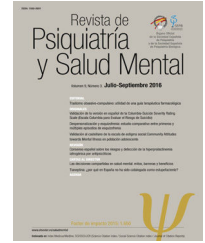




Revista de Psiquiatría y Salud Mental

www.elsevier.es/saludmental



ORIGINAL

Validación y adaptación española de la Escala de Actitudes Estigmatizadoras hacia la Salud Mental entre Iguales (*Peer Mental Health Stigmatization Scale, PMHSS-24*)



Jesús de la Higuera-Romero^{a,*}, Andrea Candelas-Muñoz^a,
Andrea Jiménez-González^a, Cristina Castañeda-Jiménez^b, Paula Fuica-Pereg^a,
María Zurita-Carrasco^a, Eloísa Martínez-Fernández-Repeto^a y Cristina Senín-Calderón^c

^a Unidad de Gestión Clínica de Salud Mental, Hospital Universitario de Puerto Real, Cádiz, España

^b Complejo Asistencial Hermanas Hospitalarias, Málaga, España

^c Departamento de Psicología, Facultad de CC de la Educación, Universidad de Cádiz, Cádiz, España

Recibido el 11 de febrero de 2020; aceptado el 15 de junio de 2020

Disponible en Internet el 21 de julio de 2020

PALABRAS CLAVE

Estigma;
Salud mental;
Adolescencia;
PMHSS-24

Resumen

Introducción: En la actualidad, existe un creciente interés por las intervenciones con adolescentes encaminadas a la reducción del estigma hacia las personas con problemas de salud mental. Desafortunadamente, el número de escalas disponibles en castellano para evaluar el estigma en estas edades es reducido. El presente trabajo tiene por objetivo adaptar y validar en población española la Escala de Actitudes Estigmatizadoras hacia la Salud Mental entre Iguales (PMHSS-24).

Material y métodos: Participaron 443 adolescentes (46,6% mujeres y 53,7% hombres) de entre 13 y 17 años ($M_{\text{edad}} = 14,64$; $DE = 0,83$) alumnos de 3.º y 4.º de Educación Secundaria Obligatoria. Se calculó la consistencia interna de la prueba, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con la mitad de la muestra y otro confirmatorio (AFC) con la otra mitad, y se halló la invarianza de medición de la escala a través del sexo.

Resultados: El AFE arrojó una estructura de 2 factores para la escala negativa (53% de la varianza explicada) y otros 2 para la positiva (62% de la varianza explicada). El AFC corroboró la estructura factorial con adecuados indicadores de bondad de ajuste ($CFI > 0,95$; $NNFI > 0,95$; $SRMR < 0,08$; $RMSEA < 0,08$). Las cargas factoriales oscilaron entre 0,49 y 0,89, con una correlación entre factores $r = 0,53$ y 0,45. Ambas subescalas exhibieron valores de α óptimos (negativa 0,94 y positiva 0,81). La escala fue invariante entre sexos.

Conclusiones: El PMHSS-24 puede ser un instrumento útil para el cribado inicial de los estereotipos que exhiben los adolescentes hacia las personas con dificultades emocionales.

© 2020 SEP y SEPB. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: jar@cop.es (J. de la Higuera-Romero).

KEYWORDS

Stigma;
Mental health;
Adolescence;
PMHSS-24

Spanish adaptation and validation of the Peer Mental Health Stigmatization Scale (PMHSS-24)

Abstract

Introduction: There is currently a growing interest in interventions aimed at the reduction of stigma towards people with emotional difficulties in adolescents. Unfortunately, the number of scales available in Spanish to assess stigma at these ages is limited. This paper aims to adapt and validate the scale of stigmatizing attitudes towards mental health among peers (Peer Mental Health Stigmatization Scale PMHSS-24).

Material and methods: A total of 443 adolescents (46.6% female and 53.7% male) between 13 and 17 years of age participated ($M_{\text{age}} = 14.64$; $SD = .83$) in the 3rd and 4th grades of Obligatory Secondary Education. The internal consistency of the test was calculated, an exploratory factorial analysis (EFA) was performed with half of the sample and a confirmatory one (CFA) with the other half, and the invariance of measurement of the scale through sex was found.

Results: The EFA showed a two-factor structure for the negative scale (53% of the variance explained) and another 2 for the positive scale (62% of the variance explained). The CFA corroborated the factor structure with appropriate goodness-of-fit indicators ($CFI > .95$; $NNFI > .95$, $SRMR < .08$, $RMSEA < .08$). Factor loads ranged from .49 to .89, with α factor correlation between $r = .53$ and $.45$. Both subscales exhibited optimal alpha values (negative .94 and positive .81). The scale was invariant between the sexes.

Conclusions: The data suggest that PMHSS-24 may be a useful scale for the initial screening of the stereotypes exhibited by adolescents toward people with mental illness.

© 2020 SEP y SEPB. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Introducción

Las modificaciones que se han ido produciendo en las últimas décadas en la conceptualización que la población tiene sobre los problemas de salud mental son aún muy limitadas y es común observar cómo continúan apareciendo actitudes negativas hacia las personas con este tipo de dolencias. El estigma es un constructo complejo que engloba tres dimensiones, la cognitiva (estereotipo), la afectiva (prejuicio) y la comportamental (discriminación). Ideas como la potencial peligrosidad, la impredecibilidad, la debilidad o el planteamiento de que los afectados tienen algún grado de responsabilidad en la aparición de su trastorno se mantienen como estereotipos poco sensibles al cambio¹⁻⁶.

Aunque los prejuicios no suelen ser expresados de manera explícita, los efectos comportamentales (discriminación) asociados a ellos son claramente percibidos por las personas afectadas, lo que ejerce un importante impacto en sus vidas, bienestar psicológico, autoestima y posibilidades de desempeño de roles sociales significativos⁷⁻¹⁰. El autoestigma vinculado a su interiorización deteriora el autoconcepto, el sentido de pertenencia al grupo (identidad social) y puede actuar, además, como un obstáculo que limita el reconocimiento de las dificultades y la búsqueda efectiva de ayuda profesional para su resolución¹¹⁻¹⁶.

La adolescencia es una época especialmente interesante para el desarrollo de estrategias antiestigma. En primer lugar, por la alta incidencia de aparición de dificultades emocionales en esta etapa, que se estima en torno a un 15-20% a lo que se añade la opinión generalizada de que estos problemas están infraestimados e infratratados¹⁷⁻²⁰. En segundo, porque es precisamente en este momento evolutivo cuando

comienzan a cristalizar las ideas y estereotipos que más adelante pasarán a configurar el estilo de acercamiento adulto a los problemas de salud mental^{21,22}. Los datos acumulados de los diferentes metaanálisis y estudios empíricos subrayan, además, que se trata de una etapa muy sensible al cambio y que las intervenciones en estas edades pueden resultar costo-eficientes con una inversión de medios limitada²³⁻²⁹.

Comprender cómo conceptualiza el adolescente las dificultades de tipo emocional y desarrollar instrumentos de evaluación específicos para esta población son 2 objetivos clave para el desarrollo de acciones de prevención y promoción efectivas. El proceso de desarrollo afectivo, cognitivo y social en el que se encuentra el adolescente determina una construcción del estigma particular que, en algunos aspectos, está alejada de la del adulto, por lo que ambas poblaciones parecen no ser comparables^{6,30-36}. Sin embargo, aun hoy día, el estudio del estigma en adultos sigue suscitando una atención más preferencial, lo que se refleja en la existencia de un importante número de escalas para su objetivación, si bien continúa señalándose que la fiabilidad y propiedades psicométricas de muchas de ellas son limitadas³⁷.

Este problema es extrapolable al ámbito de actuación del estigma en adolescentes, con el añadido de que el número de medidas se reduce de manera considerable. Aunque recientemente se han construido nuevos instrumentos³⁸ y validado algunos otros al castellano, su número continúa siendo escaso. En la actualidad, contamos con algunas adaptaciones que han mostrado adecuada consistencia interna y evidencias de validez, pero que presentan, a nuestro entender, limitaciones para su uso con este perfil poblacional, bien porque han sido «exportadas» de la medida del estigma

en adultos y son escalas largas (como es el caso de la *Community Attitudes towards Mental Illness, CAMI*)³⁹, bien porque, aunque su extensión sea más reducida, la muestra de validación no se ha perfilado de manera exclusiva sobre esta población o está dirigida hacia un tipo de problemática mental particular, como es el caso del Cuestionario de Actitudes de los Estudiantes hacia la Esquizofrenia⁴⁰. Recientemente, se ha adaptado y validado al catalán el *Youth Program Questionnaire (YPQ)*⁴¹, un instrumento de evaluación corto, integrado dentro de la estrategia antiestigma *Open Minds*⁴², pero del que no se encuentra disponible la versión en español.

A las limitaciones derivadas de la escasez de pruebas se les unen otras como la necesaria adecuación de sus contenidos al rango de edad específico (comprensibilidad) o a los requerimientos motivacionales que estas imponen (extensión). Ambos factores son cruciales desde la perspectiva de la intervención. De manera habitual, los programas antiestigma con adolescentes se desarrollan con unas limitaciones de tiempo importantes, la mayoría de las veces en horario lectivo y en el contexto de la propia aula. Estas circunstancias, que se suelen señalar como un componente para mejorar los resultados⁴³⁻⁴⁶, imponen como requerimiento que el proceso de evaluación esté muy optimizado, con una carga de tiempos controlada y que no interfiera de manera notable en la propia intervención. Por todo ello, se hace necesario contar con medidas que exhiban propiedades psicométricas adecuadas y sean breves, de forma que se facilite su aplicación. La *Peer Mental Health Stigmatization Scale (PMHSS-24)*⁴⁷ cumple, *a priori*, con estas condiciones: es un instrumento corto y está diseñado específicamente para su utilización con población adolescente.

Este trabajo tiene como objetivos: 1) adaptar al español la PMHSS-24; 2) estudiar su estructura factorial; 3) hallar la consistencia interna de la escala y 4) analizar la invarianza de medición de esta a través del sexo. Se plantea la hipótesis de que con la muestra analizada se obtenga una estructura factorial del PMHSS-24 similar a la obtenida en la validación original y que las puntuaciones sean fiables, y se presupone que los constructos medidos tienen la misma estructura y significado entre chicos y chicas.

Material y métodos

Participantes

El estudio forma parte del proceso de implantación de una estrategia para reducir el estigma en las aulas llevada a cabo por la Unidad de Gestión Clínica de Salud Mental del Hospital Universitario de Puerto Real a través del programa «Lo Hablamos». La recogida de datos se efectuó de forma colectiva en los 5 centros de educación secundaria obligatoria de Puerto Real que aceptaron participar. Los criterios de inclusión de los participantes fueron: pertenecer al centro en cuestión, aceptar formar parte del estudio, tener una edad comprendida entre 13 y 17 años y estar cursando estudios de tercero o cuarto de enseñanza secundaria obligatoria. No se establecieron criterios explícitos de exclusión con objeto de que la muestra se acercara lo más posible al alumnado real en esas edades. La muestra inicial del estudio estaba formada por 497 adolescentes, de los que se eliminaron

53 por presentar valores perdidos en las variables sociodemográficas o en las pruebas de evaluación (3 o más ítems sin contestar). La muestra final de conveniencia la conformaron 443 participantes (46,6% mujeres y 53,4% hombres) con edades comprendidas entre 13 y 17 años ($M_{\text{edad}} = 14,64$; $DE = 0,83$).

Medida

Antes de la adaptación del instrumento PMHSS-24, se solicitó permiso expreso a los autores de la escala, que dieron su autorización para emplearla de acuerdo con los objetivos del trabajo. Para realizar el estudio, se llevó a cabo la traducción, adaptación y retrotraducción del instrumento por un nativo castellano-inglés y a la inversa.

La escala PMHSS-24⁴⁷ está compuesta por 24 ítems de respuesta múltiple de tipo *Likert* (de 1 a 5 puntos). Las preguntas están construidas de manera que se puede obtener información tanto del estigma percibido (creencias sobre lo que los demás piensan acerca de las personas afectadas) como del expresado. En el estudio de validación original se perfilaron 2 subescalas, una negativa con 16 ítems y otra positiva con 8. La negativa se organiza alrededor de 2 factores, «acuerdo con el estigma» (8 ítems), que se refiere al grado de identificación personal con las actitudes y conductas estigmatizadoras y «conciencia de estigma» (8 ítems), que alude a la percepción de estas actitudes en los demás. Estos 2 factores explicaron el 35,66% de la varianza, con un valor de α de Cronbach de 0,81 (acuerdo con el estigma 0,75 y conciencia de estigma 0,71). La subescala positiva contiene 3 factores, «habilidad intelectual» (4 ítems), que incluye creencias positivas acerca de la inteligencia de la persona afectada, «recuperación» (2 ítems), que integra ideas sobre de su recuperación potencial, y «amistad» (2 ítems), referida a los deseos de contacto interpersonal. Los 3 factores explicaban el 61,02% de la varianza con un valor de α de 0,67 (habilidad intelectual 0,67; recuperación 0,73; amistad 0,44).

Procedimiento

La aplicación de la prueba se llevó a cabo de manera grupal en el contexto de la propia clase y respetando el número de alumnos que la componían (grupos 25-30). Aunque el instrumento cuenta con instrucciones por escrito, estas se dieron también de forma verbal y conjunta a todos los participantes para asegurar una mejor comprensión. Al margen de lo anterior, dos personas del equipo investigador estaban presentes durante la prueba, de manera que se garantizara la posibilidad de solventar las dudas individuales planteadas por el alumnado. El tiempo estimado para la cumplimentación fue de 20 min. Se siguieron las directrices de Muñiz y Fonseca⁴⁸ en el procedimiento de administración del instrumento de medida. Para garantizar la confidencialidad de las respuestas, el cuestionario fue completado de forma anónima. Madres, padres y tutores fueron informados de los objetivos del estudio y dieron su consentimiento por escrito para que sus hijos participaran en la investigación. El estudio contó con la aprobación del Comité de Bioética del Hospital de Puerto Real (Cádiz) y en todos los procedimientos realizados con los participantes se garantizaron los estándares

éticos de la Declaración de Helsinki (2013) y sus enmiendas posteriores⁴⁹.

Análisis de datos

Se analizaron los descriptivos (medias y desviaciones tipo), asimetría y curtosis del PMHSS-24 y el porcentaje de respuesta afirmativa a los ítems. Se sustituyeron los valores perdidos por la media del ítem. Se dividió la muestra al azar en dos mitades y se comprobó que no había diferencias estadísticamente significativas ni en sexo ni en edad. Con una mitad se llevaron a cabo los análisis factoriales exploratorios (AFE) y con la otra mitad los análisis factoriales confirmatorios (AFC). Para hallar evidencias de estructura interna de la escala PMHSS-24, se efectuaron dos AFE con el método de extracción *Robust diagonally weighted least squares* (RDWLS) sobre la matriz de correlaciones policóricas y rotación promin. Co los dos AFE se pretendía seguir el mismo procedimiento de los autores de la escala. Posteriormente, se efectuaron dos AFC con el método RDWLS, dada la naturaleza ordinal de los datos. La bondad de ajuste del modelo se evaluó mediante los indicadores *Comparative fit index* (CFI), *Non-normed fit index* (NNFI) (cuyos valores deben ser superiores a 0,90), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) (cuyos valores no deben superar 0,08 para ser considerados aceptables)⁵⁰ y *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) (en el que los valores cercanos a 0 indican un buen ajuste del modelo)⁵¹. Para hallar la consistencia interna de la escala, se empleó el α ordinal y la ω de McDonald, que estiman la fiabilidad con mayor precisión que el α de Cronbach en datos ordinales⁵².

Por último, se llevó a cabo un análisis de invarianza de la medida PHMSS-24 a través del sexo. En el primer AFC se evaluaron los indicadores de bondad de ajuste de forma independiente entre hombres y mujeres. Después, en el AFC multigrupo se analizó la invarianza configural (M0), que evalúa si la estructura factorial es equivalente entre sexos y, por último, se evaluó la invarianza fuerte (M1), con el fin de comprobar si las cargas factoriales y los umbrales eran similares en hombres y mujeres. En los casos en los que no se alcanzó la invarianza fuerte, se detectó el ítem invariante a través de los índices de modificación y se estimó libremente. Para testar la evidencia de invarianza, se compararon los modelos M0 y M1 mediante un test de diferencia de χ^2 y el Δ CFI, cuyo valor debe ser $<0,01$ ⁵³. Los análisis estadísticos se calcularon con los programas SPSS 22⁵⁴, Lisrel 8.7⁵⁵ y Factor 10.8.04⁵⁶.

Resultados

Análisis preliminares

En la [tabla 1](#) se presentan los estadísticos descriptivos de los ítems de la escala PMHSS-24. Puede apreciarse que tanto la asimetría como la curtosis no fueron muy elevadas, aunque el test de Mardia resultó estadísticamente significativo (23,06; $p < 0,001$), lo que indica el incumplimiento de la normalidad multivariante. Las respuestas a los ítems con las opciones «totalmente de acuerdo» y «de acuerdo» se agruparon con el fin de obtener el porcentaje de respuesta afirmativo. Los ítems 15, 19 y 21 tuvieron un mayor porcentaje de respuesta positiva. Estos ítems tienen que ver con

Tabla 1 Estadísticos descriptivos de la PMHSS-24

Ítems	M	DE	Asimetría	Curtosis	Porcentaje de respuesta afirmativo
PMHSS 1	2,40	1,16	0,40	-0,81	56,3
PMHSS 2	3,04	1,21	0,18	-1,09	41,4
PMHSS 3	2,70	1,08	0,23	-0,59	45,1
PMHSS 4	3,22	1,16	-0,04	-0,94	30,6
PMHSS 5	3	1,22	0,10	-1,06	41
PMHSS 6	3,57	1,13	-0,42	-0,67	19
PMHSS 7	2,27	1,02	0,12	-0,23	61,6
PMHSS 8	3,04	1,19	0,08	-0,88	35,2
PMHSS 9	2,38	1,07	0,031	-0,87	57
PMHSS 10	3,13	1,12	-0,01	-0,73	29,7
PMHSS 11	2,94	1,13	0,16	-0,70	37
PMHSS 12	3,12	1,24	-0,04	-1,05	35,4
PMHSS 13	1,93	0,97	1,01	0,72	75,7
PMHSS 14	4,10	1,10	-1,07	0,27	10,6
PMHSS 15	1,82	1,02	1,26	1,09	78,6
PMHSS 16	4,09	1,05	-1,15	0,741	9,3
PMHSS 17	3,70	1,18	-0,67	-0,37	15,8
PMHSS 18	3,87	1,11	-0,83	0,03	11
PMHSS 19	1,90	0,91	1,03	1,15	77,7
PMHSS 20	3,88	1,17	-0,89	-0,04	12,7
PMHSS 21	1,91	0,96	1,05	0,93	77,1
PMHSS 22	3,40	1,16	-0,21	-0,78	22
PMHSS 23	3,38	1,17	-0,18	-0,84	23,4
PMHSS 24	4,03	1,12	-1,07	0,12	10,1

Tabla 2 Análisis factorial exploratorio de los ítems negativos de la escala la PMHSS-24 con la muestra 1 ($n=225$)

Ítems	Conciencia de estigma	Acuerdo con el estigma
8. La mayoría de los empresarios creen que es una mala idea dar trabajo a una persona con problemas emocionales o de comportamiento	0,838	
4. La mayoría de la gente cree que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento son peligrosos	0,810	
12. La mayoría de la gente tiene miedo de los chicos que visitan al psicólogo porque tienen problemas emocionales o de comportamiento	0,805	
2. La mayoría de la gente rechaza a los chicos que acuden al psicólogo porque tienen problemas emocionales o de comportamiento	0,731	
5. La mayoría de la gente cree que no se puede tener la misma confianza en los chicos con problemas emocionales o de comportamiento que en los demás	0,592	
6. La mayoría de la gente cree que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento son los culpables de sus problemas	0,463	
11. La mayoría de la gente cree que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento no son tan buenos como otros niños en el cuidado de sí mismos	0,449	
10. Los profesores creen que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento no se comportan igual que los demás en clase	0,313	
24. Sentiría miedo de alguien si sé que tiene problemas emocionales o de comportamiento		0,875
16. Creo que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento son peligrosos		0,830
14. Miraría hacia abajo si me encuentro con un chico que sé que visita al psicólogo debido a sus problemas emocionales o de comportamiento		0,736
18. Creo que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento son los responsables de sus problemas		0,725
17. Creo que no se puede tener la misma confianza en los chicos con problemas emocionales o de comportamiento que en los demás		0,702
20. Creo que es una mala idea que los empresarios den trabajo a las personas con problemas emocionales o de comportamiento		0,652
22. Creo que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento no se comportan como el resto de los niños de la clase		0,590
23. Creo que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento no son tan buenos como otros niños en el cuidado de sí mismos		0,477

la aceptación y la actitud positiva hacia las personas con problemas de salud mental. Los ítems con menor frecuencia de respuesta afirmativa fueron el 14, 16 y 24, todos ellos relacionados con creencias y actitudes negativas hacia las personas con problemas emocionales y comportamentales.

Evidencias de validez relativas a la estructura interna de la escala PMHSS-24

Se hicieron dos AFE con el método de extracción RDWLS con la mitad 1 de la muestra ($n=225$). En el primer análisis, se introdujeron los ítems negativos de la escala. El *Kaiser-Meyer-Olkin* fue de 0,84 y el *test de Bartlett* fue estadísticamente significativo $\chi^2(120) = 1.693,6$; $p < 0,001$, lo que indica que la matriz de correlaciones es factorizable. El análisis paralelo recomendó la extracción de dos factores, que explicaron el 52% de la varianza. La estructura fue idéntica a la que obtuvieron los autores de la escala. En el primer factor, nombrado por los autores «conciencia de estigma», saturaron los ítems 2, 4, 5, 6, 8, 10, 11 y 12. En el segundo factor, correspondiente a la dimensión «acuerdo con el estigma», saturaron los ítems 14, 16, 17, 18, 20, 22,

23, 24. El AFE calculado con ítems positivos obtuvo una puntuación para *Kaiser-Meyer-Olkin* de 0,79, con un *test de Bartlett* estadísticamente significativo ($\chi^2(28) = 577,5$; $p < 0,001$). Con dos factores recomendados por el análisis paralelo, se alcanzó a explicar el 62% de la varianza. Estos factores no coincidieron con los hallados por los creadores de la escala. El primer factor lo nombramos «aceptación»; en él saturaron los ítems 13, 15, 19, 21. En el segundo, denominado «normalización», saturaron los ítems 1, 3, 7, 9. En las [tablas 2 y 3](#) se presentan las cargas factoriales de cada ítem.

Se llevaron a cabo dos AFC con el método RDWLS sobre la matriz asintótica de covarianzas con la mitad 2 de la muestra ($n=218$). Los indicadores de bondad de ajuste de los ítems negativos fueron todos adecuados: *Satorra-Bentler* $\chi^2(103) = 210,95$; CFI = 0,97; NNFI = 0,96; RMSEA = 0,069 (IC 90%: 0,56-0,83); SRMR = 0,077. Las cargas factoriales estandarizadas oscilaron entre 0,53 y 0,85 y la correlación entre las dimensiones «acuerdo con el estigma» y «conciencia de estigma» fue de $r = 0,53$. Los ítems positivos también obtuvieron unos indicadores de bondad de ajuste apropiados: *Satorra-Bentler* $\chi^2(19) = 45,88$; CFI = 0,96; NNFI = 0,94; RMSEA = 0,080

Tabla 3 Análisis factorial exploratorio de los ítems positivos de la escala *PMHSS-24* con la muestra 1 ($n = 225$)

Ítems	Normalización	Aceptación
9. La mayoría de la gente cree que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento pueden obtener buenas calificaciones en la escuela	0,711	
3. La mayoría de los chicos estarían encantados de pasar el rato con alguien que tiene problemas emocionales o de comportamiento	0,641	
1. La mayoría de la gente cree que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento son tan inteligentes como los otros niños	0,608	
7. La mayoría de la gente cree que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento van a mejorar algún día	0,497	
21. Creo que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento pueden obtener buenas calificaciones en la escuela		0,762
15. Podría pasar un buen rato con alguien que tiene problemas emocionales o de comportamiento		0,725
13. Creo que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento son tan inteligentes como los demás		0,685
19. Creo que los chicos con problemas emocionales o de comportamiento van a mejorar algún día		0,679

Tabla 4 Estimación de la fiabilidad de las puntuaciones de las subescalas, escala total positiva y negativa del *PMHSS-24*

	α ordinal	Coefficiente ω	Índice de discriminación
Conciencia de estigma	0,90	0,84	De 0,58 a 0,72
Acuerdo con el estigma	0,88	0,83	De 0,48 a 0,61
Normalización	0,65	0,63	De 0,50 a 0,64
Aceptación	0,71	0,74	De 0,57 a 0,60
Escala negativa total	0,94	0,86	—
Escala positiva total	0,81	0,70	—

(IC 90%: 0,51-0,11); SRMR=0,073. La correlación entre la dimensión «aceptación» y «normalización» fue $r = 0,45$. Las cargas factoriales estandarizadas oscilaron entre 0,49 y 0,89.

Estimación de la fiabilidad de las puntuaciones del *PMHSS-24*

La consistencia interna se estimó de forma separada entre los ítems de la escala negativa y positiva. El α ordinal para los factores de la escala negativa osciló entre 0,88 y 0,90, mientras que en la escala positiva se situó entre 0,65 y 0,71. Los índices de discriminación oscilaron entre 0,48 y 0,72. En la [tabla 4](#) se presentan los valores del α ordinal, de ω de McDonald y los índices de discriminación.

Análisis descriptivos de las puntuaciones medias

Se compararon las puntuaciones medias en los factores de la escala en función del sexo. Se alcanzaron diferencias estadísticamente significativas en todos los factores excepto en la escala de «normalización». Considerando el criterio de Cohen⁵⁷, los tamaños de efecto fueron bajos, excepto en el factor «acuerdo con el estigma», que fue moderado ([tabla 5](#)).

Invarianza de medida de la escala *PMHSS-24* entre sexos

Se hallaron adecuados indicadores de bondad de ajuste en los modelos de varones y mujeres de forma independiente, tanto en los ítems negativos como en los positivos. En los ítems negativos, el incremento en CFI entre el M0 y M1 fue superior a 0,01 y la diferencia de χ^2 fue estadísticamente significativa, por lo que no se pudo confirmar la invarianza fuerte. Se liberó la limitación de umbrales iguales para el ítem 8 y se reestimó el modelo para testar la invarianza fuerte parcial. Con esta reespecificación, se confirmó la invarianza fuerte parcial ($p > 0,05$). En los ítems positivos, no se hallaron diferencias estadísticamente significativas entre los modelos M0 y M1 ($\Delta CFI < 0,01$ y $p > 0,05$), lo que confirma la invarianza fuerte. Los datos se presentan en la [tabla 6](#).

Discusión

El presente trabajo tuvo como objetivo principal adaptar y validar al español la escala *PMHSS-24*. Los resultados mostraron que se trata de un instrumento válido y fiable para detectar entre los adolescentes actitudes estigmatizadoras hacia personas que sufren algún trastorno psiquiátrico. Los análisis realizados sobre la muestra del estudio encuentran unos indicadores psicométricos algo superiores a los referidos en la original. En lo que se refiere a la escala

Tabla 5 Contraste de medias entre las subescalas del PMHSS-24 en función del sexo

VARIABLES	Medias de chicas (DE)	Medias de chicos (DE)	t	gl	p	d Cohen
Conciencia de estigma	25,93 (7,06)	24,42 (5,74)	2,43	441	0,015	0,236
Acuerdo con el estigma	32,28 (5,43)	29,03 (6,27)	5,71	441	<0,001	0,552
Normalización	9,81 (3,10)	9,63 (2,86)	0,64	441	0,525	0,06
Aceptación	7,16 (2,65)	7,83 (3,02)	2,46	441	0,014	0,236

Tabla 6 Indicadores de bondad de ajuste para testar la invarianza de medición de la escala PMHSS-24 entre chicas y chicos

	SB χ^2	gl	CFI	NNFI	RMSEA	Diferencia test		Δ CFI
						$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	p	
<i>Ítems negativos</i>								
Varones (n = 237)	248,45	103	0,949	0,941	0,071 [0,0650, 0,089]			
Mujeres (n = 207)	174,73	103	0,976	0,973	0,058 [0,0420, 0,071]			
Invarianza configural (M0)	416,92	206	0,961	0,954	0,068 [0,0580, 0,077]			
Invarianza fuerte (M1)	493,79	220	0,949	0,944	0,075 [0,0660, 0,084]	76,89 (14)	<0,001	0,012
Invarianza parcial	400,32	219	0,966	0,963	0,061 [0,0520, 0,071]	16,60 (13)	0,218	-0,002
<i>Ítems positivos</i>								
Varones (n = 237)	37,54	19	0,972	0,958	0,064 [0,0330, 0,094]	0,076		
Mujeres (n = 207)	51,35	19	0,955	0,933	0,091 [0,0610, 0,121]	0,079		
Invarianza configural (M0)	89,68	38	0,958	0,938	0,078 [0,0560, 0,099]	0,086		
Invarianza fuerte (M1)	98,87	44	0,955	0,943	0,067 [0,0550, 0,094]	9,19 (6)	0,163	0,003

negativa (16 ítems), manteniendo los dos factores primitivos se obtuvo en porcentaje de varianza explicado del 52% (frente al 35,6% del estudio inicial), también mejoraron las correlaciones interclase entre los ítems que se situaron, en casi todos los casos, por encima de 0,50 (rango 0,371-0,879). Por el contrario, la escala positiva (8 ítems) no mantuvo la estructura factorial primitiva, sino que exhibió una mayor consistencia interna con dos factores, frente a los tres que se planteaban. Estos nuevos factores denominados «normalización» y «aceptación» se agruparon en torno a cuatro ítems cada uno y explicaban un porcentaje de varianza del 62%, con unas correlaciones altas entre sí (rango entre 0,579 y 0,836). Esta nueva agrupación de la escala positiva no solo mejoró los valores de α , sino que permitió soslayar una de las debilidades más importantes que, a nuestro juicio, exhibía en su formato inicial de tres factores, ya que planteaba una estructura menos consistente: dos de ellos contenían tan solo dos ítems, algo que se aleja de las recomendaciones psicométricas⁵⁸. La consistencia interna tanto del total de los ítems negativos como positivos y sus factores fue óptima.

Este trabajo presenta algunas limitaciones que deben tenerse en cuenta. Se trata de un estudio transversal, en el que solo se ha administrado la escala PMHSS-24. El que no se encontraran disponibles otros instrumentos de medida del estigma en castellano dificultó hallar evidencias de validez de relación con otras variables. Podrían haberse utilizado otros instrumentos, de estereotipos en general hacia la salud, o de discapacidad social para ver la convergencia, pero al final se optó por no hacerlo porque no presentaban suficiente coherencia sustantiva con el primario para establecer relaciones⁴⁸. No obstante, este estudio con respecto al original aporta la invarianza de medición a través del sexo,

desconocida hasta el momento. Los análisis de invarianza mostraron que la PMHSS-24 tiene una estructura comparable entre chicos y chicas y, por lo tanto, las puntuaciones se pueden interpretar de la misma manera entre en cada grupo (chicas y chicos), excepto el ítem 8, en el que sí hubo diferencias interpretativas. El estudio se llevó a cabo en condiciones naturales y con criterios de inclusión amplios, no se controlaron posibles efectos de confusión con otras variables potencialmente intervinientes (nivel socioeconómico, la historia previa de salud mental, cociente intelectual, etc.).

Las puntuaciones del instrumento exhiben unos buenos indicadores de fiabilidad y cuentan con la ventaja de evaluar tanto el estigma percibido como el expresado. Quizá en este punto puede localizarse una de sus limitaciones, ya que la construcción de los ítems para lograr este fin puede inducir a error a los individuos evaluados, sobre todo en los rangos de edad menor. En efecto, el «ponerse en la cabeza del otro» requiere de cierta capacidad de mentalización que no debe suponer problema en los rangos de edad a los que va dirigido el cuestionario (adolescentes a partir de 14 años), pero que sí puede dificultar la comprensión a individuos de edades menores. Esto podría hacer que los datos fueran menos consistentes. En cualquier caso, con independencia de la edad, y aun cuando el cuestionario cuenta con instrucciones específicas sobre cómo deben formularse las respuestas, nuestra recomendación es que el entrevistador las refiera de forma verbal y posibilite la resolución de cualquier duda antes de su tasación.

Las intervenciones antiestigma en el entorno escolar son un área de interés preferente en la actualidad. El incrementar el número de instrumentos en español para la medida del estigma en adolescentes es un paso previo necesario para posibilitar el desarrollo de investigaciones en este campo,

que ayuden a perfilar la eficacia diferencial de los diferentes programas disponibles. En este contexto, la incorporación del PMHS-24 puede ser un recurso útil.

Conflicto de intereses

La presente investigación no ha recibido ayudas específicas provenientes de agencias del sector público, sector comercial ni entidades sin ánimo de lucro.

Bibliografía

- Rossetto A, Robinson EJ, Reavley NJ, Henderson C. Perceptions of positive treatment and discrimination towards people with mental health problems: Findings from the 2017 Attitudes to Mental Illness survey. *Psychiatry Res.* 2019;273:141–8.
- Corrigan PW, Nieweglowski K. How does familiarity impact the stigma of mental illness? *Clin Psychol Rev.* 2019;70:40–50.
- Mirnezami HF, Jacobsson L, Edin-Liljegren A. Changes in attitudes towards mental disorders and psychiatric treatment 1976-2014 in a Swedish population. *Nord J Psychiatry.* 2016;70:38–44.
- Buchman-Wildbaum T, Paksi B, Sebestyén E, Kun B, Felvinczi K, Schmelowszky Á, et al. Social rejection towards mentally ill people in Hungary between 2001 and 2015: Has there been any change? *Psychiatry Res.* 2018 Sep;267:73–9.
- Schnyder N, Panczak R, Groth N, Schultze-Lutter F. Association between mental health-related stigma and active help-seeking: Systematic review and meta-analysis. *Br J Psychiatry.* 2017;210:261–8.
- Goodwin J, Savage E, Horgan A. Adolescents' and young adults' beliefs about mental health services and care: A systematic review. *Arch Psychiatr Nurs.* 2016;30:636–44.
- Barber S, Gronholm PC, Ahuja S, Rüsck N, Thornicroft G. Microaggressions towards people affected by mental health problems: A scoping review. *Epidemiol Psychiatr Sci.* 2019 Dec 16;29:e82.
- Rayan A, Aldaieflih M. Public stigma toward mental illness and its correlates among patients diagnosed with schizophrenia. *Contemp Nurse.* 2019 Sep;29:1–11 [Epub ahead of print].
- Kim EY, Jang MH. The mediating effects of self-esteem and resilience on the relationship between internalized stigma and quality of life in people with schizophrenia. *Asian Nurs Res (Korean Soc Nurs Sci).* 2019;13:257–63.
- Mulfinger N, Rüsck N, Bayha P, Müller S, Böge I, Sakar V, et al. Secrecy versus disclosure of mental illness among adolescents: II. The perspective of relevant stakeholders. *J Ment Heal.* 2019;28:304–11.
- Klik KA, Williams SL, Reynolds KJ. Toward understanding mental illness stigma and help-seeking: A social identity perspective. *Soc Sci Med.* 2019 Feb;222:35–43.
- Pretorius C, Chambers D, Coyle D. Young people's online help-seeking and mental health difficulties: Systematic narrative review. *J Med Internet Res.* 2019;21:e13873.
- Patterson C, Perlman D, Moxham L, Burns S. Do help-seeking behaviors influence the recovery of people with mental illness? *J Psychosoc Nurs Ment Health Serv.* 2019 Dec 1;57:33–8.
- Nearchou FA, Bird N, Costello A, Duggan S, Gilroy J, Long R, et al. Personal and perceived public mental-health stigma as predictors of help-seeking intentions in adolescents. *J Adolesc.* 2018 Jul;66:83–90.
- Schnyder N, Panczak R, Groth N, Schultze-Lutter F. Association between mental health-related stigma and active help-seeking: Systematic review and meta-analysis. *Br J Psychiatry.* 2017;210:261–8.
- Clement S, Schauman O, Graham T, Maggioni F, Evans-Lacko S, Bezborodovs N, et al. What is the impact of mental health-related stigma on help-seeking? A systematic review of quantitative and qualitative studies. *Psychol Med.* 2015 Jan;45:11–27.
- Dursun OB, Esin İS, Akıncı MA, Karayağmurlu A, Turan B, Özhan Aşıkhasanoğlu E. The prevalence of childhood mental disorders in different habitations: Are we underestimating their prevalence in rural areas? *Nord J Psychiatry.* 2019 Nov;14:1–7 [Epub ahead of print].
- Auerbach RP, Mortier P, Bruffaerts R, Alonso J, Benjet C, Cuijpers P, et al. Student project: Prevalence and distribution of mental disorders. 2019;127:623–38.
- Ormel J, Raven D, van Oort F, Hartman CA, Reijneveld SA, Veenstra R, et al. Mental health in Dutch adolescents: A TRAILS report on prevalence, severity, age of onset, continuity and comorbidity of DSM disorders. *Psychol Med.* 2015 Jan;45:345–60.
- Navarro-Mateu F, Tormo MJ, Salmerón D, Vilagut G, Navarro C, Ruíz-Merino G, et al. Prevalence of mental disorders in the South-East of Spain, one of the European regions most affected by the economic crisis: The cross-sectional PEGASUS-Murcia project. *PLoS One.* 2015;10:1–22.
- Bulanda J, Bruhn C, Byro-Johnson T, Zentmyer M. Addressing mental health stigma among young adolescents: Evaluation of a youth-led approach. *Health Social Work.* 2014;39:73–80.
- O'Driscoll C, Heary C, Hennessy E, McKeague L. Explicit and implicit stigma towards peers with mental health problems in childhood and adolescence. *J Child Psychol Psychiatry.* 2012;53:1054–62.
- Hayes D, Moore A, Stapley E, Humphrey N, Mansfield R, Santos J, et al. School-based intervention study examining approaches for well-being and mental health literacy of pupils in Year 9 in England: Study protocol for a multischool, parallel group cluster randomised controlled trial (AWARE). *BMJ Open.* 2019;9:e029044.
- Casañas R, Arfuch VM, Castellví P, Gil JJ, Torres M, Pujol A, et al. «EspaiJove.net»- A school-based intervention programme to promote mental health and eradicate stigma in the adolescent population: Study protocol for a cluster randomised controlled trial. *BMC Public Health.* 2018;18:103–5.
- O'Connor CA, Dyson J, Cowdell F, Watson R. Do universal school-based mental health promotion programmes improve the mental health and emotional wellbeing of young people? A literature review. *J Clin Nurs.* 2018;27:e412–26.
- Yang J, Lopez Cervera R, Tye SJ, Ekker SC, Pierret C. Adolescent mental health education InSciEd Out: A case study of an alternative middle school population. *J Transl Med.* 2018;16:1–10.
- Morgan AJ, Reavley NJ, Ross A, Too LS, Jorm AF. Interventions to reduce stigma towards people with severe mental illness: Systematic review and meta-analysis. *J Psychiatr Res.* 2018;103.
- Andrés-Rodríguez L, Pérez-Aranda A, Feliu-Soler A, Rubio-Valera M, Aznar-Lou I, Serrano-Blanco A, et al. Effectiveness of the «What's up!» intervention to reduce stigma and psychometric properties of the Youth Program Questionnaire (YPQ): Results from a cluster non-randomized controlled trial conducted in Catalan high schools. *Front Psychol.* 2017;8:1–12.
- Cangas AJ, Navarro N, Parra JM, Ojeda JJ, Cangas D, Piedra JA, et al. Stigma-Stop: A serious game against the stigma toward mental health in educational settings. *Front Psychol.* 2017;8:1–10.
- DuPont-Reyes MJ, Villatoro AP, Phelan JC, Painter K, Link BG. Adolescent views of mental illness stigma: An intersectional lens. *Am J Orthopsychiatry.* 2019 Aug 5, <http://dx.doi.org/10.1037/ort0000425> [Epub ahead of print].
- Kaushik A, Papachristou E, Dima D, Fewings S, Kostaki E, Ploubidis GB, et al. Measuring stigma in children receiving mental health treatment: Validation of the Paediatric Self-Stigmatization Scale (PaedS). *Eur Psychiatry.* 2017 Jun;43:1–8.

32. Georgakakou-Koutsonikou N, Williams JM. Children and young people's conceptualizations of depression: A systematic review and narrative meta-synthesis. *Child Care Health Dev.* 2017 Mar;43:161–81.
33. Dolphin L, Hennessy E. Labelling effects and adolescent responses to peers with depression: An experimental investigation. *BMC Psychiatry.* 2017;17:1–10.
34. Kaushik A, Kostaki E, Kyriakopoulos M. The stigma of mental illness in children and adolescents: A systematic review. *Psychiatry Res.* 2016 Sep 30;243:469–94.
35. Mueller J, Callanan MM, Greenwood K. Communications to children about mental illness and their role in stigma development: An integrative review. *J Ment Heal.* 2016;25:62–70.
36. Hennessy E, Swords L, Heary C. Children's understanding of psychological problems displayed by their peers: A review of the literatura. *Child Care Health Dev.* 2008 Jan;34:4–9.
37. Wei Y, McGrath P, Hayden J, Kutcher S. The quality of mental health literacy measurement tools evaluating the stigma of mental illness: A systematic review. *Epidemiol Psychiatr Sci.* 2018 Oct;27:433–62.
38. Campos L, Dias P, Duarte A, Veiga E, Dias CC, Palha F. Is it possible to «Find space for mental health» in young people? Effectiveness of a school-based mental health literacy promotion program. *Int J Environ Res Public Health.* 2018 Jul; 6(7.).
39. Ochoa S, Martínez-Zambrano F, Vila-Badia R, Arenas O, Casas-Anguera E, García-Morales E, et al. Validación al castellano de la escala de estigma social: Community Attitudes towards Mental Illness en población adolescente. *Rev Psiquiatr Salud Ment.* 2016;9:150–7.
40. Navarro N, Cangas AJ, Aguilar-Parra JM, Gallego J, Moreno-San Pedro E, Carrasco-Rodríguez Y, et al. Propiedades psicométricas de la versión en castellano del Cuestionario de las Actitudes de los Estudiantes hacia la Esquizofrenia. *Psychol Soc Educ.* 2017;9:325–34.
41. Andrés-Rodríguez L, Pérez-Aranda A, Feliu-Soler A, Rubio-Valera M, Aznar-Lou I, Serrano-Blanco A, et al. Effectiveness of the «What's up!» intervention to reduce stigma and psychometric properties of the Youth Program Questionnaire (YPQ): Results from a cluster non-randomized controlled trial conducted in Catalan high schools. *Front Psychol.* 2017;8:1–12.
42. Pietrus M. Opening Minds Interim Report. Calgary: Mental Health Commission of Canada, 2013 Disponible en: https://www.mentalhealthcommission.ca/sites/default/files/opening_minds_interim_report_0.pdf.
43. Corrigan P. Beware the educational fix: Limitations of efforts to promote mental health literacy. *Psychiatr Serv.* 2018;69:469–71.
44. Thornicroft G, Mehta N, Clement S, Evans-Lacko S, Doherty M, Rose D, et al. Evidence for effective interventions to reduce mental-health-related stigma and discrimination. *Lancet.* 2016 Mar 12;387(10023):1123–32.
45. Corrigan PW. Lessons learned from unintended consequences about erasing the stigma of mental illness. *World Psychiatry.* 2016;15:67–73.
46. Mittal D, Corrigan P, Drummond KL, Porchia S, Sullivan G. Provider opinions regarding the development of a stigma-reduction intervention tailored for providers. *Health Educ Behav.* 2015 Oct 31.
47. Mckeague L, Hennessy E, O'Driscoll C, Heary C. Peer Mental Health Stigmatization Scale: Psychometric properties of a questionnaire for children and adolescents. *Child Adolesc Ment Health.* 2015;20:163–70.
48. Muñoz J, Fonseca-Pedrero E. Ten steps for test development. *Psicothema.* 2019 Feb;31:7–16.
49. World Medical Association. World Medical Association Declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects. *JAMA.* 2013;310:2191–4, <http://dx.doi.org/10.1001/jama.2013.281053>.
50. Marsh HW, Hau K-T, Wen Z. In search of golden rule: Comment on hypothesis testing approaches to setting cutoff value for fit indexes and danger in overgeneralizing Hu and Bentler's Fit Indexes (1999). *Structural Equation Modeling.* 2004;11:320–41.
51. Schermelleh-Engel K, Moosbrugger H, Müller H. Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods Psychol Res Online.* 2003;8:23–74.
52. Gadermann AM, Guhn M, Zumbo BD. Estimating ordinal reliability for likerttype and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Pract Assessm Res Evaluat.* 2012;17:1–13.
53. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling.* 2002;9:233–55.
54. IBM Corp Released 2013. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 22.0. Armonk, NY: IBM Corp; 2013.
55. Jores Kog K, Sorbom D. LISREL 8.7 for Windows (computer software). Lincolnwood, IL: Scientific International INC; 2004.
56. Lorenzo-Seva U, Ferrando PJ. Factor 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Appl Psychol Meas.* 2013;37:497–8.
57. Cohen J. *Statistical power analysis for the behavioral sciences.* 2.ª edición Hillsdale: Lawrence Erlbaum; 1988.
58. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *An Psicol.* 2014;30:1151–69.