a correlação entre MAKS e MICA em estudantes de medicina de Santa Marta, Colômbia. **Materiais e métodos.** Um estudo psicométrico foi desenhado. Em uma amostra de 507 alunos, com idades entre 18 e 39 anos ($M=21,0$, $DP=2,9$), 56, 5% eram do sexo feminino, 65,3 % cursavam universidade privada e 50,1 % cursavam medicina básica. Os participantes preencheram o MAKS e o MICA, que são escalas de 12 e 16 itens, respectivamente. Ambas as escalas oferecem opções de resposta do tipo Likert de concordo totalmente a discordo totalmente. **Resultados.** A consistência interna (alfa de Cronbach e

ômega de McDonald) e a correlação entre MAKS e MICA foram calculadas. O MAKS apresentou alfa de Cronbach de 0,62 e McDonald ômega de 0,77, e o MICA apresentou alfa de Cronbach de 0,51 e McDonald ômega de 0,33. A reprodutibilidade do MICA foi $r=0,44$ e ICC de 0,61, e do MAKS, $r_s=0,44$ e ICC de 0,60. Como **conclusões**, o MAKS apresenta consistência interna e reprodutibilidade aceitáveis; no entanto, o MICA mostra um desempenho

ruim. Recomenda-se o uso do MAKS para medir o estigma-discriminação relacionado aos transtornos mentais entre estudantes de medicina em Santa Marta, Colômbia. Os itens do MICA precisam de uma revisão rigorosa para a versão em espanhol.

Palavras-chave: estigma social; problemas mentais; estudantes de medicina; confiabilidade e validade; estudos de validação.

Introducción

Los trastornos mentales tienen un alto impacto negativo no sólo en la vida de los pacientes sino también en las familias y en la economía de los estados. Los trastornos mentales, en el ámbito mundial, tiene una carga de discapacidad con un 7,6% de años perdidos de vida saludable (Whiteford et al, 2010).

En Colombia, los datos recientes disponibles muestran que el 9,1 % de la población general puede reunir criterios para un trastorno mental en algún momento de la vida; mientras que el 4,0 % de los ciudadanos pueden informar un trastorno mental durante el último reciente año; y 1,6 % de los ciudadanos reúnen criterios para un trastorno mental en el momento actual o durante el mes más reciente, es decir, que aproximadamente 800.000 colombianos en un mes (Minsalud-Colciencias, 2015).

Por lo tanto, se debe esperar que los trastornos mentales expliquen un número importante de consultas o solicitudes de atención en los servicios de salud, a tal punto que cerca de un sexto de los adultos colombianos requirió tratamiento por psiquiatría en el contexto hospitalario (Minsalud-Colciencias, 2015). Los servicios en salud mental en el ámbito hospitalario toman aproximadamente el 80 % de los recursos destinados a los cuidados en atención mental en los países de bajos y

medianos ingresos alrededor del mundo (Jacob et al, 2007; Saxena et al, 2011).

Las personas que reúnen criterios para un trastorno mental con frecuencia son víctimas del complejo estigma-discriminación, CED (Evans-Lacko, Henderson & Thornicroft, 2013). Se entiende que la relación del CED no siempre es lineal entre estigma, prejuicio, estereotipo y discriminación (Campo-Arias & Herazo, 2015; Pescosolido & Martin, 2015). Se define como estigma a la característica o rasgo que se le da una connotación desfavorable o demérito (Link & Phelan, 2001). Por su parte, el prejuicio es la actitud personal negativa basada en la característica devaluada (Major & O'Brien, 2005). Una vez el prejuicio se valida en el contexto social como una característica que amenaza el bienestar de la comunidad o los valores culturales se configura el estereotipo (Haghighat, 2001; Phelan, Link & Dovidio, 2008). Por último, el proceso de devaluación se consolida o se reproduce en comportamientos cotidianos que se institucionalizan la marginación de la persona o del grupo estigmatizado con la vulneración de derechos, la no inclusión, o sea, la discriminación (Yang, Kleinman, Link, Phelan, Lee & Good, 2007) que es una forma de maltrato (Hernández & Escobar, 2004).

El CED relacionado con trastorno mental (CEDRTM) no se limita a la comunidad general, sino que está igualmente presente en

profesionales de la salud (Adhikari, Pradhan & Sharma, 2008; Aydin, Yigit, Inandi & Kirpinar, 2003; Minas, Zamzam, Midin & Cohen, 2011; Wahl & Aroesty Cohen, 2010). Asimismo, el CEDRTM es frecuente en estudiantes de medicina; se ha observado en varios estudios un porcentaje mayor de lo esperado de opiniones negativas sobre los pacientes con problemas de salud mental (Fernando, Deane & McLeod, 2010; James, Omoaregba & Okogbenin, 2012; Naeem et al, 2006; Ogunsemi, Odusan & Olatawura, 2008).

En consecuencia, durante la última década se han diseñado varias escalas para medir el CEDRTM en el ámbito clínico. Entre estos instrumentos se encuentran la escala Actitud Clínica hacia los Trastornos Mentales, del inglés *Mental Illness: Clinicians' Attitudes*, MICA (Gabbidon et al, 2013; Kassam, Glozier, Leese, Henderson & Thornicroft, 2010) y la Escala de Conocimiento en Salud Mental, de la traducción en inglés *Mental Health Knowledge Schedule*, MAKS (Evans-Lacko et al, 2010).

La MICA es una escala de 16 ítems que explora la actitud hacia los trastornos mentales en personal de salud, con adaptaciones para estudiantes y para profesionales, con cuatro dimensiones relacionadas con estudiar temas de salud, trabajar en el área de salud mental, referirse sobre o un trastorno mental y la actitud si presenta un trastorno mental. Los ítems ofrecen cinco opciones de respuestas tipo Likert, desde muy de acuerdo hasta muy en desacuerdo, y puntuaciones posibles entre 16 y 80, a mayor puntuación es más negativa la actitud hacia los trastornos mentales (Gabbidon et al, 2013). La primera versión en inglés de la MICA para estudiantes de la salud se probó en una muestra de 191 estudiantes de enfermería; en este estudio la MICA presentó aceptable validez de apariencia y consistencia interna (alfa de Cronbach) de 0,71; estructura interna compuesta por cinco factores que explican el 53,1 % de la varianza total y valores propios de 3,3 (visión de la salud mental); 1,6

(conocimiento); 1,4 (revelación); 1,2 (diferencias entre salud mental y física) y 1,0 (atención de los trastornos mentales), respectivamente; y adecuada validez convergente ($r=0,49$) con la escala de actitudes y comportamientos ante trastornos mentales con la RIBS, del inglés *Reported and Intended Behaviour Scale* (Gabbidon et al, 2013). Posteriormente, se adaptó una versión específica para estudiantes de medicina, esta adaptación se hizo con la participación de 188 estudiantes y la MICA mostró buena consistencia interna, alfa de Cronbach de 0,79; y una prueba de estabilidad con 39 participantes se observó correlación prueba-reprueba de 0,80 a las dos semanas de aplicación (Kassam et al, 2010).

La MAKS es un instrumento de 12 ítems con dos componentes, los seis primeros ítems pueden funcionar como escala de medición de constructo al abordar la actitud general, la búsqueda de ayuda, de reconocimiento, de apoyo, de empleo, de tratamiento y las posibilidad de recuperación de los trastornos mentales; el segundo grupo de seis ítems pregunta si el trastorno depresivo mayor, la esquizofrenia, el trastorno bipolar, la dependencia de sustancias, el duelo o el estrés se pueden considerar como trastornos mentales. Los primeros seis ítems de la MAKS en un grupo de 403 estudiantes mostraron alfa de Cronbach de 0,65 y la estabilidad fue excelente, coeficiente de Lin de 0,71, en una sub-muestra de 37 estudiantes que participó en la prueba-reprueba (Evans-Lacko et al, 2010).

No se cuenta con investigaciones que informen el desempeño psicométrico, consistencia interna, dimensionalidad y reproducibilidad de instrumentos para cuantificar el CEDRTM en estudiantes de medicina de Colombia. Es necesario investigar el desempeño psicométrico de los instrumentos de medición en diferentes contextos dado que los indicadores estadísticos pueden mostrar diferencias importantes según características de la población, el

idioma o el contexto cultural (Keszei, Novak & Streiner, 2010; Sánchez & Echeverry, 2004). En el desempeño psicométrico se evalúan dos grupos de propiedades: la validez y la confiabilidad (Sánchez & Echeverry, 2004). Existen diferentes aproximaciones de mediciones a la validez: de apariencia, dimensionalidad (análisis de factores), convergente, divergente, nomológica y discriminante, entre otras, y todas suman a la validez del constructo (Cook & Beckman, 2006; Pasquali, 2009; Roberts, Priest & Traynor, 2006; Sánchez & Echeverry, 2004). Por otro lado, para la confiabilidad se cuantifica la consistencia interna y la reproducibilidad (Campo-Arias & Oviedo, 2008; Keszei, Novak & Streiner, 2010; Simancas-Pallares, Herazo & Campo-Arias, 2016). En la práctica, un instrumento de medición en salud es útil si es tanto válido como confiable en la evaluación de un constructo (Cook & Beckman, 2006; Sánchez & Echeverry, 2004).

El objetivo del presente estudio fue explorar el desempeño psicométrico, consistencia interna y dimensionalidad, y la correlación entre MAKS y MICA en estudiantes de medicina en Santa Marta, Colombia.

Materiales y Métodos

Se diseñó un estudio psicométrico o de validación. Este proyecto contó con la revisión y aprobación del Comité Institucional de Ética en Investigación de la Universidad del Magdalena, en congruencia con las normas en investigación en Colombia (Ministerio de Salud, 1993). De la misma forma, se contó con el permiso para el uso de las escalas. Uno de los miembros del grupo de investigación (ACA) participa en el proyecto ÍNDIGO, una iniciativa internacional para conocer el desempeño psicométrico de instrumentos relacionados con la medición del estigma en ámbito internacional.

Participantes

Se solicitó la participación de estudiantes de medicina de dos universidades, una privada (65,3%) y otra pública (34,5%), de Santa Marta, Colombia. Se incluyeron estudiantes adultos que aceptaron hacer parte del estudio después de conocer los objetivos del mismo. Se contó con la participación de 507 estudiantes, con edades comprendidas entre 18 y 39 años ($M=21,0$; $DE=2,9$). En relación con el género, 282 estudiantes (56,5%) eran mujeres y 225 (43,5%) eran hombres. En lo concerniente al nivel de formación, 254 (50,1%) de los participantes tomaban cursos de formación básica y 243 (49,9%) de formación clínica de la carrera.

Instrumentos

MICA

La MICA se compone de 16 ítems que se agrupan en cinco dimensiones. Los ítems brindan cinco opciones de respuesta desde “completamente de acuerdo” hasta “completamente en desacuerdo”, que se califican de 1 a 5. Seis ítems se califican en forma directa (1 a 5) [3, 9, 10, 11, 12 y 16] y diez de los ítems se califican en forma reversa (5 a 1) [1, 2, 4, 5, 6, 7, 8, 13, 14 y 15]. Las puntuaciones posibles se encuentran entre 16 y 80, a mayor puntuación es más desfavorable la actitud hacia los trastornos mentales (Gabbidon et al, 2013).

MAKS

La MAKS se compone de 12 ítems con dos grupos de ítems: el primero sobre actitud y el segundo sobre conocimiento. El primer componente funciona como una escala de medición de constructo de la actitud hacia los trastornos con patrón de respuesta Likert, con cinco opciones de respuesta desde “muy en desacuerdo” hasta “muy de acuerdo”. Los ítems 1, 2, 3, 4, 5, 7, 9, 10 y 11 se califican en forma directa de uno a cinco y, en sentido

reverso, de cinco a uno los ítems 6, 8 y 12. En consecuencia, cada sub-escala permite puntuaciones entre 5 y 30. En la primera sub-escala a mayor puntuación se considera una actitud más positiva y en la segunda, a mayor puntuación mejor conocimiento en trastorno mental (Evans-Lacko et al, 2010).

Procedimiento

Previo a la aplicación de las escalas fue necesario realizar un proceso completo de traducción y retrotraducción para conseguir la equivalencia lingüística del inglés al español hablado en Colombia (Guimaraes, Haas, Spadoti, Marques dos Santos & Galvão, 2017). El total de los participantes diligenció en el aula de clase, en formato de papel y lápiz, las escalas de medición en una primera aplicación, después de conocer las características del estudio y las normas éticas para el manejo de la información con el respeto de la privacidad y la confidencialidad de las respuestas. Cada estudiante asignó un código a cada formulario construido con las iniciales del nombre y la fecha de nacimiento para el emparejamiento de las respuestas en una segunda aplicación. Un grupo de 80 participantes diligenció el cuestionario en una segunda oportunidad, con un mes entre aplicaciones para medir la estabilidad. La recolección de la información se completó en el primer semestre académico de 2018.

Análisis estadístico

Consistencia interna

Se calculó el coeficiente de alfa de Cronbach (1951) y el omega de McDonald (1970) para conocer la consistencia interna. Se calculó omega de McDonald porque es un mejor indicador de la consistencia interna de una escala de medición de constructo cuando se incumple el principio de tau equivalencia, necesario para el cálculo de alfa de Cronbach

(McDonald, 1970). Adicionalmente, se calculó media (M), desviación estándar (DE), correlación corregida entre ítem y puntuación total (CCIT) y alfa de Cronbach si el ítem se omitiera (ACIO).

Dimensionalidad

Para conocer la dimensionalidad de las escalas se probó análisis factorial exploratorio (AFE) y seguidamente análisis factorial confirmatorio (AFC), si era necesario o estaba completamente indicado.

En el AFE se calcularon los coeficientes de Kaiser-Meyer-Olkin, KMO (Kaiser, 1974) y de esfericidad de Bartlett (1950). Se observaron los valores propios y la varianza explicada por cada uno. Asimismo, se estimaron comunalidades y coeficientes los ítems que miden el constructo de cada escala. En el AFC, se estimaron chi cuadrado y los coeficientes RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*, raíz del cuadrado media del error de aproximación) e intervalo de confianza del 90% (IC90%), CFI (*Comparative Fit Index*, índice comparativo de ajuste), el índice de Tucker-Lewis (TLI) y SRMS (*Standardized Mean Square Residual*, residuo cuadrado promedio estandarizado).

Reproducibilidad

Para conocer la estabilidad al mes, se calculó el coeficiente de Pearson (1909), si los datos mostraban una distribución normal, o el coeficiente de Spearman (1910), en caso distribución asimétrica. Asimismo, se calculó el coeficiente de correlación intraclase (Shrout & Fleiss, 1979) que es una medida de concordancia, en particular, cuando se presenta un error sistemático en la calificación. Idealmente, se espera un coeficiente mayor a 0,60 (Prieto & Delgado, 2010). Todas las pruebas estadísticas se realizaron con el programa STATA 13.0 (2013).

Resultados

Consistencia interna

Para la MICA se observó alfa de Cronbach de 0,51 y omega de McDonald de 0,33. Las CCIT

se observaron en 0,03 y 0,31 y los ACIO entre 0,47 y 0,54. Para los seis primeros ítems de la MAKs, coeficiente alfa de Cronbach de 0,64; y el de omega de McDonald, 0,68. Las CCIT se hallaron en 0,15 y 0,56 y los ACIO entre 0,51 y 0,68. Ver detalles en la tabla 1.

Tabla 1. Correlaciones corregidas entre el ítem y la puntuación total (CCIT) y alfa de Cronbach con la omisión del ítem (ACIO) para la MICA y la MAKs.

	MICA	CCIT	ACIO
1. Sólo aprendo acerca de la salud mental cuando tengo que hacerlo y no me molestaría leer material adicional en el tema		0,03	0,53
2. Las personas con trastornos mentales graves nunca pueden recuperarse lo suficiente para tener una buena calidad de vida		0,27	0,48
3. Trabajar en el área de salud mental es tan respetable como el trabajo en otras área de la salud o el cuidado social		0,19	0,50
4. Si yo tuviera una enfermedad mental, no lo diría a ninguno de mis amigo por temor a ser tratado en forma diferente		0,24	0,48
5. Las personas con enfermedades mentales son peligrosas la mayoría de las veces		0,31	0,47
6. El personal de la salud y de la asistencia social conocen más a cerca de la vida de las personas que tratan por trastorno mental que los familiares y amigos		0,10	0,51
7. Si yo tuviera un trastorno mental nunca lo admitiría ante mis colegas por miedo a ser tratado de forma distinta		0,27	0,47
8. Ser profesional en área de la salud o social de la salud mental no es ser realmente un profesional en el área de la salud o la asistencia social		0,28	0,47
9. Si un colega mayor me instruyera que tratara de manera irrespetuosa a una persona con trastorno mental, yo no seguiría sus recomendaciones		0,04	0,54
10. Yo me siento igualmente cómodo de dialogar con una persona con trastorno mental que con una persona con una enfermedad física		0,22	0,49
11. Es importante que el personal de salud que atiende a personas con trastorno mental se asegure que su salud física sea evaluada		0,09	0,51
12. El público no necesita ser protegido de las personas con trastorno mental		0,10	0,51
13. Si una persona con trastorno mental se queja de un dolor físico, por ejemplo, un malestar en el pecho, yo atribuiría el síntoma al trastorno mental		0,22	0,49
14. De los médicos generales no se debería esperar una completa evaluación de una persona con trastorno mental porque ellos deben remitirse a un especialista		0,17	0,50
15. Yo usaría el término “loco”, “atolondrado”, etc. para referirme a un colega que he visto en mi trabajo		0,21	0,49
16. Si un colega me comenta que presenta un trastorno mental, no me importaría trabajar con él.		0,20	0,49

	MAKS	CCIT	ACIAO
1.	La mayoría de las personas con un trastorno mental quieren tener un trabajo remunerado	0,29	0,63
2.	Si un amigo tuviera un problema de salud mental, yo le recomendaría que buscara ayuda profesional	0,56	0,51
3.	La medicación puede ser un tratamiento efectivo para las personas con problemas de salud mental	0,53	0,53
4.	La psicoterapia, por ejemplo, la terapia psicológica o la consejería, puede ser un tratamiento adecuado para los problemas de salud mental	0,56	0,52
5.	Las personas con trastornos mentales graves pueden recuperarse completamente	0,16	0,66
6.	La mayoría de las personas con problema de salud mental busca ayuda profesional	0,15	0,68

El patrón de respuesta en los ítems de conocimiento de la MAKS se presenta en la tabla 2.

Tabla 2. Frecuencia (porcentaje) para las respuestas del componente de conocimiento de la MAKS.

Ítem	Muy en Desacuerdo	En desacuerdo	No Seguro	De acuerdo	Muy de acuerdo
La depresión es una enfermedad mental	17 (3,4)	40 (7,9)	60 (11,8)	186 (36,7)	204 (40,2)
El estrés es un trastorno mental	29 (5,7)	95 (18,7)	139 (27,4)	153 (30,2)	91 (17,9)
La esquizofrenia es una enfermedad mental	20 (3,9)	11 (2,2)	20 (3,9)	161 (31,8)	295 (58,2)
El trastorno bipolar es un trastorno mental	14 (2,8)	14 (2,8)	29 (5,7)	169 (33,3)	281 (55,4)
La adicción a drogas como una enfermedad mental	28 (5,5)	67 (13,2)	124 (24,5)	168 (33,1)	120 (23,7)
El duelo por la muerte de un ser querido es un trastorno mental	81 (16,0)	154 (30,4)	147 (29,0)	82 (16,2)	43 (8,5)

Dimensionalidad

El AFE para la MICA mostró $KMO=0,59$ y prueba de la esfericidad de Bartlett presentó χ^2 cuadrado=782,38; $gl=120$; $p<0,001$. El coeficiente KMO fue bajo lo que indicaba la dificultad para hallar factores latentes en el conjunto de ítems de la escala. Eso se evidenció en seis dimensiones que mostraron valores propios entre 1,11 y 2,17 que explicaron entre 6,9 y 13,6 % de la varianza. Ver tabla 3.

Tabla 3. Valores propios y varianza explicada por los factores identificados en el AFE de la MICA.

Factor	Valor propio	% Varianza
I	2,17	13,6
II	1,69	10,6
III	1,38	8,6
IV	1,25	7,8

Factor	Valor propio	% Varianza
V	1,13	7,0
VI	1,11	6,9
Total	-	54,5

Sin embargo, la revisión de la estructura de coeficiente corroboró la deficiente dimensionalidad, como se podía anticipar el bajo coeficiente que mostró el KMO y la baja consistencia interna de la escala total. No se realizó AFC porque no había una estructura plausible a corroborar para la MICA.

ELAFE para la dimensión de actitud de la MAKSP presentó KMO=0,74 y prueba de la esfericidad de Bartlett presentó chi cuadrado=462,0; gl=15; $p < 0,001$. Se evidenciaron en dos dimensiones que mostraron valores propios entre 2,28 (opinión general) y 1,10 (ayuda profesional) que explicaron entre 38,3 y 18,3 % de la varianza. Ver tabla 4.

Tabla 4. Comunalidades y coeficientes para los ítems de la dimensión de actitud de la MAKSP.

Ítem	Comunalidad	Coeficiente	
		Factor I	Factor II
1	0,206		0,449
2	0,569	0,748	
3	0,470	0,686	
4	0,511	0,683	
5	0,119		0,313
6	0,125	0,261	

En el AFC, se observaron aceptables coeficientes de bondad de ajuste: chi cuadrado=20,59; gl=8; $p = 0,008$; RMSEA=0,06 (IC90% 0,03-0,09); CFI=0,97; TLI=0,95; y SRMR=0,03.

De la misma forma, se probaron versiones sin los ítems 2, 5 y 6, de cuatro y cinco, respectivamente, y se observó que una versión de cinco ítems sin el ítem 6 presentó mejores indicadores: KMO=0,73 y prueba de la esfericidad de Bartlett presentó chi cuadrado=437,1; gl=10; $p < 0,001$ y una única dimensión con valor propio de 2,23 (opinión general) e indicadores de bondad de ajuste: chi cuadrado=11,98; gl=5; $p = 0,04$; RMSEA=0,05 (IC90 % 0,01-0,09); CFI=0,98; TLI=0,97; y SRMR=0,03. La mejor versión de cinco ítems mostró alfa de Cronbach de 0,68 y omega de McDonald de 0,69.

La mejor versión de cuatro ítems, y la mejor de todas fue aquella a que se eliminaron los ítems 5 y 6. Para esta versión mostró KMO=0,73 y prueba de la esfericidad de Bartlett con chi cuadrado=412,4; gl=6; $p < 0,001$. La única dimensión (actitud general) presentó valor propio de 2,17 responsable del 54,2 % de la varianza total. Esta versión mostró chi cuadrado=2,71; gl=2; $p = 0,26$; RMSEA=0,03 (IC90% 0,00-0,09); CFI=0,99; TLI=0,99; y SRMR=0,01. Esta versión mostró alfa de Cronbach de 0,71 y omega de McDonald de 0,72. Ver tabla 5.

Tabla 5. Comunalidades y coeficientes para la mejor versión de cuatro ítems de la dimensión de actitud de la MAKSP.

Ítem	Comunalidad	Coeficiente
1	0,112	0,349
2	0,591	0,769
3	0,437	0,661
4	0,494	0,703

Reproducibilidad

Para la MICA se calculó el coeficiente de correlación de Pearson (r) dado que las distribuciones de las puntuaciones fueron simétricas en ambas aplicaciones, $r = 0,44$;

y el CCI fue 0,61. Para la MAK5 se estimó el coeficiente de correlación de Spearman (r_s) puesto en ambas aplicaciones las puntuaciones totales en el componente de actitud mostraron distribuciones asimétricas, $r_s=0,44$; y el CCI fue 0,60. La correlación entre MICA y MAK5 fue baja ($r_s=0,20$).

Discusión

En el presente estudio se observó que la subescala de la MAK5 para medir actitudes hacia los trastornos mentales presentó aceptable consistencia interna, dimensionalidad y reproducibilidad; no obstante, una versión de cuatro ítems (sin los ítems 5 y 6) mostró excelente rendimiento en dimensionalidad y consistencia interna. Por otro lado, se hallaron pobres indicadores de consistencia interna y dimensionalidad para la MICA en estudiantes de medicina de Santa Marta, Colombia.

En el presente estudio la MICA mostró deficientes indicadores de consistencia interna y dimensionalidad. Este hallazgo es contrario a lo que observaron Gabbidon et al (2013) y Kassam et al (2010) con la versión en inglés que presentó alfa de Cronbach de 0,71 y 0,79. Sin embargo, Gabbidon et al (2013) informaron una dimensionalidad cinco factores que explican el 53,1 % de la varianza total y no se consideró los problemas prácticos y teóricos que plantea una estructura con factores con valores propios inferiores a 1,4 y menos de dos ítems por dimensión (Gorsuch, 1997; Streiner, 1994).

En la presente investigación se halló que la subescala de actitud de la MAK5 modesta consistencia. Este hallazgo es consistente con lo que informaron Evans-Lacko et al (2010) para la versión inglesa, con coeficiente de alfa de Cronbach de 0,65. No obstante, la dimensionalidad observada para estos seis ítems fue cuestionable y se observó una mejor significativa con la omisión de dos ítems, 5 y

6. El estudio de presentación de la MAK5 no presentó el análisis de la dimensionalidad del instrumento (Evans-Lacko et al, 2010). En tercer lugar, en el presente estudio se observó una estabilidad aceptable para la MAK5 con una medida específica de concordancia, el CCI=0,60. Este dato es similar a la estabilidad observada para la versión en inglés (Evans-Lacko et al, 2010).

Para la consistencia interna, alfa de Cronbach y omega de McDonald, se esperan valores entre 0,70 y 0,95 (Oviedo & Campo-Arias, 2005; Keszey et al, 2010). Mientras, que la evaluación de la dimensionalidad de un instrumento es un proceso que conjuga elementos cualitativos y cuantitativos, un diálogo permanente entre los elementos teóricos que subyacente al constructo y los indicadores estadísticos (Campo-Arias, Herazo & Oviedo, 2012). Por lo general, se espera contar con una solución factorial que muestre factores claramente diferenciados, por lo menos con tres ítems cada uno, y que la solución factorial en el AFE explique al menos el 50 % de la varianza total (Campo-Arias et al, 2012; Gorsuch, 1997; Streiner, 1994). Y en el AFC es deseable observar chi cuadrado un valor no mayor de 4, con 2 grados de libertad y probabilidad mayor del 0,05 o en su defecto un cociente de chi cuadrado dividido entre los grados de libertad menor a 3, RMSEA y SRMR con valores cercanos a 0,06; y CFI y TLI mayores a 0,90 (Hu & Bentler, 1999). Finalmente, los indicadores de reproducibilidad deben muestran valores superiores a 0,60 tanto en las correlaciones de Pearson o Spearman (Prieto & Delgado, 2010) o con el coeficiente de correlación intraclase, un mejor estimador de la concordancia y, por lo tanto, de estabilidad para una escala de medición de constructo (Simancas-Pallares et al, 2016).

En un avance importante en el estudio del CEDRTM contar con las primeras escalas para cuantificar la magnitud del problema. No obstante, estos instrumentos están en las

etapas iniciales del proceso de construcción, no pasan aún la prueba del tiempo, y es evidente que es necesario considerar todos los aspectos del desarrollo de escalas de medición en salud, deben estar respaldadas por un fuerte concepto teórico y tener indicadores aceptables tanto de validez como de confiabilidad en diferentes contextos y poblaciones (Cook & Beckman, 2006; Guimaraes, et al, 2017; Keszei, Novak & Streiner, 2010; Sánchez & Echeverry, 2004). El AFE y el AFC usado en el presente estudio son de gran importancia en ese proceso de revisión y refinamiento de estos instrumentos (Campo-Arias et al, 2012; Gorsuch, 1997; Reise, Waller & Comrey, 2000; Streiner, 1994).

El CEDRTM es una barrera de acceso a servicios de salud para pacientes y familiares (Campo-Arias, Oviedo & Herazo, 2014). Los pacientes se sienten discriminado en diferentes contextos, incluso en los servicios de salud mental (Dinos, Steven, Sefarti, Weich & King, 2014; Mukherjee, Fialho, Wijetunge, Checinski & Surgenor, 2002). El CEDRTM se convierte un estresor que deben afrontar las personas que reúnen criterios para un trastorno mental (Meyer, 2003) y explica una porción importante de las desigualdades en salud de las personas que reúnen criterios para un trastorno mental (Hatzenbuehler, Phelan & Link, 2013). Es imposible garantizar el mejor cuidado posible en salud mental si persiste el CEDRTM (Campo-Arias et al, 2014).

Este estudio tiene la fortaleza de explorar el rendimiento psicométrico de un par de escala

de medición del CEDRTM en estudiantes de medicina de habla hispana, con una aproximación estadística más robusta como el AFC. Sin embargo, tiene la limitación propia de los estudios psicométricos que no permiten generalizaciones, sólo aplican a la población participante; aunque, se pudiera teorizar un rendimiento similar en un contexto parecido (Keszei et al, 2010; Sánchez & Echeverry, 2004).

Conclusión

Se concluye que la sub-escala de la MAK5 que cuantifica actitud hacia los trastornos mentales presenta aceptable consistencia interna, dimensionalidad y reproducibilidad; sin embargo, una versión sin los ítems 5 y 6 presenta un mejor desempeño. Por otra parte, la MICA muestra un pobre rendimiento en consistencia interna, dimensionalidad y reproducibilidad. Por el momento, se recomienda utilizar MAK5 para CEDRTM entre estudiantes de medicina en Santa Marta, Colombia. Es necesario observar el desempeño de la MASK y revisar los ítems de la versión en español de la MICA.

Agradecimientos

La Vicerrectoría de Investigación de la Universidad del Magdalena, Santa Marta, Colombia, financió este estudio mediante resolución 0348 de 2018 que nombró a Guillermo A. Ceballos-Ospino como investigador principal.

Referencias

- Adhikari, S., Pradhan, S. N., & Sharma, S. C. (2008). Experiencing stigma: Nepalese perspectives. *Kathmandu University Medical Journal*, 6(4), 458-465. Doi: 10.3126/kumj.v6i4.1736
- Aydin, N., Yigit, A., Inandi, T., & Kirpinar, I. (2003). Attitudes of hospital staff toward mentally ill patients in a teaching hospital, Turkey. *International Journal of Social Psychiatry*, 49(1), 17-26. Doi: 10.1177 / 0020764003049001544

- Bartlett, M. S. (1950). Test of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3(2), 77-85. Doi: 10.1007/BF02288983
- Campo-Arias, A., & Herazo, E. (2015). El complejo estigma-discriminación asociado a trastorno mental como factor de riesgo de suicidio. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 44(4), 243-250. Doi: 10.1016/j.rcp.2015.04.003
- Campo-Arias, A., Herazo, E., & Oviedo, H. C. (2012). Análisis de factores: fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(3), 659-671. Doi: 10.1016/S0034-7450(14)60036-6
- Campo-Arias, A., Oviedo, H. C., & Herazo, E. (2014). Estigma: barrera de acceso en salud mental. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 43(3), 162-167. Doi: 10.1016/j.rcp.2014.07.001
- Cook, D. A., & Beckman, T. J. (2006). Current concepts in validity and reliability for psychometric instruments: Theory and application. *American Journal of Medicine*, 119(2), 166.e7-16. Doi: 10.1016/j.amjmed.2005.10.036
- Cronbach, J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. Doi: 10.1007/BF02310555.
- Dinos, S., Steven, S., Sefarti, M., Weich, S., & King, M. (2014). Stigma: the feelings and experiences of 46 people with mental illness. Qualitative study. *British Journal of Psychiatry*, 184, 176-181. Doi: 10.1192/bjp.184.2.176
- Evans-Lacko, S., Little, K., Meltzer, H., Rose, D., Rhydderch, D., Henderson, C., et al. (2010). Development and psychometric properties of the Mental Health Knowledge Schedule. *Canadian Journal of Psychiatry*, 55(7), 440-448. Doi: 10.1177/070674371005500707
- Evans-Lacko, S., Henderson, C., & Thornicroft, G. (2013). Public knowledge, attitudes and behaviour regarding people with mental illness in England 2009-2012. *British Journal of Psychiatry*, 202 (Supplement 55), S51-S57. Doi: 10.1192/bjp.bp.112.112979.
- Fernando, S. M., Deane, F. P., & McLeod, H. J. (2010). Sri Lankan doctors' and medical undergraduates' attitudes towards mental illness. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 45(7), 733-739. Doi: 10.1007/s00127-009-0113-6
- Gabbidon, J., Clement, S., van Nieuwenhuizen, A., Kassam, A., Brohan, E., Norman I, et al. (2013). Mental Illness: Clinicians' Attitudes (MICA) Scale—Psychometric properties. *Psychiatry Research*, 206(1), 81-87. Doi: 10.1016/j.psychres.2012.09.028
- Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment*, 68(3), 532-560. Doi: 10.1207/s15327752jpa6803_5
- Guimaraes, M. B., Haas, V. J., Spadoti, R. A., Marques dos Santos, M., & Galvão, C. M. (2017). Cultural adaptation and validation of an instrument on barriers for the use of research results. *Revista Latino-Americana da Enfermagem*, 25, e.2852. Doi: 10.1590/1518-8345.1652.2852
- Haghighat, R. (2001). A unitary theory of stigmatisation. Pursuit of self-interest and routes to destigmatisation. *British*

- Journal of Psychiatry*, 178(3), 207-215. Doi: <https://doi.org/10.1192/bjp.178.3.207>
- Hatzenbuehler, M. L., Phelan, J. C., & Link, B. G. (2003). Stigma as a fundamental cause of population health inequalities. *American Journal of Public Health*, 103(5), 813-821. Doi:10.2105/AJPH.2012.301069
- Hernández, N., & Escobar, C. C. (2004). Una aproximación al maltrato a pacientes con trastornos mentales. *Medunab*, 7(20), 130-133.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. Doi:10.1080/10705519909540118
- Jacob, K. S., Sharan, P., Mirza, I., Garrido-Cumbreira, M., Seedat, S., Mari, J. J., et al. (2007). Mental health systems in countries: where are we now? *The Lancet*, 370(9592), 1061-1077. Doi: 10.1016/S0140-6736(07)61241-0
- James, B. O., Omoaregba, J. O., & Okogbenin, E. O. (2012). Stigmatising attitudes towards persons with mental illness: a survey of medical students and interns from Southern Nigeria. *Mental Illness*, 4(1), e8. DOI:10.4081/mi.2012.e8
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 34(1), 31-36. Doi: 10.1007/BF02291575
- Kassam, A., Glozier, N., Leese, M., Henderson, C., & Thornicroft, G. (2010). Development and responsiveness of a scale to measure clinicians' attitudes to people with mental illness (medical student version). *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 122(2) 153-161. Doi:10.1111/j.1600-0447.2010.01562.x
- Keszei, A. P., Novak, M., & Streiner, D. L. (2010). Introduction to health measurement scales. *Journal of Psychosomatic Research*, 68(4), 319-323. Doi: 10.1016/j.jpsychores.2010.01.006
- Link, B. G., & Phelan, J. C. (2005). Conceptualizing stigma. *Annual Review of Sociology*, 27, 363-365. Doi: 10.1146/annurev.soc.27.1.363
- Major, B., & O'Brien, L. T. (2005). The social psychology of stigma. *Annual Review of Sociology*, 56, 393-421. Doi: 10.1146/annurev.psych.56.091103.070137
- McDonald, R. P. (1970). Theoretical foundations of principal factor analysis and alpha factor analysis. *British Journal of Mathematics and Statistical Psychology*, 23(1), 1-21. Doi: 10.1111/j.2044-8317.1970.tb00432.x
- Meyer, I. H. (2003). Prejudice as stress: conceptual and measurement problems. *American Journal of Public Health*, 93(2), 262-265. Doi:10.2105/ajph.93.2.262
- Minas, H., Zamzam, R., Midin, M., & Cohen, A. (2011). Attitudes of Malaysian general hospital staff towards patients with mental illness and diabetes. *BMC Public Health*, 11, 317. Doi: 10.1186/1471-2458-11-317
- Minsalud-Colciencias (2015). *Encuesta Nacional de Salud Mental, 2015*. Bogotá: Javegraf.
- Mukherjee, R., Fialho, A., Wijetunge, A., Checinski, K., & Surgenor, T. (2002). The stigmatisation of psychiatric illness. *Psychiatric Bulletin*, 26(5), 178-181. Doi: 10.1192/pb.26.5.178
- Naeem, F., Ayub, M., Javed, Z., Irfan, M., Haral, F., & Kingdon, D. (2006). Stigma and

- psychiatric illness. A survey of attitude of medical students and doctors in Lahore, Pakistan. *Journal of Ayub Medical College Abbottabad*, 18(3), 46-49.
- Ogunsemi, O. O., Odusan, O., & Olatawura, M. O. (2008). Stigmatising attitude of medical students towards a psychiatry label. *Annals of General Psychiatry*, 7,15. doi: 10.1186/1744-859X-7-15
- Oviedo, H. C., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580.
- Pasquali, L. (2009). Psychometrics. *Revista da Escola de Enfermagem USP*, 43,992-999. Doi: 10.1590/S0080-62342009000500002
- Pearson, K. (1909). Determination of the coefficient of correlation. *Science*, 30, 23-25.
- Pescosolido, B. A., & Martin, J. K. (2015). The stigma complex. *Annual Review of Sociology*, 41, 87-116. Doi:10.1146/annurev-soc-071312-145702
- Phelan, J. C., Link, B. G., & Dovidio, J. F. (2008). Stigma and prejudice: One animal or two. *Social Science & Medicine*, 67(3), 358-367. Doi:10.1016/j.socscimed.2008.03.022
- Prieto, G., & Delgado, A. R. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74.
- Reise, S. P., Waller, N. G., & Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12(3), 287-297. Doi:10.1037/1040-3590.12.3.287
- Resolución 008430 por la cual se establecen las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud. Santa Fe de Bogotá: Ministerio de Salud; 1993.
- Roberts, P., Priest, H., & Traynor, M. (2006). Reliability and validity in research. *Nursing Standard*, 20(44), 41-45. Doi: 10.7748/ns2006.07.20.44.41.c6560
- Sánchez, R., & Echeverry, J. (2004). Validación de escalas de medición en salud. *Revista de Salud Pública*, 6(3),302-318. Doi: 10.1590/S0124-00642004000300006
- Saxena, S., Lora, A., Morris, J., Berrino, A., Esparza, P., Barrett, T., et al. (2011). Focus on global mental health: Mental health services in 42 low-and middle-income countries: A WHO-AIMS Cross-National Analysis. *Psychiatric Services*, 62(2),123-125. Doi: 10.1176/appi.ps.58.6.816
- Shrout, P. E., & Fleiss, J. L. (1979). Intraclass correlations: uses in assessing rater reliability. *Psychological Bulletin*, 86(2), 420-428. Doi: 10.1037/0033-2909.86.2.420
- Simancas-Pallares, M. A., Herazo, E., & Campo-Arias, A. (2016). Técnicas para estimar la estabilidad de una escala de medición en salud. *Revista Ciencias Biomédicas*, 7(1), 104-111.
- Spearman. C. (1910). Correlation calculated from faulty data. *British Journal of Psychology*, 3(3), 271-95. Doi: 10.1111/j.2044-8295.1910.tb00206.x
- STATA 13.0. College Station: STATA; 2013.
- Streiner, D. L. (1994). Figuring out factors: the use and misuse of factor analysis. *Canadian Journal of Psychiatry*, 39,135-140. Doi: 10.1177/070674379403900303
- Wahl, O., & Aroesty-Cohen, E. (20102009). Attitudes of mental health professionals

about mental illness: a review of the recent literature. *Journal Community Psychology*, 38(1),49-62. Doi: 10.1002/jcop.20351

Whiteford, H. A., Degenhardt, L., Rehm, J., Baxter, A. J., Ferrari, A. J., Erskine, H. E., et al. (2013). Global burden of disease attributable to mental and substance use disorders: findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *The Lancet*, 382(9904), 1575-1586. Doi:10.1016/S0140-6736(13)61611-6

Yang, L. H., Kleinman, A., Link, B. G., Phelan, J. C., Lee, S., & Good, B. (2007). Culture and stigma: Adding moral experience to stigma theory. *Social Science & Medicine*, 64(7), 1524-1535. Doi:10.1016/j.socscimed.2006.11.013