

SECCIÓN DE METODOLOGÍA

COORDINADORES: CARME VILADRICH
ANTONIO HERNÁNDEZ MENDO

Versión breve en español del cuestionario POMS para deportistas adultos y población general¹

Elena Andrade*, Constantino Arce*, Cristina De Francisco*,
Julio Torrado* y Javier Garrido*

ABBREVIATED VERSION IN SPANISH OF THE POMS QUESTIONNAIRE FOR ADULT ATHLETES AND GENERAL POPULATION

KEYWORDS: Mood states, Validity, Confirmatory factor analysis, Athletes, General population.

ABSTRACT: This paper reports on an abbreviated Spanish form of the questionnaire for the profile of mood states, POMS. It is a new study on the internal validity of this instrument with athletes, and offers evidence to extend its use to the general population. The participants completed the POMS adult version, with 44 items and 6 first-order factors labelled Anger, Fatigue, Vigour, Friendliness, Tension, and Depressed Mood (Andrade et al., 2010). In the athletes' sample ($n = 400$), the results of the confirmatory factor analysis were acceptable, although they provided guidelines to refine the measurement model. Thus, we proceeded to reduce the number of items, keeping only 5 for each theoretical dimension: the most statistically and substantively appropriate ones. This way we also achieved a significant increase in the goodness-of-fit of the model. Subsequently, we carried out confirmatory factor analysis of the same pattern in the general population sample ($n = 400$). Finally, we used a multi-group approach to test the invariance of the model on two levels, configuration and metric equivalence.

El presente estudio se realizó con el objeto de ofrecer nuevas evidencias de validez para un modelo de medida de estados de ánimo, identificados mediante el cuestionario *Profile of Mood States* (POMS). El POMS es un autoinforme construido en base a una concepción multidimensional del estado de ánimo (McNair, Lorr, y Droppleman, 1971, 1992). En su origen contenía 65 ítems, que representaban a siete dimensiones teóricas: Tensión, Estado Deprimido, Cólera, Vigor, Fatiga, Confusión y Amistad. Dichos ítems eran palabras y frases breves que describían sensaciones afectivas (por ejemplo, *triste, de mal genio*) y que los participantes debían valorar indicando el grado en que habían tenido dichas sensaciones durante determinado período de tiempo (McNair et al., 1971, 1992; Terry, Stevens y Lane, 2005; Winkielman, Knauper y Schwarz, 1998). Para ello disponían de un formato de respuesta con cinco categorías ordenadas, a las que habitualmente se asignaban valores entre 0 (que significaba *nada*) y 4 (que significaba *muchísimo*).

McNair et al. (1971) crearon el POMS como medida del progreso psicológico en pacientes que seguían un tratamiento con fármacos y/o con psicoterapia. En la actualidad, este cuestionario continúa empleándose en el ámbito clínico, pero ha recibido también mucha atención en las investigaciones con población general, no clínica (McNair, Heuchert, y Shilony, 2003), y es particularmente apreciado en los estudios con deportistas (Lane, 2005; LeUnes, 2000).

Aunque la forma original del POMS es fácil de responder para la mayoría de las personas, en la práctica suele resultar demasiado extensa, sobre todo cuando se requieren múltiples

mediciones, cuando la valoración del estado de ánimo es previa a un evento importante (por ejemplo, una competición deportiva, una entrevista de trabajo, un examen académico), y cuando los individuos están sometidos a ciertos niveles de estrés o de dolor. De ahí que se hayan propuesto varias formas abreviadas del cuestionario, tanto en el entorno clínico (Baker, Denniston, Zabora, Polland y Dudley, 2002; Cella et al., 1987; Curran, Andrykowski y Studts, 1995; Guadagnoli y Mor, 1989; McNair et al., 1992; Shacham, 1983) como en el deportivo (Fleming, Bourgeois, LeUnes y Meyers, 1992; Fry et al., 1994; Grove y Prapavessis, 1992; Raglin y Morgan, 1994).

La versión en inglés que probablemente ha seguido un desarrollo más riguroso ha sido el BRUMS (*Brunel Mood Scale*), denominado de este modo en honor a la institución que respaldó el trabajo. Terry, Lane y Keohane, (1999) elaboraron esta versión abreviada para la población adolescente, tanto deportistas como estudiantes sin participación en deporte, y posteriormente propusieron su empleo con adultos (Terry, Lane y Fogarty, 2003). Al contrario que la mayoría de las formas reducidas, que suelen ser subconjuntos de elementos del cuestionario original, ésta es el resultado de una selección efectuada a partir de un conjunto más amplio de ítems. Contiene 24 adjetivos, que se refieren a seis dimensiones de estado de ánimo: Tensión, Estado Deprimido, Cólera, Vigor, Fatiga y Confusión (prescindieron de la dimensión positiva Amistad). El BRUMS tiene demostrada validez aparente con adolescentes, validez factorial con adolescentes y adultos (fue probado con grandes muestras, que en conjunto superan los 2000 participantes) y validez predictiva y concurrente (Terry et al., 1999, 2003).

Correspondencia: Elena Andrade, Facultad de Psicología, Campus Vida, 15782, Santiago de Compostela, A Coruña, España. E-mail: elena.andrade@usc.es

¹ Esta investigación ha sido realizada con la ayuda de la Dirección Xeral de Investigación, Desenvolvemento e Innovación, Xunta de Galicia (PGIDIT06PXIB211187PR).

*Universidad de Santiago de Compostela.

— Fecha de recepción: 7 de Marzo de 2011. Fecha de aceptación: 26 de Septiembre de 2012.

Muchas de las adaptaciones del POMS a otros idiomas son también instrumentos reducidos, con ejemplos en holandés (De Groot, 1992; Wald y Mellenbergh, 1990), francés (Fillion y Cagnon, 1999), chino (Chen, Snyder y Krichbaum, 2002), hebreo (Netz, Zeav, Arnon y Daniel, 2005), alemán (Albani et al., 2005; Morfeld, Petersen, Krüger-Bödeker, Mackensen y Bullinger, 2007), coreano (Yeun y Shin-Park, 2006) y árabe (Aroian, Kulwicki, Kaskiri, Templin y Wells, 2007).

En cuanto al trabajo metodológico con el POMS en español, Balaguer, Fuentes, Meliá, García y Pérez (1993) emplearon la traducción directa efectuada en el centro de alto rendimiento de Sant Cugat del Vallés (Barcelona) y publicaron los baremos para la población de estudiantes valencianos. Probaron, además, dos formas paralelas del mismo instrumento (Fuentes, García, Meliá y Balaguer, 1994) y una forma abreviada (Fuentes, Balaguer, Meliá y García, 1995). Con respecto a esta forma breve, consiste en 29 ítems, que fueron elegidos en base a criterios estadísticos y que se refieren a cinco de los factores originales (se excluyen Confusión y Amistad): Tensión, Estado Deprimido, Cólera, Vigor y Fatiga. Fuentes et al. (1995) prescindieron de aquellos ítems que eran redundantes y consiguieron explicar un 92.9% de la varianza de su versión extensa, con 58 adjetivos.

Un estudio afín se realizó en la Universidad de Miami, donde debido a las necesidades de su práctica clínica habitual, Perczek, Carver, Price y Pozo (2000) procedieron a la traducción inversa del POMS. En este caso los traductores fueron de origen latinoamericano y el cuestionario en español se restringió a 18 ítems, en base a principios de facilidad de comprensión y frecuencia de uso. Emplearon tres ítems para abordar los estados de Tensión y de Cólera, cuatro para Depresión y para Vigor, y sólo dos para Fatiga y para Confusión (se omite el estado de Amistad). Perczek et al. (2000) encontraron buena equivalencia psicométrica entre la versión en inglés y la traducción al español del POMS en una muestra bilingüe de estudiantes universitarios y resultados también similares con las dos versiones en una muestra clínica.

Varias investigaciones homólogas han documentado, sin embargo, problemas semánticos en esta adaptación del inglés al español (Arce, Andrade y Seoane, 2000; Moreno, 2004). En nuestro contexto socio-cultural, Arce et al. (2000) informaron de un doble proceso de traducción, directa e inversa, de los ítems de la versión original del POMS. Tal proceso se llevó a cabo tomando como referencia tanto el trabajo previo existente con el cuestionario en España (Balaguer et al., 1993) como la definición ofrecida por el manual del POMS para cada factor de estado de ánimo. En su primer ensayo participaron 374 estudiantes universitarios. Siguiendo criterios tanto substantivos como estadísticos, reformularon varios ítems y eliminaron dos de ellos, puesto que carecían de alternativas satisfactorias. El instrumento quedó así formado por 63 ítems, que fueron probados con deportistas (Andrade, Arce y Seoane, 2002). Recientemente, Andrade et al. (2010) abordaron la administración del cuestionario a un total de 364 deportistas adultos, que dividieron en dos grupos, considerados para sus objetivos como grupo de calibración ($n = 166$) y grupo de validación ($n = 198$). Emplearon procedimientos de análisis factorial exploratorio y confirmatorio para determinar el número de factores y la composición de cada factor. El modelo de medida derivado de sus análisis consistió en una estructura de primer orden con seis factores (Cólera, Fatiga, Vigor, Amistad, Tensión y Estado Deprimido; se excluye Confusión), representados por un total de 44 ítems. Dicho modelo mostró valores de ajuste aceptables en ambos grupos de deportistas y resultó también invariante a cinco niveles: estructura (configuración), pesos factoriales (equivalencia métrica), inter-

ceptos de los indicadores (equivalencia escalar), medias latentes y relaciones entre factores.

Cabe señalar que, aunque útiles en cada contexto, la existencia de múltiples versiones, tanto en diferentes idiomas como incluso dentro de una misma lengua, no está exenta de inconvenientes. La investigación de Andrade et al. (2010) presentó algunos progresos importantes. No obstante, se llevó a cabo con muestras relativamente pequeñas de deportistas. Por otra parte, no existen pruebas del funcionamiento de los mismos ítems con la población general, no-deportista.

De ahí el objetivo del presente trabajo, que consistió en obtener nuevas evidencias internas de validez para este último modelo de medida, e informar de la aplicación de la forma más reciente del cuestionario en español a una amplia muestra de deportistas y a una muestra de la población general.

Método

Participantes

La primera muestra estaba formada por un total de 400 deportistas, pertenecientes a la comunidad autónoma de Galicia. A través de aquellos que proporcionaron sus datos demográficos completos, podemos informar de que tenían una edad mínima de 10 (1 sujeto) y una edad máxima de 53 años ($M = 23.68$; $DE = 7.27$), aunque el 78% de los participantes (312) se encontraban en el rango 16-29. Doscientos cinco (el 51.25%) eran hombres y 195 (48.75%) mujeres. Su nivel de estudios se repartía equilibradamente entre enseñanza obligatoria (20.50%), bachiller/COU (25.25%), formación profesional (23%) y estudios universitarios (25.50%). Provenían de hasta 10 modalidades deportivas diferentes: fútbol (35.25%), remo (32.50%), baloncesto (9%), ajedrez (7.50%), atletismo (3.75%), fútbol sala (3.25%), esgrima (3.25%), waterpolo (2.75%), ciclismo (1.50%), y natación (1.25%). En cuanto al tipo de competición, todos participaban en ligas y campeonatos españoles. El 70.75% competía a nivel autonómico y el 29.25% competía a nivel nacional.

Quizá convendría aclarar que, si bien por su edad un pequeño número de participantes se consideraban todavía dentro de la adolescencia, se han mantenido en el estudio, puesto que entrenaban y competían dentro de los equipos de categorías superiores y no presentaron valores extremos en las variables de interés para el análisis.

La segunda muestra procedía del mismo entorno socio-cultural y estaba formada por 500 individuos de la población no-deportista. Su edad se situaba entre 16 y 69 años ($M = 25.13$; $DE = 9.43$), con el 80.6% en el rango 16-29. Ciento veintiséis participantes (25.20% de la muestra) eran hombres y 372 (74.40%) mujeres. En cuanto a su nivel de estudios, pertenecían a las siguientes categorías: enseñanza obligatoria (7.40%), bachiller/COU (2.80%), formación profesional (3.40%), y el resto estaban cursando o habían obtenido ya su título universitario (82.60%). Del total de esta muestra, 112 participantes (el 22.4%) informaron de que realizaban actividad física de forma regular; el 50% de los casos practicaba actividades de gimnasio, un 13.39% practicaba natación y el resto se repartían en porcentajes muy bajos entre otras 13 actividades o deportes. Solo 13 personas tomaban parte en competiciones deportivas. Prescindimos de sus puntuaciones de estado de ánimo para el tratamiento estadístico de los datos. Además, seleccionamos al azar 400 participantes de los 487 restantes para equilibrar el tamaño de las muestras a efectos del análisis factorial confirmatorio multigrupo (Brown, 2006).

Instrumento

Se empleó la versión del POMS en español publicada por Andrade et al. (2010), con 44 ítems, que representaban a seis dimensiones conceptuales: Cólera (11 ítems), Fatiga (6 ítems), Vigor (5 ítems), Amistad (6 ítems), Tensión (7 ítems) y Estado Deprimido (9 ítems). El formato de respuesta fue el habitual de cinco categorías ordenadas, a las que se asignaron valores entre 0 (*nada*) y 4 (*muchísimo*). Todos los ítems estaban formulados en un mismo sentido, excepto del ítem 29-*relajado*, (correspondiente al estado de Tensión), cuyas puntuaciones se invirtieron con posterioridad a la prueba.

Procedimiento

La participación en el estudio fue voluntaria y anónima. El cuestionario fue administrado por dos investigadores del ámbito de la psicología social, con formación especializada en psicología del deporte, que fueron instruidos acerca del objetivo de este estudio, así como del tipo de instrumento empleado. La aplicación fue colectiva y previa a una actividad cotidiana general (por ejemplo, al comienzo de una clase). En la muestra de deportistas, esta aplicación se realizó con el consentimiento de los clubes y de los técnicos implicados, en momentos previos al entrenamiento. Los investigadores emplearon un protocolo estándar, para garantizar que todos los participantes recibiesen las mismas instrucciones. Dicho protocolo incluía la petición "rodea con un círculo el número que mejor describa cómo te sientes ahora mismo". Se utilizó la frase "cómo te sientes ahora mismo", atendiendo a la naturaleza efímera del estado de ánimo y a la preferencia por registrar las sensaciones actuales, en lugar de un resumen diario o semanal (Terry y Lane, 2000).

Análisis de Datos

En primer lugar, se procedió a la exploración inicial de las respuestas a los ítems del POMS en las dos muestras. Los datos presentaban cierta desviación del supuesto de normalidad multivariante, siendo el nivel relativo de curtosis de 1.19 en el caso de los deportistas y de 1.35 en el caso de la población general. El porcentaje de valores perdidos por variable era inferior al 2% en los dos grupos. No obstante, para evitar la merma innecesaria de individuos, decidimos emplear un procedimiento de imputación múltiple, según un algoritmo EM (*Expectation Maximization*), tal como se describe en Schafer (1997). A continuación se procedió al análisis factorial confirmatorio del modelo de medida propuesto en la muestra de deportistas. El programa empleado fue Lisrel 8.8 (Jöreskog y Sörbom, 1996). Como valor de ajuste del modelo consideramos el estadístico global ji-cuadrado, que acompañamos de varios índices descriptivos. Para estos indicadores tuvimos en cuenta los criterios de Hu y Bentler (1999), quienes sugirieron las siguientes referencias: .95 para el índice de ajuste comparativo (*Comparative Fit Index*, CFI) y el índice de ajuste no-normado (*Non-Normed Fit Index*, NNFI), .06 para el error cuadrático medio de aproximación (*Root Mean Square Error of Approximation*, RMSEA) y .08 para el residuo estandarizado cuadrático medio (*Standardized Root Mean Square Residual*, SRMR). En base a este análisis, se redujo el número de ítems, manteniendo sólo aquellos con las mejores propiedades.

En una segunda fase se realizó el análisis factorial confirmatorio del modelo resultante en la muestra de población general. Finalmente, empleamos análisis factorial confirmatorio multi-grupo para comprobar la invarianza del modelo en cuanto a los dos aspectos que consideramos de más importancia en este caso:

configuración y equivalencia métrica. La igualdad a nivel de forma o configuración indicaría que en ambos grupos los ítems miden los mismos constructos. La igualdad de saturaciones factoriales o equivalencia métrica permitiría afirmar que miden cada constructo latente de forma comparable en las dos muestras.

Resultados

Análisis Factorial Confirmatorio en Cada Muestra

Con respecto a la muestra de deportistas, se efectuó el análisis factorial confirmatorio del modelo de medida con 44 ítems y seis factores de primer orden. De acuerdo con las predicciones teóricas y el apoyo empírico previo (Andrade et al., 2010; McNair et al., 1992; Terry et al., 2003), se permitieron las correlaciones entre factores latentes. El modelo estaba así sobreidentificado con 990 elementos de información disponible en la matriz de correlaciones muestral y 103 parámetros a estimar. El procedimiento de estimación empleado fue el de máxima verosimilitud. Los resultados de bondad de ajuste del modelo fueron los siguientes: $\chi^2_{(887)} = 2132.15$, $p < .01$; .96 para CFI y para NNFI; .060 para la estimación puntual del índice RMSEA (IC 90% [.057; .064]); y .068 para SRMR. Este ajuste global podía calificarse como aceptable; sin embargo, se identificaron residuos estandarizados elevados (con valores entre -6.73 y +6.08) e índices de modificación también elevados (con decrementos superiores a 40 en el estadístico χ^2). De modo que se procedió a eliminar ítems de forma sucesiva. Los criterios empleados en cada cambio fueron tanto los residuos estandarizados y los índices de modificación como su justificación sustantiva, atendiendo al contenido de cada factor.

Así se eliminaron seis ítems en Cólera (estos ítems, ordenados según su número en el cuestionario, fueron 5-*furioso*, 13-*engañado*, 17-*rencoroso*, 24-*de mal genio*, 32-*con rabia* y 40-*agresivo*), uno en Fatiga (33-*rendido*), uno en Amistad (26-*sensato*), dos en Tensión (6-*intranquilo* y 29-*relajado*) y cuatro en Estado Deprimido (2-*abatido*, 12-*desdichado*, 16-*desesperado*, y 23-*desvalido*).

El ajuste global del modelo, ahora reducido a 30 ítems, cinco por cada factor latente, mejoró de forma significativa, con resultados de $\chi^2_{(390)} = 803.12$, $p < .01$; de .97 para CFI y para NNFI; de .051 para el índice RMSEA (IC 90% [.046; .057]); y de .057 para SRMR. Tanto la magnitud como la interpretabilidad de los parámetros estimados se consideraron adecuados. En la Tabla 1 figuran dichas estimaciones, con valores completamente estandarizados para las saturaciones factoriales entre .42 y .88. La misma ilustración contiene los estadísticos descriptivos habituales y los correspondientes valores de consistencia interna, expresados mediante el coeficiente alfa de Cronbach. En la Tabla 2 se muestran las correlaciones entre factores, todas ellas significativas, excepto la estimada entre Amistad y Tensión ($t = -1.55$).

Los indicadores de ajuste obtenidos para el mismo modelo en la muestra formada por participantes no-deportistas fueron los siguientes: $\chi^2_{(390)} = 990.28$, $p < .01$; .97 para CFI; .96 para NNFI; .063 para la estimación puntual del índice RMSEA (IC 90% [.058; .067]); y .067 para SRMR. Los parámetros estimados se exponen también en la Tabla 1. Del mismo modo, el valor de las correlaciones entre factores latentes se presenta en la Tabla 2.

El ajuste fue satisfactorio en ambas muestras y por ello nos planteamos proceder hacia las siguientes fases de análisis. No obstante, un aspecto común a destacar fue la existencia de residuos e índices de modificación todavía elevados para el ítem 22-*animado*, dentro del factor Vigor. Ningún otro dato implicaba cambios importantes en el modelo.

Factor	Ítem	Muestra 1					Muestra 2				
		M	DE	λ_x	δ_x	α	M	DE	λ_x	δ_x	α
Cólera	Enfadado	.68	1.02	.82	.32	.84	.44	.88	.82	.33	.87
	Malhumorado	.69	.99	.72	.49		.51	.91	.80	.37	
	Irritable	.97	1.10	.69	.52		.85	1.08	.69	.53	
	Molesto	.83	1.02	.67	.56		.68	.97	.79	.37	
	Resentido	.63	.98	.66	.56		.45	.87	.72	.48	
Fatiga	Agotado	.93	1.11	.83	.31	.87	1.11	1.15	.86	.26	.87
	Fatigado	.90	1.06	.79	.38		1.02	1.17	.77	.40	
	Cansado	1.38	1.14	.76	.42		1.65	1.12	.76	.42	
	Débil	.76	1.03	.72	.48		.87	1.00	.69	.52	
	Exhausto	.74	1.04	.65	.58		.81	1.05	.73	.46	
Vigor	Lleno de energía	2.80	1.09	.88	.22	.85	2.00	1.13	.83	.31	.86
	Enérgico	2.75	.97	.83	.31		2.15	1.04	.83	.32	
	Activo	2.83	.97	.72	.48		2.26	1.03	.82	.33	
	Animado	2.93	1.04	.68	.54		2.39	1.05	.65	.57	
	Vigoroso	2.27	1.11	.54	.71		1.68	1.12	.61	.63	
Amistad	Amable	2.86	.88	.78	.39	.74	2.77	.86	.72	.48	.78
	Comprensivo	2.67	.97	.65	.58		2.77	.95	.72	.48	
	Servicial	2.31	1.08	.60	.64		2.28	1.05	.57	.68	
	Amistoso	2.93	1.01	.59	.66		2.88	.93	.67	.55	
	Considerado ^a	2.84	0.87	.42	.83		2.77	.80	.55	.70	
Tensión	Con los nervios ^b	.94	1.19	.80	.36	.83	.74	1.08	.82	.33	.88
	Nervioso	1.33	1.25	.75	.44		1.18	1.15	.83	.31	
	Tenso	1.40	1.24	.72	.48		.90	1.08	.82	.33	
	Agitado	1.22	1.11	.63	.60		.98	1.06	.63	.61	
	Inquieto	1.42	1.20	.60	.64		1.22	1.17	.74	.46	
Estado Deprimido	Infeliz	.38	.78	.81	.34	.79	.39	.83	.79	.37	.86
	Triste	.58	.94	.75	.44		.65	.92	.79	.38	
	Desesperanzado	.60	.94	.64	.59		.57	.96	.78	.39	
	Solo	.46	.96	.59	.65		.63	1.01	.67	.55	
	Melancólico	1.01	1.19	.55	.69		1.01	1.15	.70	.51	

Nota, Todos los parámetros estimados mediante análisis factorial confirmatorio han resultado significativos, con errores típicos entre .027 y .062, Muestra 1= Muestra de deportistas (n = 400); Muestra 2 = Muestra de la población general, no-deportista (n = 400).

^aConsiderado con los demás; ^bCon los nervios de punta.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y parámetros estimados mediante análisis factorial confirmatorio en las dos muestras.

Factor	Cólera	Fatiga	Vigor	Amistad	Tensión	Depresión	M	DE
Cólera	-	.58	-.11	-.31	.63	.73	2.93	3.84
Fatiga	.69	-	-.53	-.10*	.63	.63	5.45	4.48
Vigor	-.17	-.54	-	.25	-.20	-.36	10.48	4.31
Amistad	-.22	-.18	.42	-	-.10*	-.22	13.46	3.36
Tensión	.73	.40	.12	-.09*	-	.66	5.01	4.54
Depresión ^a	.84	.72	-.38	-.15	.51	-	3.25	3.91
M	3.79	4.70	13.58	13.60	6.32	3.01		
DE	3.97	4.34	4.07	3.37	4.62	3.56		

Nota, Los valores del triangular inferior corresponden a la muestra de deportistas, los valores del triangular superior corresponden a la muestra de la población general

^aDepresión = Estado Deprimido

* p > .05

Tabla 2. Correlaciones estimadas entre factores, medias y desviaciones típicas en las dos muestras.

Análisis Factorial Confirmatorio Multigrupo

Empleamos un procedimiento de pasos sucesivos para ir progresivamente añadiendo restricciones al modelo. Consideramos de interés demostrar la igualdad de forma o configuración y la equivalencia métrica en ambos grupos. En primer lugar, por tanto,

comprobamos si el número de factores y el patrón de relaciones ítems-factores era semejante en las dos muestras. Tal como se aprecia en la Tabla 3, que constituye un resumen de los resultados del modelo, la solución de igual configuración presentó un ajuste aceptable.

Tipo de análisis	Chi-cuadrado	gl	CFI	NNFI	RMSEA	(IC 90%)
Una muestra						
Deportistas	803.12	390	.97	.97	.051	(.046; .057)
No-deportistas	990.28	390	.97	.96	.063	(.058; .067)
Invarianza						
Configuración	1793.41	780	.97	.97	.057	(.054; .061)
Equivalencia métrica	1832.41	810	.97	.97	.056	(.053; .060)

Tabla 3. Resumen de la bondad de ajuste en el análisis factorial confirmatorio uni y multi-grupo.

El siguiente análisis consistió en verificar si los pesos factoriales de los ítems eran comparables en las dos muestras. El modelo de equivalencia métrica obtuvo resultados también satisfactorios. El valor de $\chi^2_{diff(30)} = 39,0$ ($p > .05$) no resultó significativo, lo cual indica que esta solución no supuso un decremento de bondad de ajuste con respecto al análisis de igual configuración, que se tomó como referencia.

Discusión

El primer objetivo de este trabajo fue la validación de un modelo de medida del estado de ánimo en deportistas. En esta primera muestra de participantes, el ajuste global del modelo planteado, con 44 ítems, podía calificarse como suficiente. No obstante, hemos tomado la decisión de perfeccionar sustantiva y estadísticamente el modelo, evitando así parte del solapamiento todavía existente entre ítems y seleccionando aquellos que mantenían también en esta muestra las mejores propiedades. De acuerdo con MacCallum y Austin (2000), si se confirma determinada estructura factorial, se puede proceder hacia otros tipos de evaluación de la escala o hacia su refinamiento. Por ejemplo, se pueden considerar formas más breves o el análisis de su validez de constructo en un contexto diferente.

La versión resultante está en nuestro caso constituida por 30 ítems, cinco por cada uno de los principales factores de estado de ánimo contemplados en el POMS. Cuatro de estos factores tienen carácter negativo (Cólera, Fatiga, Tensión y Estado Deprimido) y dos tienen carácter positivo (Vigor y Amistad). Con respecto a la composición actual del instrumento, debemos señalar que descartamos ítems como *intranquilo*, que reflejaban estados de ansiedad difusa y ya tendían a poseer saturaciones relativamente más bajas en los estudios originales de construcción del modelo. E ítems como *de mal genio*, que se probaron solo en los estudios 5 y 6 de McNair et al. (1971). De los ítems que se mantienen, debemos decir que quedan justificados tanto estadística como sustantivamente y figuran en otras versiones del POMS en español. Así, Perczek et al. (2000) eligieron también los indicadores de *enfadado*, *irritable* y *resentido* para Cólera, *exhausto* para Fatiga, *activo*, *animado*, *alegre* y *enérgico* para Vigor, *tenso* y *nervioso* para Tensión, e *infeliz* y *deseesperanzado* para Depresión.

Atendiendo a la forma anglosajona del instrumento, nuestra versión comparte con el BRUMS dos ítems en Cólera (*enfadado* y *molesto*), uno en Fatiga (*exhausto*), tres en Vigor (*animado*, *activo*, *enérgico*), uno en Tensión (*nervioso*) y uno en Depresión (*infeliz*); en conjunto, ocho de los 14 ítems que Terry et al. (1999) conservaron del cuestionario original para abordar estos cinco factores. Este resultado supone, de nuevo, diferencias culturales importantes en la elección de los mejores descriptores del estado de ánimo (Arce et al., 2000; Moreno, 2004). Debemos recordar, sin embargo, que el BRUMS fue diseñado inicialmente para la población adolescente y ello también explicaría algunas discrepancias en la preferencia por ciertos ítems.

En España, una de las características comunes a los análisis de la estructura del POMS fue la reducción del número de factores. El factor Confusión fue el que sistemáticamente presentó los peores resultados (Andrade et al., 2002, 2010; Balaguer et al., 1993). Los propios autores del POMS manifestaron sus dudas sobre si Confusión representaba un rasgo de ineficiencia cognitiva, un estado de ánimo o ambos. Una posibilidad era que se relacionase con la dimensión emocional clásica de organizado-desorganizado. McNair et al. (1971) se refirieron a este factor como “un auto-informe de eficiencia cognitiva, posiblemente producto de la ansiedad y estados relacionados” (p. 8). Los estudios actuales han optado, en general, por descartar este factor como independiente de otros estados negativos (Hewston, Lane, Karageorghis, y Nevill, 2005).

Además, una de las limitaciones del BRUMS, que Lane (2005) subrayó, era su desequilibrio en la evaluación del estado de ánimo positivo y negativo. Por ello la investigación más reciente en el Reino Unido ha extendido la validación del BRUMS, prescindiendo del factor Confusión e incorporando dos nuevos factores positivos, Calma y Felicidad (Lane y Harret, 2005).

Al igual que McNair et al. (1971, 1992), o Terry et al. (1999, 2003), informamos también en este artículo del intento de replicar los seis factores de estado de ánimo obtenidos en una muestra de población general, no-deportista. Los resultados indican que los ítems no sólo miden los mismos constructos, sino que miden cada constructo latente de forma comparable en ambos grupos.

Con todo ello, podemos afirmar que los ítems de esta versión en español constituyen el resultado de un dilatado proceso de repeticiones en nuestro entorno inmediato con deportistas y con

población no-deportista, principalmente equiparable en edad y nivel educativo (Andrade et al., 2002, 2010; Arce et al., 2000; Balaguer et al., 1993; Fuentes et al., 1995). Y confiamos en que sean útiles para aquellos investigadores que deseen estudiar el estado de ánimo atendiendo a una estructura multidimensional, tal como queda contemplada en este modelo.

Una desventaja a reconocer del presente trabajo es que la disminución del número de ítems puede implicar definiciones más limitadas o restringidas, sobre todo en el caso de factores como Cólera y Depresión. Consideramos que ello se aprecia en las correlaciones estimadas entre los factores, que resultaron en conjunto más elevadas que en el estudio de Andrade et al. (2010). Otro elemento que ha contribuido a la menor discriminación entre factores ha sido el ítem *animado*, dentro del factor Vigor. Aún así,

lo hemos conservado en el modelo, puesto que el ajuste global ha sido satisfactorio y, como ya indicamos en párrafos anteriores, este ítem forma parte tanto de las versiones en inglés como de otras existentes en español.

Por último, en el estudio actual no hemos podido proporcionar evidencias de validez convergente y/o discriminante con distintas medidas. Ni ofrecer resultados sobre la capacidad predictiva del POMS, de acuerdo con lo recogido en la literatura (Beedie, Terry y Lane, 2000; Lane y Terry, 2000; Lane, Terry, Beedie, Curry y Clark, 2001). Estos aspectos deben ser, sin duda, objeto de posteriores investigaciones con el cuestionario, y garantizarán una interpretación más clara del significado de las puntuaciones en los factores evaluados.

VERSIÓN BREVE EN ESPAÑOL DEL CUESTIONARIO POMS PARA DEPORTISTAS ADULTOS Y POBLACIÓN GENERAL

PALABRAS CLAVE: Estados de ánimo, Validez, Análisis factorial confirmatorio, Deportistas, Población general.

RESUMEN: Este artículo ofrece una versión breve del cuestionario de perfil de estados de ánimo POMS en español. Se trata de un nuevo estudio sobre la validez interna de este instrumento con deportistas y presenta evidencia favorable para extender su uso a la población general no-deportista. Los participantes respondieron a la forma del cuestionario para adultos, con 44 ítems y 6 factores de primer orden, denominados Cólera, Fatiga, Vigor, Amistad, Tensión, y Estado Deprimido (Andrade et al., 2010). En la muestra de deportistas ($n = 400$), los resultados del análisis factorial confirmatorio fueron aceptables, aunque proporcionaron pautas para refinar el modelo de medida. Así, se procedió a reducir el número de ítems, manteniendo sólo 5 por cada dimensión teórica, aquellos que fueron estadística y sustantivamente más apropiados. De este modo también se consiguió un incremento significativo de la bondad de ajuste del modelo. En una segunda fase se realizó el análisis factorial confirmatorio del patrón obtenido en una muestra de población general ($n = 400$). Finalmente, empleamos la aproximación multigrupo para comprobar la invarianza del modelo a dos niveles, configuración y equivalencia métrica.

VERSÃO BREVE EM ESPANHOL DO QUESTIONÁRIO POMS PARA DESPORTISTAS ADULTOS E PARA A POPULAÇÃO GERAL

PALAVRAS-CHAVE: Estados de humor, Validade, Análise factorial confirmatória, Desportistas, População geral.

RESUMO: Este artigo apresenta uma versão breve do questionário de perfil de estados de humor POMS em espanhol. Trata-se de um novo estudo sobre a validade interna deste instrumento com desportistas e apresenta evidência favorável para alargar o seu uso à população geral não-desportista. Os participantes responderam à forma do questionário para adultos, com 44 itens e 6 factores de primeira ordem, denominados Cólera, Fadiga, Vigor, Amizade, Tensão e Estado Deprimido (Andrade et al., 2010). Na amostra de desportistas ($n = 400$), os resultados da análise factorial confirmatória foram aceitáveis, embora tenham dado indicadores para refinar o modelo de medida. Assim, procedeu-se à redução do número de itens, mantendo-se apenas 5 por cada dimensão teórica, aqueles que foram estatisticamente e substantivamente mais apropriados. Deste modo também se conseguiu um aumento significativo da bondade de ajuste do modelo. Numa segunda fase foi realizada a análise factorial confirmatória do padrão obtido numa amostra da população geral ($n = 400$). Por último, aplicámos a aproximação multi-grupo para comprovar a invariância do modelo a dois níveis, configuração e equivalência métrica.

Referencias

- Albani, C., Blaser, G., Geyer, M., Schmutzer, G., Brähler, E., Bailer, H. y Grulke, N. (2005). The German short version of "Profile of Mood States" (POMS): Psychometric evaluation in a representative sample. *Psychotherapie Psychosomatik Medizinische Psychologie*, 55, 324-330.
- Andrade, E., Arce, C. y Seoane, G. (2002). Adaptación al español del cuestionario "Perfil de los Estados de Ánimo" en una muestra de deportistas. *Psicothema*, 14, 708-713.
- Andrade, E., Arce, C., Torrado, J., Garrido, J., De Francisco y Arce, I. (2010). Factor structure and invariance of the POMS mood state questionnaire in Spanish. *The Spanish Journal of Psychology*, 13, 444-452.
- Arce, C., Andrade, E. y Seoane, G. (2000). Problemas semánticos en la adaptación del POMS al castellano. *Psicothema*, 12(Supl. 2), 47-51.
- Aroian, K. J., Kulwicki, A., Kaskiri, E. A., Templin, T. N., y Wells, C. L. (2007). Psychometric evaluation of the Arabic language version of the Profile of Mood States. *Research in Nursing & Health*, 3, 531-541. doi: 10.1002/nur.20211
- Baker, F., Denniston, M., Zabora, J., Polland, A. y Dudley, W. N. (2002). A POMS short form for cancer patients: Psychometric and structural evaluation. *Psycho-Oncology*, 11, 273-281. doi:10.1002/pon.564
- Balaguer, I., Fuentes, I., Meliá, J. L., García, M. L. y Pérez, G. (1993). El perfil de los estados de ánimo (POMS): Baremo para estudiantes valencianos y su aplicación en el contexto deportivo. *Revista de Psicología del Deporte*, 4, 39-52.
- Beedie, C. J., Terry, P. C. y Lane, A. M. (2000). The Profile of Mood States and athletic performance: Two meta-analyses. *Journal of Applied Sport Psychology*, 12, 49-68. doi:10.1080/10413200008404213
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York: The Guilford Press.
- Cella, D. F., Jacobsen, P. B., Orav, E. J., Holland, J. C., Silberfarb, P. M. y Rafla, S. (1987). A brief POMS measure of distress for cancer patients. *Journal of Chronic Diseases*, 40, 939-942. doi:10.1016/0021-9681(87)90143-3
- Chen, K. M., Snyder, M. y Krichbaum, K. (2002). Translation and equivalence: the Profile of Mood States Short Form in English and Chinese. *International Journal of Nursing Studies*, 39, 619-624.
- Curran, S. L., Andrykowski, M. A. y Studts, J. L. (1995). Short Form of the Profile of Mood States (POMS-SF): Psychometric information. *Psychological Assessment*, 7, 80-83. doi:10.1037/1040-3590.7.1.80
- De Groot, M. H. (1992). Psychometric characteristics of a mood states inventory: Shortened POMS. *Gedrag and Gezondheid: Tijdschrift voor Psychologie en Gezondheid*, 20, 46-51.
- Fillion, L. y Cagnon, P. (1999). French adaptation of the shortened version of the Profile of Mood States. *Psychological Reports*, 84, 188-190.
- Fleming, S., Bourgeois, A. E., LeUnes, A. y Meyers, M. C. (1992). *A psychometric comparison of the full scale Profile of Mood States with other abbreviated POMS scales in selected athletic populations*. Comunicación presentada en el VII congreso de la Association for the Advancement of Applied Sport Psychology. Colorado Springs, CO. Estados Unidos de América.
- Fry, R. W., Grove, J. R., Morton, A. R., Zeroni, P. M., Gaudier, S. y Keast, D. (1994). Psychological and immunological correlates of acute overtraining. *British Journal of Sports Medicine*, 28, 241-246. doi:10.1136/bjbm.28.4.241
- Fuentes, I., Balaguer, I., Meliá, J. L. y García, M. L. (1995). *Forma abreviada del Perfil de los Estados de Ánimo (POMS)*. Comunicación presentada al V Congreso Nacional de Psicología de la Actividad Física y el Deporte, Valencia, España.
- Fuentes, I., García, M. L., Meliá, J. L. y Balaguer, I. (1994). *Formas paralelas de la adaptación valenciana del Perfil de Estados de Animo (POMS)*. Comunicación presentada al IV Congreso de Evaluación Psicológica. Santiago de Compostela España.
- Grove, J. R. y Prapavessis, H. (1992). Preliminary evidence for the reliability and validity of an abbreviated Profile of Mood States. *International Journal of Sport Psychology*, 23, 93-109.
- Guadagnoli, E. y Mor, V. (1989). Measuring cancer patients' affect: Revision and psychometric properties of the Profile of Mood States (POMS). *Psychological Assessment*, 1, 150-154. doi:10.1037/1040-3590.1.2.150
- Hewston, R., Lane, A. M., Karageorghis, C. y Nevill, A. M. (2005). The relationship between music, mood-regulation, and coping style. *Journal of Sports Sciences*, 23, 175-176. doi:10.1080/02640410512331334413
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide (2ª ed.)*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Lane, A. M. (2005). Emotion, mood, and coping in sport: Measurement issues. En D. Lavallee, J. Thatcher y M. Jones (Eds.), *Coping and emotion in sport* (pp. 239-253). Nueva York: Nova Science Publishers.
- Lane, A. M. y Harrett, H. (2005). Mood changes following golf among senior recreational players. *Journal of Sports Science and Medicine*, 4, 47-51.
- Lane, A. M. y Terry, P. C. (2000). The nature of mood: Development of a conceptual model with a focus on depression. *Journal of Applied Sport Psychology*, 12, 16-33. doi:10.1080/10413200008404211
- Lane, A. M., Terry, P. C., Beedie, C. J., Curry, D. A. y Clark, N. (2001). Mood and performance: Test of a conceptual model with a focus on depressed mood. *Psychology of Sport and Exercise*, 2, 157-172. doi:10.1016/S1469-0292(01)00007-3
- LeUnes, A. (2000). Updated bibliography on the profile of mood states in sport and exercise psychology research. *Journal of Applied Sport Psychology*, 12, 110-113. doi:10.1080/10413200008404216
- MacCallum, R. C. y Austin, J. T. (2000). Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology*, 51, 201-226. doi:10.1146/annurev.psych.51.1.201
- McNair, D. M., Heuchert, J. P. y Shilony, E. (2003). *Profile of Mood States Bibliography 1964-2002*. Toronto: Multi-Health Systems.
- McNair, D. M., Lorr, M. y Droppleman, L. F. (1971). *Manual for the Profile of Mood States*. San Diego, CA: Educational and Industrial Testing Service.
- McNair, D. M., Lorr, M. y Droppleman, L. F. (1992). *Revised Manual for the Profile of Mood States*. San Diego, CA: Educational and Industrial Testing Service.
- Matthews, G., Jones, D. M. y Chamberlain, A. G. (1990). Refining the measurement of mood: The UWIST Mood Adjective Checklist. *British Journal of Psychology*, 81, 17-42. doi:10.1111/j.2044-8295.1990.tb02343.x
- Moreno, J. (2004). *Validación de la versión del POMS-A en adolescentes y adultos deportistas y no deportistas de Bogotá*. Bogotá: Universidad el Bosque.
- Morfeld, M., Petersen, C., Krüger-Bödeker, A., Mackensen, S. y Bullinger, M. (2007). The assessment of mood at workplace – psychometric analyses of the revised Profile of Mood States (POMS) questionnaire. *GMS Psycho-Social-Medicine*, 4, 1-9.
- Netz, Y., Zeav, A., Arnon, M. y Daniel, S. (2005). Translating a single-word items scale with multiple subcomponents – A Hebrew translation of the Profile of Mood States. *The Israel Journal of Psychiatry and Related Sciences*, 42, 263-270.

- Perczek, R., Carver, C. S., Price, A. A. y Pozo, C. (2000). Coping, mood, and aspects of personality in Spanish translation and evidence of convergence with English versions. *Journal of Personality Assessment*, 74, 63-87. doi:10.1207/S15327752JPA740105
- Raglin, J. S. y Morgan, W. P. (1994). Development of a scale for use in monitoring training-induced distress in athletes. *International Journal of Sports Medicine*, 15, 84-88.
- Schafer, J. L. (1997). *Analysis of incomplete multivariate data*. Londres: Chapman & Hall.
- Shacham, S. (1983). A shortened version of the Profile of Mood States. *Journal of Personality Assessment*, 47, 305-396. doi:10.1207/s15327752jpa4703_14
- Terry, P. C. y Lane, A. M. (2000). Normative values for the Profile of Mood States for use with athletic samples. *Journal of Applied Sport Psychology*, 12, 93-109. doi:10.1080/10413200008404215
- Terry, P. C., Lane, A. M. y Fogarty, G. J. (2003). Construct validity of the Profile of Mood States-Adolescents for use with adults. *Psychology of Sport and Exercise*, 4, 125-139. doi:10.1016/S1469-0292(01)00035-8
- Terry, P. C., Lane, A. M., Lane, H. J. y Keohane, L. (1999). Development and validation of a mood measure for adolescents. *Journal of Sports Sciences*, 17, 861-872. doi:10.1080/026404199365425
- Terry, P. C., Stevens, M. J. y Lane, A. M. (2005). Influence of response time frame on mood assessment. *Anxiety, Stress, and Coping*, 18, 279-285. doi:10.1080/10615800500134688
- Wald, F. D. M. y Mellenbergh, G. J. (1990). The short Dutch version of the Profile of Moods State (POMS). *Nederlands Tijdschrift voor de Psychologie*, 45, 86-90.
- Winkielman, P., Knauper, B. y Schwarz, N. (1998). Looking back at anger: Reference periods change the interpretation of emotion frequency questions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 719-728. doi:10.1037/0022-3514.75.3.719
- Yeun, E. J. y Shin-Park, K. K. (2006). Verification of the Profile of Mood States-Brief: Cross-Cultural Analysis. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 1173-1180. doi:10.1002/jclp.20269