

Investigación empírica y análisis teórico

Invarianza factorial de la escala Perfil de Estados de Ánimo (POMS) en adultos mexicanos

Factorial Invariance of the Profile of Mood States (POMS) scale in Mexican adults

Martínez-Soto, Joel ^{1*}; Cruz Torres, Christian Enrique ¹ y de la Roca Chiapas José María ¹,

Resumen:

Se examinó la validez estructural de la adaptación mexicana al castellano de la escala perfil de estados de ánimo (POMS) en muestras de adultos saludables y con enfermedades crónicas. Mediante un muestreo no probabilístico e intencional, participaron 530 adultos (edad promedio 35.71, $DE = 17$); 210 eran pacientes con enfermedades crónicas (cáncer y enfermedad renal) y el resto adultos saludables. Un análisis factorial exploratorio reveló un modelo de 38 reactivos y 6 factores con índices de consistencia interna aceptables. Un análisis factorial confirmatorio (AFC) evidenció índices adecuados de bondad de ajuste. Posteriores AFC multigrupo comparando las muestras de adultos sanos y de pacientes revelan la no equivalencia de la estructura en ambas muestras, fusionándose los factores anímicos negativos para la muestra de pacientes y una mejor distribución en la muestra de adultos saludables. Se proponen versiones alternativas diferentes para las muestras de adultos sanos y de pacientes.

Abstract:

The structural validity of the Mexican adaptation to Spanish of the Profile of Mood States Scale (POMS) was examined in samples of healthy and chronically ill adults. Through a non-probabilistic and intentional sampling, 530 adults participated (mean age 35.71, $SD = 17$); 210 were patients with chronic diseases (cancer and kidney disease) and the rest were healthy adults. An exploratory factor analysis revealed a model of 38 items and 6 factors with acceptable internal consistency indices. A confirmatory factor analysis (CFA) showed adequate goodness-of-fit indices. Subsequent multi-group CFA comparing the samples of healthy adults and patients reveal the non-equivalence of the structure in both samples, merging the negative mood factors for the sample of patients and a better distribution in the sample of healthy adults. Different alternative versions are proposed for healthy adult and patient samples.

Palabras Clave: *afecto, estados del humor, perfil de estados de ánimo, invarianza factorial.*

Keywords: *affect, mood states, profile of mood states, factorial invariance.*

¹Departamento de Psicología, División de Ciencias de la Salud, Universidad de Guanajuato, León, Gto. México.

*Correspondencia: masjmx@yahoo.com.mx

El estudio del afecto y su caracterización continúa siendo un tema de amplio interés en la investigación psicológica contemporánea (Sperry, Walsh, & Kwapil, 2020). La medición del afecto depende del estado transitorio de los aspectos emocionales que se evalúan. Esta valoración va de estados emocionales momentáneos a aquellos que son de mayor duración y menor intensidad que sus equivalentes emocionales (Pressman, Jenkins, & Moskowitz, 2019).

En esta dicotomía estado-rasgo de la caracterización del afecto se ubica el estudio de los estados del humor (Boyle, Helmes, Matthews, & Izard, 2015). La escala de perfil de estados de ánimo (Profile of Mood States, POMS, en adelante) es una lista de chequeo de adjetivos publicada por vez primera en Estados Unidos en 1971 como una medida que evalúa el afecto considerando una semana anterior (estados del humor) o en el momento actual (Heuchert & McNair, 2012). McNair, Lorr y Droppleman (1971) diseñaron el instrumento como una alternativa para la valoración del progreso psicológico de los pacientes que estaban bajo tratamiento farmacológico y/o psiquiátrico. Desarrollada sobre una serie de análisis factoriales, la escala evalúa 65 reactivos que comprenden en su versión original seis dimensiones clínicamente relevantes de estados de ánimo: Tensión, Depresión, Ira, Vigor, Fatiga y Confusión (McNair et al., 1971).

La escala ha logrado una amplia aceptación como medida de afecto en una diversidad de poblaciones de adultos saludables y de aquellas con enfermedades crónicas y trastornos psiquiátricos. En psicología se ha aplicado en diferentes contextos y áreas, empleándose con asiduidad en la investigación sobre psicología del deporte (LeUnes, 2002). En el ámbito clínico sobresale su uso en la evaluación de aspectos psicológicos de pacientes

con cáncer (e.g. Cherrier, Cross, Higano, & Minoshima, 2018) e insuficiencia renal (e.g. Song, Hu, Diao, Chen, & Jiang, 2018).

El cuestionario POMS es una escala internacional ampliamente documentada y traducida en diversos idiomas (Heuchert & McNair, 2012), entre ellos el castellano (Fernandez, Fernandez, & Pesqueira, 2000), siendo esta última objeto de interés para la presente investigación. Esta versión ha sido adaptada lingüísticamente y contrastada sobre muestras españolas de deportistas y no deportistas (e.g. Andrade, Arce, De Francisco, Torrado, & Garrido, 2013).

Una revisión sobre los antecedentes psicométricos del cuestionario en población española refiere algunas variaciones en cuanto a la confirmación de las dimensiones originales reportadas por McNair y cols., encontrándose la existencia de cinco (Balaguer, Fuentes, Mélia, García-Merita, & Pérez, 1993), seis (Andrade, Arce, & Seoane, 2002) y siete factores (Andrade, Fernandez, Arce, & Seoane, 2000). Dentro de estas muestras, se encuentran valores de moderados a altos en los índices de consistencia interna de las dimensiones del instrumento, siendo el factor de Amistad y Confusión los que menor confiabilidad tienen tanto en versiones extensas (Balaguer et al., 1993) como breves (Andrade et al., 2010; Andrade, Arce, De Francisco, Torrado, & Garrido, 2013).

Con la suposición de que la escala puede medir los mismos constructos en diferentes grupos, es decir, cuenta con equivalencia de medidas que puedan ser aplicables a diferentes poblaciones, Abalo, Lévy, Rial y Varela (2006) y Andrade y Rodríguez (2013) evaluaron la invarianza factorial de la escala POMS considerando una muestra de deportistas y no deportistas adultos. Los autores reportan un modelo de AFC reducido de 30 ítems para seis factores delimitados empíricamente, ex-

cluyendo el factor Confusión identificado en Andrade et al. (2010). Los análisis factoriales multigrupo obtenidos denotaron que los ítems no sólo medían los mismos constructos latentes, sino que también evaluaban cada constructo de forma equiparable en ambos grupos. En general se observa que en el seguimiento de las propiedades psicométricas de la versión española del cuestionario POMS, una de las características comunes a los análisis de la estructura es la reducción del número de factores con la exclusión del factor Confusión. En los estudios realizados poco se conoce sobre otro tipo de evidencias de validez entre ellas del tipo concurrente y predictiva. Tampoco existen datos sobre la confiabilidad test retest como se ha abordado en otras versiones (Beedie, Terry, & Lane, 2000; Heuchert & McNair, 2012). De la misma forma, las propiedades psicométricas de la versión castellana en contextos ajenos a la psicología del deporte (e.g. clínicos) han sido poco documentadas.

A pesar de ser una escala internacional y de su gran uso en diferentes poblaciones y contextos, el empleo de la escala POMS en población latinoamericana ha sido escaso (Perczek, Carver, Price, & Pozo-Kaderman, 2000). En Colombia, considerando nuevamente el ámbito deportivo, Moreno (2004) intentó validar sin éxito una versión reducida de 24 reactivos de la escala POMS A (Terry, Lane, Lane, & Keohane, 1999) encontrando dificultades para confirmar los factores predeterminados del instrumento. Aunque México y España comparten un substrato lingüístico común, ambos países pertenecen a contextos sociales y culturales que suponen características idiosincrásicas diferenciadas, en donde el significado de las palabras, aun en el mismo idioma puede presentar diferencias culturales (Fierro & Moreno, 2007). Considerando la importancia de la adaptación cultural como

mecanismo que: (a) da cuenta de equivalencia lingüística, (b) realza la validez de contenido del instrumento a nivel conceptual y (c) asegura la retención de las propiedades psicométricas de validez y confiabilidad de un reactivo y a su vez a nivel escalar (Beaton, Bombardier, Guillemin, & Ferraz, 2000), Martínez-Soto, de la Roca y Ramos-Frausto (2015) llevaron a cabo una adaptación cultural de la escala POMS en población mexicana considerando la versión castellana de Arce, Andrade y Seoane (2000). Los autores realizaron una adaptación semántica a 15 adjetivos utilizando palabras o frases alternativas coherentes con su significado original y comprensibles en población mexicana conservándose un 76% de la redacción original al castellano (Arce et al. 2000). En dicho estudio, Martínez-Soto y cols. (2015) documentaron la validez discriminante de las dimensiones de la escala (sensibilidad de la escala a niveles de fatiga y energía mental-vigor percibidos) en una muestra de adultos practicantes de actividades con la naturaleza al aire libre ($n = 111$), pacientes con cáncer ($n = 104$) y estudiantes de ciencias de la salud ($n = 147$). De la misma forma dieron cuenta de la validez concurrente de la escala con respecto al inventario de depresión de Beck, quedando pendiente por documentar evidencias relacionadas con la validez de constructo.

En vista de lo anterior, el presente estudio tiene como objetivo examinar la validez estructural de la adaptación mexicana (Martínez-Soto et al., 2015) de la versión al castellano de la escala POMS (Arce et al., 2000). A diferencia de los estudios en población española, donde se ha trabajado con muestras de deportistas y no deportistas, el presente estudio aborda muestras de adultos saludables y con enfermedades crónicas (cáncer y con enfermedad renal). Asimismo, a través del empleo de AFCs se pretende verifi-

car tanto la idoneidad de los modelos propuestos en los dos grupos muestrales como su invarianza en diferentes niveles.

Método

Participantes

Se parte de una selección muestral no probabilística e intencional. Se contó con las respuestas de 530 participantes (edad promedio de 35.71 años, $DE = 17$ años). Doscientos diez eran pacientes diagnosticados que recibían tratamiento médico en la Unidad Médica de Alta Especialidad (UMAE) No. 1 del Instituto Mexicano del Seguro Social, Guanajuato, México. De ellos, 168 estaban bajo tratamiento para atender algún tipo de cáncer (102 mujeres y 62 varones; rango de edad 16-83 años, $DE = 15.25$) o enfermedad renal $n = 42$ (18 mujeres y 24 varones; rango de edad 23-58 años, $DE = 16.78$). Los 320 restantes eran adolescentes y adultos de población general y mismo entorno sociocultural sin ningún auto reporte de padecimiento alguno diagnosticado (211 mujeres y 93 varones; rango de edad 15-68 años, $DE = 11.15$).

Instrumento

La adaptación mexicana (Martínez-Soto et al., 2015) de la versión al castellano de la escala POMS (Arce et al., 2000) cuenta con 63 reactivos y un formato de respuesta habitual de 5 categorías ordenadas (1 = para nada hasta 5 = extremadamente). Consta de 7 factores: Tensión, se define por adjetivos que reflejan incrementos en la tensión músculo esquelética (8 ítems; $\alpha=.80$), Depresión o estados de ánimo depresivos acompañados por un sentimiento de inadecuación personal (14, $\alpha=.92$), Cólera, cuyo factor representa un sentimiento de ira y antipatía hacia los demás (12, $\alpha=.93$), Vigor, comprende adjetivos que sugieren un estado de ánimo de vigorosidad, euforia y energía elevada (8, $\alpha=.74$), Fatiga, correspon-

de a un estado de abatimiento (desgaste), inercia y bajo nivel de energía (7, $\alpha=.87$), Confusión, cuyos ítems se caracterizan por dar cuenta de estados anímicos relacionados con la desorientación y multiplicidad de pensamiento (7, $\alpha=.81$) y Amistad, cuyo factor alude a un estado de ánimo positivo, de buena disposición hacia los demás (7, $\alpha=.71$).

Procedimiento

Consistió en la aplicación de la escala de forma autoadministrable y guiada por parte de los investigadores responsables del presente estudio. La recolección de datos para los pacientes se llevó a cabo en las instalaciones de UMAE No. 1, mientras que para los adultos saludables se llevaron a cabo en las instalaciones de un centro educativo de educación superior y en diversos espacios públicos de la ciudad de anonimato. Se siguió un protocolo estándar de instrucciones para cada aplicación tomando en cuenta la recolección de las variables sociodemográficas (sexo, edad), clínicas (tipo de enfermedad crónica y otras características de la enfermedad no reportadas en el presente estudio) y psicológicas (perfil de estados de ánimo) siguiendo para esta última la instrucción habitual: cómo se ha sentido durante la última semana, incluyendo el día de hoy (Andrade & Rodríguez, 2018). Cada aplicación tuvo una duración aproximada de 10 minutos en promedio.

Directrices éticas

El estudio forma parte de un protocolo de investigación denominado "Perfil anímico en pacientes con enfermedades crónicas: su relación con variables clínicas y sociodemográficas", aprobado previamente por el Comité de Ética en Investigación del Hospital de Especialidades No. 1, Bajío, León, Guanajuato (R-2020-1001-010). Todos los participantes otorgaron su consentimiento informado por escri-

to para participar de manera anónima y voluntaria y sin compensación económica alguna.

Análisis de datos.

La muestra total fue repartida aleatoriamente en dos bases de datos diferentes. Una de estas bases, con 272 casos, fue utilizada para poner a prueba la estructura del instrumento mediante el AFE utilizando el método de extracción de máxima verosimilitud con rotación varimax, tomando como criterio mínimo para la extracción de un factor un valor propio igual a 1. El AFC y los análisis de comparación multigrupos se realizaron con el programa AMOS 22 (Arbuckle, 2013) en la base que agrupó los 258 casos restantes. Para estimar la consistencia interna de cada factor se utilizó la fórmula alfa de Cronbach. Estos valores se compararon después entre los diferentes grupos utilizando la prueba de Feldt

mediante el sistema COCRON (Diedenhofen & Musch, 2016).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

El AFE obtuvo valores Kaiser-Meyer-Olkin=.91, y $\chi^2=4772.14$, $gl=703$, $p<.001$ en la prueba de esfericidad de Bartlett, indicando que el tamaño de la muestra y la varianza compartida entre los elementos de la matriz hacen viable la extracción de factores. Se observó una estructura de seis factores con un valor propio superior a 1 que agrupan 38 de los 63 reactivos originales. Los 25 reactivos descartados presentaron cargas factoriales inferiores a .40 o cargas superiores a .40 en más de un factor. Los seis factores explicaron en conjunto el 48.37% de la varianza, con niveles de consistencia interna por arriba de .68 en todos los casos (ver Tabla 1).

Tabla 1.

Solución factorial usando el método de extracción de máxima verosimilitud de la escala POMS

	Dimensión					
	Cólera/Confusión	Fatiga	Vigor	Tensión	Depresión	Amistad
<i>M</i>	1.54	2.23	3.21	2.36	1.96	3.54
<i>DE</i>	.63	.89	.70	.81	.95	.77
Alfa de Cronbach	.90	.87	.80	.81	.75	.68
Porcentaje de varianza explicada	15.58	9.55	8.64	6.88	4.28	3.41
Escala						
37. Con rabia	.791	.129	.007	.127	.073	-.014
50. Amargado	.685	.084	-.159	.038	.057	.116
49. Agresivo	.682	.139	.000	.176	.016	-.034
60. Culpable	.654	.160	-.003	.136	.170	.112
31. Resentido	.651	.149	.024	.259	.214	-.048
51. Furioso	.650	.109	-.064	.109	.191	-.053
46. Desvalido	.614	.179	-.026	.058	.114	-.077
42. Abatido	.592	.322	-.216	.178	.140	.087
55. De mal genio	.566	.303	-.172	.241	.108	.002

Tabla 1.

Solución factorial usando el método de extracción de máxima verosimilitud de la escala POMS (continuación)

35. Aturdido	.528	.160	-.082	.170	.033	.017
45. Rebelde	.509	.162	.174	.196	.018	-.019
22. Rencoroso	.479	.106	.158	.213	.291	-.177
47. Cansado	.208	.780	-.071	.156	.060	.029
63. Agotado	.173	.741	-.187	.207	.128	.049
38. Exhausto	.280	.716	-.029	.223	-.017	-.053
44. Débil	.334	.633	-.124	-.019	.315	-.104
27. Fatigado	.250	.624	-.155	.182	.100	.000
10. Agitado	.235	.410	-.028	.270	.164	.054
54. Lleno de energía	-.021	-.278	.659	-.043	-.211	.142
53. Seguro de sí mismo	-.137	-.015	.628	-.127	-.124	.068
52. Eficiente	-.071	-.029	.621	.047	.013	-.014
7. Animado	-.073	-.053	.597	-.223	-.053	.111
61. Vigoroso	.106	-.113	.596	-.020	.006	.167
1. Amigable	-.045	-.178	.534	-.217	-.123	.208
49. Alerta	.025	.058	.498	-.070	.060	.078
15. Activo	-.103	-.112	.400	.166	-.033	.177
16. Estresado	.242	.201	-.042	.656	.045	-.056
2. Tenso	.182	.143	-.044	.607	.159	-.038
3. Enfadado	.371	.325	-.045	.542	.233	-.082
32. Nervioso	.203	.318	-.129	.471	.138	-.005
24. Intranquilo	.358	.204	-.169	.468	.254	.092
26. Distráido	.284	.108	-.119	.448	-.030	.145
18. Melancólico	.272	.223	-.133	.241	.621	.200
14. Triste	.364	.222	-.189	.302	.586	.026
43. Desesperanzado	.388	.164	-.048	.060	.476	-.028
28. Dispuesto a ayudar a los demás	-.012	-.121	.346	.060	.134	.598
13. Considerado con los demás	-.010	.074	.265	-.031	.008	.591
23. Comprensivo	.042	.030	.327	-.001	-.018	.513

Nota: La rotación convergió en siete iteraciones Las ponderaciones de factores $>.40$ están en negritas. Fuente: Elaboración propia.

Análisis Factorial Confirmatorio

Dado que la gran cantidad de reactivos de la escala puede aportar covariación que genere problemas artificiales de ajuste, se siguió el proceso de formación de parcelas propuesto por Little, Cunningham, Shahar y Widaman (2002). Dentro de cada factor se seleccionaron aleatoriamente grupos de tres reactivos que fueron promediados después en una nueva variable (parcela). Las variables observadas presentaron cargas significativas sobre sus respectivas variables latentes, con valores critical ratio entre 8.33 y 20.32 y valores de $p < .001$ para todas las cargas. Como se observa en la Figura 1 las covarianzas entre los factores son teóricamente consistentes, encontrándose índices adecuados de bondad de ajuste (RMR=.029; GFI=.942; AGFI= .915;

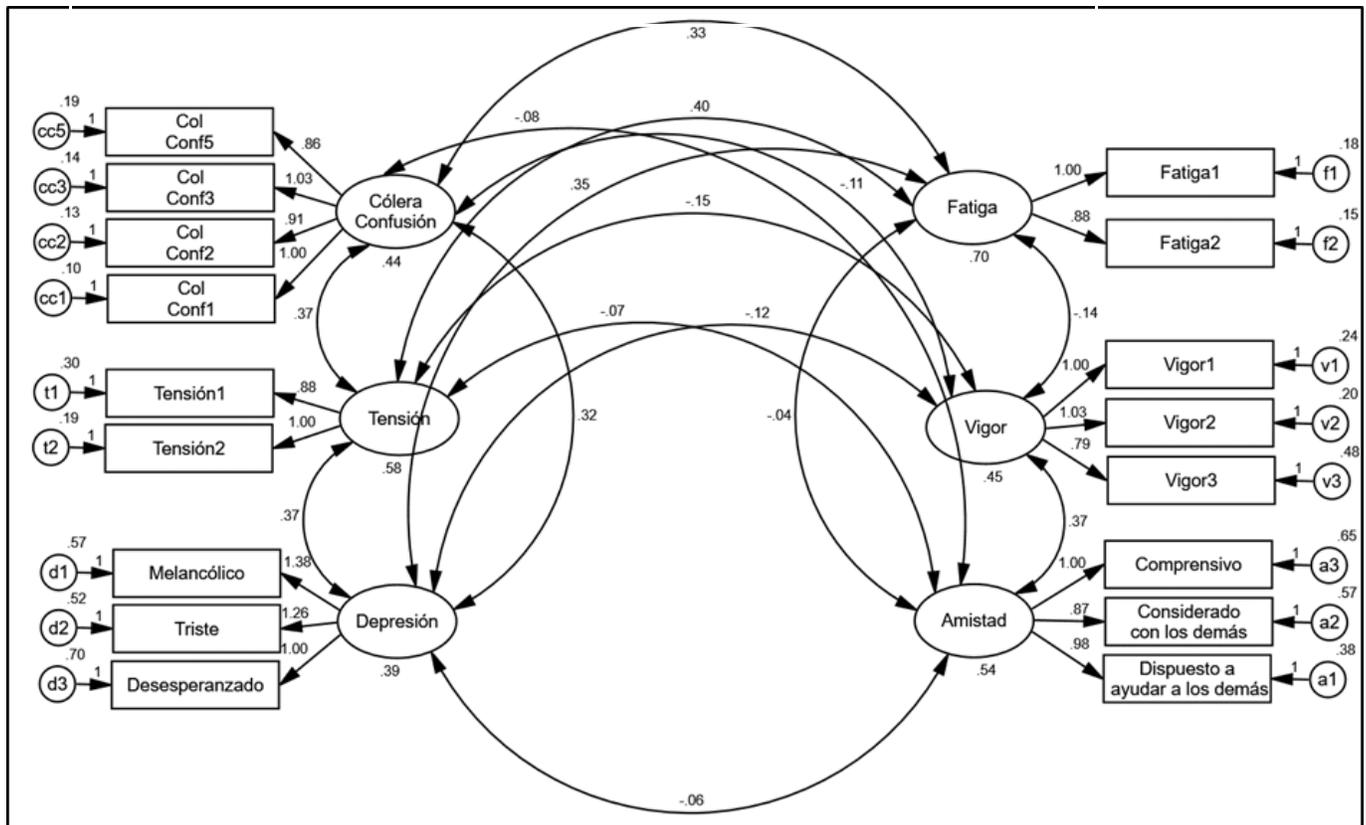
CFI=.987; RMSEA=.033 [IC 90% .012, .049], con excepción del indicador χ^2 (133.27, $p=.028$), señalando la existencia de discrepancias que alcanzan significancia estadística entre el modelo propuesto y las relaciones observadas en el análisis (Levy & Varela, 2003).

Comparación multigrupos

En la comparación multigrupo se analizó la invarianza de la estructura factorial de la escala entre la muestra de adultos sanos y la de pacientes de enfermedades crónicas. Los indicadores mostraron un ajuste adecuado del modelo sin restricciones (CFI = .96; RMSEA = .04 [IC 90% = .02,.05]). Al analizar las cargas factoriales se observó que todas estas son

Figura 1.

Análisis factorial confirmatorio para el modelo de máxima verosimilitud.



Fuente: Elaboración propia.

significativas en ambos grupos ($p < .00$), con valores de critical ratio entre 4.26 y 16.51 para la muestra de pacientes, y entre 6.03 y 13.17 para la muestra de adultos sanos. Considerando los valores significativos de estas cargas, que el indicador CFI es superior a .95 y que el valor RMSEA es menor a .05, se puede concluir que el modelo sin restricciones es equivalente en ambos grupos. En el siguiente nivel se puso a prueba la equivalencia métrica del modelo, lo cual indicaría que la magnitud de las cargas factoriales sobre sus respectivas variables latentes es equivalente en ambos grupos. Este análisis mostró valores de $\chi^2 = 314.46$, $gl = 219$, $p < .001$ y de CFI = .95. Estos valores en comparación con el modelo sin restricciones resultaron en valores de $\Delta\chi^2 = 20.29$, $gl = 11$, $p = .04$ y $\Delta CFI = .00$. El decremento en el CFI fue menor al .01 considerado por Cheung y Rensvold (2002) como el máximo tolerable para indicar la equivalencia métrica del modelo, pero las discrepancias en el indicador $\Delta\chi^2$ rebasaron el nivel de significancia de .05, indicando di-

ferencias significativas en las cargas factoriales entre ambas muestras y que el instrumento no tiene equivalencia métrica entre ellas.

Para identificar posibles diferencias en la consistencia interna se compararon los valores alfa de Cronbach obtenidos en cada muestra para cada sub escala en la misma base en la que se realizó el AFC. Para ello se utilizó el sistema COCRON (Diedenhofen & Musch, 2016), que compara los valores alfa mediante la prueba de Feldt, considerando un nivel de confianza del 95%. Como se observa en la Tabla 2, la consistencia interna de las dimensiones POMS de Fatiga, Vigor, Tensión y Depresión resultó equivalente entre las dos muestras. Por su parte, la escala Cólera/ Confusión tuvo mayor consistencia interna para la muestra de pacientes con enfermedades crónicas y la escala de amistad obtuvo una mayor consistencia interna para la muestra de adultos sanos, siendo estas diferencias estadísticamente significativas.

Tabla 2.

Comparación de los valores alfa de Cronbach mediante la prueba de Feldt para cada sub escala de la estructura factorial del instrumento POMS

	Cólera/					
	Confusión	Fatiga	Vigor	Tensión	Depresión	Amistad
Pacientes con enfermedades crónicas	.929	.853	.804	.835	.753	.636
Adultos sanos	.879	.854	.813	.788	.666	.786
χ^2	6.8	0.001	0.051	1.31	1.31	4.33
gl	1	1	1	1	1	1
p	<.001	.97	.82	.25	.25	.03

Fuente: Elaboración propia.

El análisis de invarianza mostró que la estructura factorial previamente identificada no es la misma para las muestras de pacientes y adultos sanos, siendo necesario identificar la estructura factorial específica para cada muestra. Con este objetivo se realizaron AFEs independientes, buscando identificar los factores adecuados en cada muestra y sus reactivos. Se analizaron 320 casos de la base de adultos sanos y 210 de la base de pacientes con enfermedades crónicas. Estos tamaños de muestra ya no permitieron dividir las bases para realizar posteriormente AFCs. Como se observa en la Tabla 3, la solución factorial para la muestra de adultos sanos quedó compuesta de 34 reactivos organizados en cinco factores, todos con valores alfa de Cronbach de .70 y superiores. Se observaron puntajes por arriba de la media teórica de la escala ($M = 3.51$, $DE = .64$) solo para el factor Amistad/Vigor, mientras que los otros factores,

todos con un tono emocional negativo, presentaron puntajes por debajo de la media teórica.

La solución factorial en la muestra de pacientes de enfermedades crónicas se conformó de 32 reactivos organizados en cuatro factores, todos con elevados valores de consistencia interna. Como en la muestra de adultos sanos, las dimensiones Amistad y Vigor se integraron en un solo factor, observándose además un factor claro para la dimensión Fatiga. Sin embargo, las dimensiones Cólera, Depresión y Tensión se integraron en dos factores. Aunque ambos tienen una connotación emocional negativa, el factor Cólera/Depresión integró reactivos de mayor intensidad, por ejemplo, con rabia y abatido, mientras que el factor Tensión/tristeza incorporó los reactivos de mal genio y triste (ver Tabla 4).

Tabla 3.

Solución factorial mediante el método de extracción de máxima verosimilitud de la escala POMS para la muestra de adultos sanos

	Amistad/				
	Depresión	Vigor	Fatiga	Tensión	Cólera
Promedio	1.62	3.51	2.25	2.35	1.6
Desviación estándar	.606	.644	.902	.737	.657
Alfa de Cronbach	.882	.808	.875	.831	.700
% Varianza explicada	13.71%	8.79%	8.58%	8.25%	6.27%
Desanimado	.707	-.107	.261	.280	.112
Desdichado	.650	-.145	.138	.039	.318
Solo	.614	-.145	.125	.104	.084
Triste	.603	-.162	-.008	.328	.124
Desalentado	.587	-.113	.177	.306	.112
Desesperanzado	.561	-.168	-.026	.220	.152
Melancólico	.553	.005	.096	.266	.093
Con remordimientos	.526	.034	.056	.235	.202
Abatido	.509	-.085	.277	.257	.313
Inútil	.495	-.109	.214	-.008	.295
Infeliz	.478	-.188	.130	-.056	.110

Tabla 3.

Solución factorial mediante el método de extracción de máxima verosimilitud de la escala POMS para la muestra de adultos sanos (continuación)

Amable	-.068	.667	-.040	-.041	-.193
Considerado con los demás	.084	.624	.026	.036	-.043
Feliz	-.300	.598	-.108	-.082	-.129
Comprensivo	-.008	.596	-.055	-.062	-.041
Amigable	-.204	.583	-.057	-.175	-.003
Animado	-.193	.566	-.032	-.071	.046
Activo	-.117	.517	-.083	.029	.029
Sensato	-.035	.468	-.010	-.070	.021
Exhausto	.118	-.104	.778	.142	.230
Cansado	.152	-.050	.738	.250	.005
Agotado	.217	-.057	.737	.282	.068
Fatigado	.180	-.109	.687	.282	.042
Estresado	.133	-.099	.259	.623	.055
Nervioso	.223	-.020	.254	.537	.189
Irritable	.307	-.074	.238	.508	.363
Tenso	.132	-.158	.116	.492	.139
Ansioso	.241	-.003	.314	.477	.274
Enfadado	.270	-.052	.217	.474	.329
Intranquilo	.358	-.062	.207	.435	.080
Agresivo	.220	-.113	.058	.204	.715
Furioso	.342	-.076	.048	.156	.560
Rebelde	.151	.061	.041	.118	.444
De mal genio	.293	-.152	.208	.275	.442

La rotación convergió en seis iteraciones. Las ponderaciones de factores >.40 están en negritas. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4.
Solución factorial mediante el método de extracción de máxima verosimilitud de la escala POMS para la muestra de pacientes con enfermedades crónicas

	Cólera/ Depresión	Tensión/ Depresión	Fatiga	Amistad/ Vigor
Promedio	1.54	2.04	2.44	3.27
Desviación estándar	.763	.906	1.023	.686
Alfa de Cronbach	.903	.899	.877	.824
% Varianza explicada	15.42%	13.36%	11.08%	10.55%
37. Con rabia	.880	.237	.152	.021
31. Resentido	.819	.297	.098	-.075
60. Culpable	.692	.216	.154	-.082
46. Desvalido	.642	.220	.265	-.046
34. Desdichado	.596	.312	.193	-.082
42. Abatido	.553	.262	.351	.002
51. Furioso	.532	.445	.160	-.057
9. Con remordimientos	.503	.348	.066	-.042
22. Rencoroso	.478	.365	.068	.076
55. De mal genio	.371	.674	.200	-.042
3. Enfadado	.261	.670	.194	-.053
14. Triste	.244	.658	.374	-.005
12. Enojado	.258	.651	.109	-.107
17. Irritable	.390	.581	.254	-.053
24. Intranquilo	.372	.542	.180	-.044
11. Desalentado	.233	.538	.281	-.063
30. Desanimado	.446	.530	.268	-.171
44. Débil	.215	.217	.812	.036
47. Cansado	.161	.290	.745	.111
63. Agotado	.155	.359	.688	.000
38. Exhausto	.321	.199	.623	-.059
27. Fatigado	.188	.245	.597	-.108
36. Feliz	-.104	-.221	-.038	.686
41. Amable	-.079	-.123	.064	.620
23. Comprensivo	.009	-.039	.187	.600
53. Seguro de sí mismo	-.115	-.090	-.017	.599
52. Eficiente	-.099	.010	-.141	.597
28. Dispuesto a ayudar a los demás	-.012	.110	.058	.565
61. Vigoroso	.141	.052	-.212	.534
13. Considerado con los demás	-.049	-.076	.090	.511
19. Con energía	-.021	.071	-.439	.497
49. Alerta	.054	-.019	-.072	.467

Notas: La rotación convergió en 6 iteraciones. Para estimar los descriptivos de cada factor, los puntajes de los reactivos con cargas superiores a .4 en más de un factor fueron promediados en el factor donde presentaron mayor carga factorial. Las ponderaciones de factores >.40 están en negritas.

Discusión

El presente estudio se diseñó con el objetivo de documentar la validez estructural de la adaptación mexicana de la versión al castellano de la escala POMS en muestras de adultos con enfermedades crónicas y saludables. Se examinó el grado por el cual la adaptación mexicana es capaz de evaluar los mismos factores de la versión original y de las versiones procedentes del castellano (Fernández et al., 2000). Los resultados revelan que la estructura del estado de ánimo, partiendo de los reactivos que componen el instrumento, es diferente para la muestra de adultos sanos y para la muestra de pacientes. Esta estructura es más clara, con fronteras más evidentes entre cada dimensión en la muestra de adultos sanos, mientras que las dimensiones tienden a mezclarse para la muestra de pacientes. Lo anterior concuerda con los resultados de MacNair (McNair et al., 1971) que mostraban que las poblaciones no clínicas son capaces de establecer diferencias más claras entre los diferentes estados de ánimo. En ambas muestras, como en estudios previos sobre este instrumento (Andrade et al., 2002, 2010; Balaguer et al., 1993), se observa que los reactivos de la dimensión Confusión no logran reunirse en un factor estable, siendo difícil su réplica. McNair et al. (1992) refieren que dicho factor puede representar un estado de ineficiencia cognitiva, un estado del humor o ambos. Como en estudios previos, el componente denominado Amistad no se replica consistente ni independientemente (Wyrwich & Yu, 2011), sobreponiéndose con la dimensión de Vigor, sugiriendo ser una cualidad positiva de empatía hacia los demás asociada a un estado de ánimo energético (Lyubomirsky, King, & Diener, 2005). Para el grupo de población saludable, se ha obtenido una versión depurada de la escala POMS con 34 reactivos, con cuatro factores de ca-

rácter negativo (Cólera, Fatiga, Tensión, Depresión) y uno con carácter positivo (Vigor-Amistad) mismos que en su conjunto explican el 45.6% de la varianza explicada y e índices de consistencia interna de .70 a .88. Estos últimos parámetros se acercan a las estimaciones encontradas en las versiones cortas y extensas al castellano de la escala POMS en población de deportistas y estudiantes universitarios (e.g. Andrade et al., 2000; 2002).

Esta versión comparte con su antecedente más reciente al castellano (Andrade et al., 2013) un 76% de los reactivos. Respecto a la composición factorial de la muestra con enfermedades crónicas, es de destacarse la fusión de los factores Cólera-Depresión y Tensión-Depresión. Lo anterior podría explicarse debido a que, en población clínica, la vivencia psicológica de un estado de ánimo deprimido puede ser un aspecto catalizador de tensión y cólera, y por tanto incrementar la relación con respecto a otros estados de ánimo negativos, donde la depresión, cólera y tensión pueden experimentarse simultáneamente (Cella et al., 1987). Por otra parte, en población sin compromiso clínico, los estados anímicos negativos pueden manifestarse de manera más diferenciada. Lane y Terry (2000) refieren que en población deportista la tensión puede experimentarse tanto en presencia y ausencia de sintomatología depresiva, y en contraste, la sintomatología depresiva rara vez se experimenta en la ausencia de tensión. Si bien la escala POMS contiene seis subescalas derivadas factorialmente, algunos autores sugieren que la diferenciación entre estas puede ser cuestionable (Cella et al., 1987; Guadagnoli & Mor, 1989; Morris & Salmon, 1994; Reddon, Marceau, & Holden, 1985). Norcross, Guadagnoli y Prochaska (1984) examinaron la estructura factorial de la escala POMS en dos muestras separadas y reportaron evidencia a favor de solamente

tres subescalas (Cólera, Vigor y Fatiga). De las 26 intercorrelaciones reportadas en el manual POMS respecto a los 5 factores negativos, el promedio y mediana de los coeficientes es de .60 (McNair et al., 1971), lo anterior es congruente con la tendencia a encontrarse altas intercorrelaciones entre las subescalas de estados de ánimo en las mediciones de estados del humor (Boyle, 1985). Debe referirse también que la tendencia de fusión entre factores negativos ha sido encontrada tanto en la versión original de la escala como en la adaptación a otros lenguajes (e.g. Wald & Mellenbergh, 1990; Yeun & Shin-Park, 2006).

A la fecha, el empleo de versiones breves de la escala POMS y el uso de sus subescalas continúan siendo empleadas en una diversidad de poblaciones clínicas diferentes a las abordadas tradicionalmente en la validación de la escala (Clausi et al., 2019; Haenen, Nyklíček, van Son, Pop, & Pouwer, 2016; Muise, Bergeron, Impett, Delise, & Rosen, 2018). En la mayoría de dichos estudios, un problema común es que no existe información sobre la validez de constructo (e.g. evidencia factorial) de la escala POMS. De acuerdo a lo obtenido en la presente investigación, parece ser que los constructos subyacentes a la vivencia de los estados anímicos pueden ser diferente en individuos saludables y en aquellos en condiciones clínicas. Esta aseveración deberá seguirse contrastando empíricamente en futuros estudios.

Aunque es deseable que un instrumento muestre las mismas estructuras y propiedades psicométricas a través de diferentes muestras, debe considerarse que las muestras aquí comparadas son radicalmente distintas en factores importantes como edad y estado de salud. Las diferencias encontradas pueden apuntar a que el instrumento no es igualmente válido

en ambas muestras, pero, dados los buenos niveles de consistencia interna en la muestra de pacientes, debe considerarse la posibilidad de utilizar diferentes versiones de la prueba para cada muestra. Incluso si las estructuras factoriales no reflejan la estructura teórica original, las discrepancias observadas entre las muestras y con la teoría de origen pueden apuntar a diferentes estructuras del estado de ánimo, que dependerían entre otras cosas de factores como la edad y las condiciones de salud y calidad de vida. Debido a que una de las limitantes de la presente investigación fue el tamaño muestral en pacientes con enfermedades crónicas, se espera que futuros estudios puedan considerar muestras más amplias de pacientes con diferentes enfermedades crónicas para llevar a cabo análisis factoriales confirmatorios que permitan replicar los hallazgos obtenidos. Consistentemente con las adaptaciones culturales de la escala POMS, en el presente estudio se obtuvieron un par de versiones cortas de dicha escala aplicables para un contexto clínico y no clínico en idioma español, posibilitando su aplicación en forma confiable y rápida.

Conclusiones

El instrumento POMS muestra una estructura factorial que pierde parte de sus reactivos originales, pero refleja con la muestra en general una estructura factorial congruente con lo teóricamente esperado. Sin embargo, la comparación entre la muestra de pacientes y adultos sanos presenta diferencias importantes en la estructura que dejan entrever la necesidad de emplear versiones diferentes en ambas muestras. Por lo anterior se considera que es importante considerar la posibilidad de tomar en cuenta nuevas versiones de origen en población general y clínica, motivando la exploración de mayores evidencias empíricas sobre

la equivalencia de este instrumento en diferentes poblaciones y contextos de aplicación.

Agradecimientos

Por su contribución para la obtención de los participantes del estudio agradecemos al Dr. Victor Manuel Ramos Frausto... in memoriam.

Referencias

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples En J. Varela y J. Pierre (Coords.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 259-278). Netbiblo: Madrid.
- Andrade, E., & Rodriguez, D. (2018). Factor structure of mood over time frames and circumstances of measurement: Two studies on the Profile of Mood States questionnaire. *PLoS ONE* 13(10), e0205892. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0205892>
- Andrade, E., Arce, C., & Seoane, G. (2002). Adaptación al español del cuestionario Perfil de los Estados de Ánimo en una muestra de deportistas. *Psicothema*, 708-713.
- Andrade, E., Arce, C., De Francisco, C., Torrado, J., & Garrido, J. (2013). Versión breve en español del cuestionario POMS para deportistas adultos y población general. *Revista de Psicología del Deporte*, 22(1), 95-102.
- Andrade, E., Arce, C., Torrado, J., Garrido, J., De Francisco, C., & Arce, I. (2010). Factor Structure and Invariance of the POMS Mood State Questionnaire in Spanish. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(1), 444-452. <https://doi.org/10.1017/S1138741600003991>
- Andrade, E., Fernandez, A., Arce, C., & Seoane, G. (2000). Aportaciones del POMS a la medida de ánimo de los deportistas: Estado de la cuestión. *Revista de Psicología del Deporte*, 9, 7-20.
- Arbuckle, J. L. (2013). *Amos* (Versión 22.0) [Programa de cómputo]. Chicago: SPSS.
- Arce, C., Andrade, E., & Seoane, G. (2000). Problemas semánticos en la adaptación del POMS al castellano. *Psicothema*, 12(2), 47-51.
- Balaguer, I., Fuentes, I., Méliá, J., García-Merita, M., & Pérez, G. (1993). El perfil de los estados de ánimo (POMS): Baremos para estudiantes valencianos y su aplicación en el contexto deportivo. *Revista de Psicología del Deporte*, 4, 39-52.
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the Process of Cross-Cultural Adaptation of Self-Report Measures. *Spine*, 25(24), 3186-3191. doi:10.1097/00007632-200012150-00014
- Beedie, C. J., Terry, P. C., & Lane, A. M. (2000). The profile of mood states and athletic performance: Two meta-analyses. *Journal of Applied Sport Psychology*, 12(1), 49-68. <https://doi.org/10.1080/10413200008404213>
- Boyle, G. J. (1985). A reanalysis of the higher-order factor structure of the Motivation Analysis Test and the Eight State Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 6(3), 367-374. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(85\)90061-3](https://doi.org/10.1016/0191-8869(85)90061-3)
- Boyle, J. G., Helmes, E., Matthews, G., & Izard, C. E. (2015). Measures of affect dimensions. En G. J. Boyle, D. H. Saklofske, & G. Matthews, (Eds.), *Measures of personality and social psychological constructs* (págs. pp. 190-224). Oxford: Academic Press.
- Cella, D. F., Jacobsen, P. B., Orav, E. J., Holland, J. C., Silberfarb, P. M., & Rafla, S. (1987). A brief poms measure of distress for cancer patients. *Journal of Chronic Diseases*, 40(10), 939-942. [https://doi.org/10.1016/0021-9681\(87\)90143-3](https://doi.org/10.1016/0021-9681(87)90143-3)
- Cherrier, M. M., Cross, D. J., Higano, C. S., & Minoshima, S. (2018). Changes in cerebral metabolic activity in men undergoing androgen deprivation therapy for non-metastatic prostate cancer. *Prostate Cancer and Prostatic Diseases*. <https://doi.org/10.1038/s41391-018-0037-x>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Clausi, S., Lupo, M., Olivito, G., Siciliano, L., Contento, M. P., Aloise, F., ... Leggio, M. (2019). Depression disorder in patients with cerebellar damage: Awareness of the mood state. *Journal of Affective Disorders*, 245, 386-393. doi:10.1016/j.jad.2018.11.029
- Diedenhofen, B., & Musch, J. (2016). COCRON: A web interface and R package for the statistical comparison of Cronbach's alpha coefficients. *International Journal of Internet Science*, 51-

- 60.
- Fernandez, C. A., Fernandez, E. M., & Pesqueira, G. S. (2000). *Spanish adaptation of the Profile of Mood States (POMS)*. *Psicothema*, 47-51.
- Fierro, D. & Moreno, A. (2007). Emerging adulthood in Mexican and Spanish youth – Theories and realities. *Journal of Adolescent Research*, 22, 476-503. <https://doi.org/10.1177/0743558407305774>
- Guadagnoli, E., & Mor, V. (1989). Measuring cancer patients' affect: Revision and psychometric properties of the Profile of Mood States (POMS). *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 1 (2), 150–154. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.1.2.150>
- Haenen, S., Nyklíček, I., van Son, J., Pop, V., & Pouwer, F. (2016). Mindfulness facets as differential mediators of short and long-term effects of Mindfulness-Based Cognitive Therapy in diabetes outpatients: Findings from the DiaMind randomized trial. *Journal of Psychosomatic Research*, 85, 44–50. doi:10.1016/j.jpsychores.2016.04.006
- Heuchert, J. P., & McNair, D. M. (2012). *Profile of Mood States (2nd ed.): POMS 2*. North Tonawanda, NY: Multi-Health Systems.
- Lane, A. M., & Terry, P. C. (2000). The nature of mood: Development of a conceptual model with a focus on depression. *Journal of Applied Sport Psychology*, 12(1), 16–33. <https://doi.org/10.1080/10413200008404211>
- LeUnes, A. (2002). *Bibliography on psychological tests used in research and practice in sport and exercise psychology*. Lewiston, NY: Mellen Press.
- Levy, J. & Varela, M. (2003). *Análisis multivariable para las Ciencias Sociales*. Madrid: Pearson. Prentice Hall.
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 151–173. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_1
- Lyubomirsky, S., King, L., & Diener, E. (2005). The Benefits of Frequent Positive Affect: Does Happiness Lead to Success? *Psychological Bulletin*, 131(6), 803–855. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.131.6.803>
- Martínez Soto, J., De la Roca, C. J., & Ramos Frausto, V. (2015). Propiedades psicométricas de la Escala de Perfil de Estados del Humor en Población Mexicana. *Memorias del Congreso Mexicano de Psicología*, 322-323.
- McNair, D. M., Lorr, M., & Droppleman, L. F. (1971). *EITS manual for the Profile of Mood States*. San Diego, CA: Educational and Industrial Testing Service.
- McNair, D. M., Lorr, J., & Droppleman, L. F. (2003). *Profile of mood states standard form*. North Tonawanda, NY: Multi-Health Systems.
- Moreno, A. J. (2004). *Validación de la versión abreviada del POMS -A en una muestra de deportistas y no deportistas adolescentes y adultos de Bogotá*. Bogotá D.C: Universidad El Bosque, Especialización en Psicología del Deporte: Tesis Inédita.
- Morris, M., & Salmon, P. (1994). Qualitative and quantitative effects of running on mood. *The Journal of Sports Medicine and Physical Fitness*, 284-291.
- Muise, A., Bergeron, S., Impett, E. A., Delisle, I., & Rosen, N. O. (2018). Communal motivation in couples coping with vulvodinia: Sexual distress mediates associations with pain, depression, and anxiety. *Journal of Psychosomatic Research*, 106, 34–40. doi:10.1016/j.jpsychores.2018.01.006
- Norcross, J. C., Guadagnoli, E., & Prochaska, J. O. (1984). Factor structure of the Profile of Mood States (POMS): Two partial replications. *Journal of Clinical Psychology*, 40(5), 1270–1277. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(198409\)40:5<1270::AID-JCLP2270400526>3.0.CO;2-7](https://doi.org/10.1002/1097-4679(198409)40:5<1270::AID-JCLP2270400526>3.0.CO;2-7)
- Perczek, R., Carver, C. S., Price, A. A., & Pozo-Kaderman, C. (2000). Coping, mood, and aspects of personality in spanish translation and evidence of convergence with english versions. *Journal of Personality Assessment*, 74 (1), 63–87. <https://doi.org/10.1207/S15327752JPA740105>
- Pressman, S., Jenkins, B., & Moskowitz, J. (2019). Positive Affect and Health: What Do We Know and Where Next Should We Go? *Annual Review of Psychology*, 70, 627-650. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010418-102955>
- Reddon, J. R., Marceau, R., & Holden, R. R. (1985). A confirmatory evaluation of the profile of mood states: Convergent and discriminant item validity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 7(3), 243–259. <https://doi.org/10.1007/BF00960756>
- Song, Y., Hu, R., Diao, Y., Chen, L., & Jiang, X. (2018). Effects of exercise training on restless legs syndrome, depression, sleep quality, and

- Sperry, S., Walsh, M., & Kwapil, T. (2020). Emotion dynamics concurrently and prospectively predict mood psychopathology. *Journal of Affective Disorders, 261*, 67-65. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.09.076>
- Terry, P. C., Lane, A. M., Lane, H. J., & Keohane, L. (1999). Development and validation of a mood measure for adolescents. *Journal of Sports Sciences, 17*(11), 861-872. <https://doi.org/10.1080/026404199365425>
- Wald, F, D. M., & Mellenbergh, G. J. (1990). The short Dutch version of the Profile of Moods State (POMS). *Nederlands Tijdschrift voor de Psychologie, 86*-90.
- Wyrwich, K. W., & Yu, H. (2011). Validation of POMS questionnaire in postmenopausal women. *Quality of Life Research, 20*(7), 1111-1121. doi:10.1007/s11136-011-9846-2
- Yeun, E. J., & Shin-Park, K. K. (2006). Verification of the profile of mood states-brief: Cross-cultural analysis. *Journal of Clinical Psychology, 62* (9), 1173-1180. doi:10.1002/jclp.20269