



Revista de Psicología del Deporte

ISSN: 1132-239X

DPSSEC@ps.uib.es, DPSSEC@uib.es

Universitat de les Illes Balears

España

Moreno, Juan Antonio; Conte, Luis; Martínez, Celestina; Alonso, Néstor; González-Cutre, David;
Cervelló, Eduardo
Propiedades psicométricas del Peer Motivational Climate in Youth Spor Questionnaire (PeerMCYSQ)
con una muestra de deportistas españoles
Revista de Psicología del Deporte, vol. 20, núm. 1, 2011, pp. 101-118
Universitat de les Illes Balears
Palma de Mallorca, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=235119302008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



Revista de Psicología del Deporte
2011. Vol. 20, núm. 1, pp. 101-118
ISSN: 1132-239X

Universitat de les Illes Balears
Universitat Autònoma de Barcelona

Propiedades psicométricas del *Peer Motivational Climate in Youth Sport Questionnaire* (PeerMCYSQ) con una muestra de deportistas españoles

Juan Antonio Moreno, Luis Conte*, Celestina Martínez**, Néstor Alonso*,
David González-Cutre** y Eduardo Cervelló**

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE PEER MOTIVATIONAL CLIMATE IN YOUTH SPORT QUESTIONNAIRE (PEERMCYSQ) WITH A SAMPLE OF SPANISH ATHLETES

KEYWORDS: motivational climate, peers, perceived competence, self-determined motivation, sport.

ABSTRACT: The purpose of this study was to adapt and validate the *Peer Motivational Climate in Youth Sport Questionnaire* (PeerMCYSQ) within the context of Spanish sport. We used a sample of 474 young federated athletes between the ages of 12 and 16 years who participated in both individual and group sport competitions. Different confirmatory factorial analyses, an analysis of internal consistency and an analysis of criteria validity were conducted. The results showed the need to remove two items from the original version to obtain acceptable fit indices. The three-factor model was proposed as the most appropriate: task-involvement climate, ability/competition and intrateam conflict. The results of the analysis of

Correspondencia: Juan Antonio Moreno Murcia. Centro de Investigación del Deporte. Universidad Miguel Hernández de Elche. Avda. de la Universidad s/n. 03202 Elche (Alicante). E-mail: j.moreno@umh.es

* Universidad de Murcia.

** Universidad Miguel Hernández de Elche.

*** Unidad de Investigación en Educación Física y Deportes, Universidad de Murcia.

**** Universidad de Almería

— Fecha de recepción: 10 de Julio de 2008. Fecha de aceptación: 15 de Septiembre de 2010.



criteria validity showed that both the task climate as well as the climate that enhanced competition positively predicted perceived ability/competition, which, in turn, positively predicted self-determined motivation. In addition, intra-team conflict negatively predicted self-determined motivation, both directly and mediated through perceived competition.

Tradicionalmente, las investigaciones que han tratado de analizar el clima motivacional en entornos de actividad física y deporte se han centrado en la influencia ejercida por el entrenador, el profesor de educación física y/o los padres. Sin embargo, estudios recientes (Ntoumanis y Vazou, 2005; Vazou, Ntoumanis, y Duda, 2005) están abordando la influencia que el grupo de iguales puede ejercer en el clima percibido por los individuos en contextos físico-deportivos, ya que el contacto diario con dicho grupo puede influir en la motivación y en las sensaciones de disfrute experimentadas por los deportistas durante la práctica deportiva (Wentzel, 1999). Al respecto, Horn y Weiss (1991) señalan que con el paso del tiempo, el grupo de iguales aumenta su poder de influencia por encima de los padres o del profesor, quienes ejercen su principal influencia en la etapa infantil. Así, las personas percibirán un clima motivacional que implique al ego en sus iguales cuando la aceptación por parte del grupo se base en la demostración normativa de habilidad y en la comparación con los compañeros, mientras que percibirán un clima motivacional que implique a la tarea cuando la aceptación por parte del grupo se base en criterios relacionados con la consecución de los objetivos marcados, la mejora personal o el dominio de la tarea.

La investigación en torno a la influencia que los iguales ejercen sobre la motivación de las personas en contextos de actividad física y

deporte todavía es muy reducida y han sido pocos los instrumentos diseñados para su medición. Vazou et al. (2005) realizaron un estudio cualitativo con deportistas adolescentes para identificar las dimensiones que componían el clima motivacional de los iguales, estableciendo 11 dimensiones: énfasis en la mejora individual, trato similar entre los compañeros, apoyo a la relación, cooperación y énfasis en el máximo esfuerzo (dimensiones relativas al clima motivacional que implica a la tarea); competición intra-equipo, preferencia por la habilidad normativa (preferencia por los compañeros más competentes) y conflicto intra-equipo (dimensiones relativas al clima motivacional que implica al ego); magnitud del apoyo a la autonomía, reacción ante el error y criterios para evaluar la competencia (dimensiones que presentan aspectos tanto del clima motivacional que implica al ego como a la tarea). Posteriormente, Ntoumanis y Vazou (2005), basándose en estas 11 dimensiones, crearon una escala a la que denominaron *Peer Motivational Climate in Youth Sport Questionnaire* (PeerMCYSQ).

Esta escala reflejó unas adecuadas propiedades psicométricas a través de tres estudios con deportistas adolescentes (tanto de deportes individuales como colectivos) en los que se llevaron a cabo varios análisis factoriales exploratorios y confirmatorios. Tras testar diferentes modelos, Ntoumanis y Vazou (2005) se decantaron por una estructura de 21 ítems divididos en cinco factores





correlacionados: mejora, apoyo a la relación y esfuerzo (representando dimensiones del clima tarea) y competición/habilidad intra-equipo y conflicto intra-equipo (representando dimensiones del clima ego). Este modelo obtuvo los siguientes índices de ajuste en el segundo estudio: $\chi^2= 274.25$; $g.l.= 179$; CFI= .95; NNFI= .94; RMSEA= .05; SRMR= .04, y los siguientes en el tercer estudio: $\chi^2= 342.02$; $g.l.= 179$; CFI= .95; NNFI= .94; RMSEA= .04; SRMR= .04. No obstante, en el segundo estudio se obtuvieron correlaciones muy elevadas entre los diferentes factores del clima tarea: .90 entre mejora y apoyo a la relación, .92 entre mejora y esfuerzo, y .90 entre apoyo a la relación y esfuerzo. A pesar de las altas correlaciones entre estos tres factores los autores decidieron no agruparlos en un solo factor (clima tarea). Los argumentos dados para esta decisión se basaron en que el modelo de tres factores (clima tarea, competición/habilidad intra-equipo y conflicto intra-equipo) no obtuvo buenos índices de ajuste ($\chi^2= 372.49$; $g.l.= 186$; CFI= .89; NNFI= .88; RMSEA= .06; SRMR= .04) y que en el análisis de la validez de criterio se obtuvieron relaciones diferentes de los tres factores con las variables disfrute y compromiso.

El análisis del modelo de segundo orden con dos factores de orden superior y tres y dos factores de orden inferior respectivamente (clima tarea: mejora, apoyo a la relación y esfuerzo; clima ego: competición/habilidad intra-equipo y conflicto intra-equipo) también mostró índices de ajuste aceptables (para el segundo estudio: $\chi^2= 374.58$; $g.l.= 184$; CFI= .94; NNFI= .94; RMSEA= .04; SRMR= .05, y para el tercer estudio: $\chi^2= 301.15$; $g.l.= 184$; CFI= .94; NNFI= .93; RMSEA= .06; SRMR= .04), aunque ligeramente peores que los del modelo de cinco factores correlacionados. Se

descartaron otros modelos por no obtener buenos índices de ajuste como el modelo de dos factores (clima tarea y clima ego) y el de cuatro factores (mejora, apoyo a la relación, esfuerzo y clima ego). La consistencia interna obtenida a través del alfa de Cronbach por Ntoumanis y Vazou (2005) en su tercer estudio fue de .77 para el factor mejora, .73 para el factor apoyo a la relación, .70 para el factor esfuerzo, .69 para el factor competición/habilidad intra-equipo y .73 para el factor conflicto intra-equipo.

Los trabajos que han analizado el influjo de los iguales sobre la motivación deportiva han mostrado la importancia de que el individuo se sienta aceptado por el grupo para satisfacer la necesidad psicológica básica de competencia (Weiss y Duncan, 1992). Todas las personas necesitan sentirse competentes en las labores que desempeñan, es decir, percibir que consiguen cumplir los objetivos previstos, logrando una mejora personal o rindiendo a un mejor nivel que otros. Según estos estudios, aquellos deportistas que han percibido ser respetados dentro del grupo de iguales, han exhibido altos sentimientos afectivos relacionados con el rendimiento (Duncan, 1993). En este sentido, cuando el deportista perciba que su grupo de iguales potencia la mejora personal, el aprendizaje y la cooperación entre compañeros, conseguirá controlar el resultado, así como experimentar eficacia y competencia y, consecuentemente, alcanzará altos índices de motivación. Si un individuo consigue satisfacer su necesidad de competencia alcanzará una motivación más autodeterminada, disfrutando y valorando lo que hace (Deci y Ryan, 2000). Un estudio reciente (Moreno, López de San Román, Martínez Galindo, Alonso, y González-Cutre, 2008) reveló que el clima tarea de los iguales se re-



lacionaba positivamente con la competencia percibida y ésta a su vez con la motivación autodeterminada en un contexto de ejercicio físico.

Considerando la importancia de medir la influencia ejercida por cada uno de los agentes significativos en las respuestas motivacionales de los jóvenes en contextos de actividad física y deporte (Harwood y Swain, 2001), y de validar los instrumentos de medida con diferentes poblaciones y culturas, nos propusimos como principal objetivo adaptar el cuestionario desarrollado por Ntoumanis y Vazou (2005) al contexto deportivo español y evaluar sus propiedades psicométricas. Se testaron diferentes modelos a través del análisis factorial confirmatorio (AFC), se analizó la consistencia interna con el coeficiente alfa de Cronbach, y la validez de criterio estudiando las relaciones entre el clima motivacional percibido en los iguales, la competencia percibida y la motivación autodeterminada.

Método

Participantes

En el estudio participaron 474 deportistas federados que participaban en competiciones tanto de deportes colectivos como individuales (fútbol, baloncesto, voleibol, atletismo, natación y tenis) de la Región de Murcia. De la totalidad de los participantes, 240 eran de sexo masculino y 234 de sexo femenino, con edades comprendidas entre los 12 y 16 años ($M= 14.14$, $DT= 1.95$). Los criterios para seleccionar a los participantes atendieron a que éstos fueran adolescentes, realizaran una práctica deportiva federada y entrenaran en grupo. Se intentó buscar un equilibrio en el número de chicos y chicas participantes en el estudio.

Instrumentos

Cuestionario del Clima Motivacional de los Iguales en el Deporte. Utilizamos el *Peer Motivational Climate in Youth Sport Questionnaire* (PeerMCYSQ) de Ntoumanis y Vazou (2005), que analizaba los climas motivacionales percibidos en los iguales (compañeros del grupo deportivo). El cuestionario estaba compuesto de 21 ítems, encabezados por la frase “En tu grupo de entrenamiento la mayoría de los compañeros/as...”, y agrupados en cinco factores: mejora (cuatro ítems, e.g. “se ayudan unos a otros a que se mejore”), apoyo a la relación (tres ítems, e.g. “hacen que los compañeros/as se sientan valorados/as”), esfuerzo (cinco ítems, e.g. “animan a los compañeros/as a trabajar más duro”), competición/habilidad intra-equipo (cinco ítems, e.g. “intentan hacerlo mejor que los compañeros/as del grupo”) y conflicto intra-equipo (cuatro ítems, e.g. “hacen comentarios negativos que desaniman a los compañeros/as”). Dicho cuestionario utilizaba una escala tipo Likert del 1 (*totalmente en desacuerdo*) al 7 (*totalmente de acuerdo*).

Competencia deportiva. Se utilizó el factor competencia deportiva del *Perfil de Auto-percepción Física* de Fox y Corbin (1989), validado al contexto español por Moreno y Cervelló (2005). Este factor medía la percepción de la habilidad atlética y deportiva, de la capacidad para aprender habilidades deportivas y de la confianza en entornos deportivos. Estaba compuesto por seis ítems (e.g. “suelo estar entre los/as más rápidos/as cuando se trata de aprender nuevas habilidades deportivas”) y las respuestas fueron recogidas en una escala tipo Likert de 1 (*totalmente de acuerdo*) a 4 (*totalmente en desacuerdo*). El coeficiente alfa de Cronbach obtenido fue de .84. El AFC del factor competencia en este estudio reveló los

siguientes índices de ajuste: χ^2 (5, N= 474)= 24.68, $p= .00$; $\chi^2/g.l.= 4.93$; CFI = .96; IFI= .96; RMSEA= .08; SRMR= .03.

Escala de Motivación Deportiva (SMS). Para medir la motivación deportiva se utilizó la versión española (Núñez, Martín-Albo, Navarro, y González, 2006) de la *Sport Motivation Scale* (Pelletier et al., 1995). Esta escala estaba compuesta por 28 ítems agrupados en siete factores (cuatro ítems por factor): motivación intrínseca (hacia el conocimiento, la ejecución y la estimulación), motivación extrínseca (regulación identificada, introyectada y externa) y desmotivación. Las respuestas a los ítems fueron recogidas en una escala Likert de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente de acuerdo*). En este estudio se obtuvieron valores alfa de Cronbach de .71 para motivación intrínseca hacia el conocimiento, .67 para motivación intrínseca hacia la estimulación, .73 para motivación intrínseca hacia la ejecución, .68 para regulación identificada, .72 para regulación introyectada, .77 para regulación externa y .80 para desmotivación. Algunas subescalas revelaron un valor de consistencia interna inferior al recomendado .70 (Nunnally, 1978). Puesto que el número de ítems que componían las subescalas era pequeño (cuatro), la consistencia interna observada podría ser marginalmente aceptada (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1998; Nunnally y Bernstein, 1994). Se realizó un AFC de la escala, testando un modelo de siete factores correlacionados y obteniendo los siguientes índices de ajuste: χ^2 (329, N= 474)= 1014.86, $p= .00$; $\chi^2/g.l.= 3.08$; CFI= .91; IFI= .91; RMSEA= .06; SRMR= .06.

Las puntuaciones obtenidas por los deportistas en las diferentes subescalas de la SMS fueron agrupadas para calcular el índice de autodeterminación (IAD), aplicando la siguiente fórmula: 2 x (MI hacia el

conocimiento + MI hacia la ejecución + MI hacia la estimulación) / 3 + Regulación identificada – (Regulación introyectada + Regulación externa) / 2 + 2 x Desmotivación (Vallerand y Rousseau, 2001). Este índice nos indica el nivel de autodeterminación de la motivación del deportista y ha sido utilizado en estudios previos (e.g. Chantal, Robin, Vernat, y Bernache-Asollant, 2005). En este estudio el IAD osciló entre -4.8 y 14.

En los tres instrumentos la puntuación de cada uno de los factores se obtuvo calculando la puntuación media de los ítems que lo componían.

Procedimiento

La traducción del PeerMCYSQ al español se ha llevado a cabo siguiendo los procedimientos de traducción transcultural de escalas. En primer lugar, los ítems del cuestionario fueron traducidos del inglés al español de acuerdo al procedimiento *parallel back-translation* (Brislin, 1986), en el que se comienza traduciendo el cuestionario del idioma original a la lengua objeto de estudio por una persona bilingüe. Esta traducción fue traducida de nuevo al idioma original por otro individuo bilingüe sin el conocimiento del instrumento original. Para asegurarnos una correcta traducción y evitar posibles sesgos, la secuencia que acabamos de describir se repitió nuevamente, de manera que, en este estudio, cuatro individuos bilingües llevaron a cabo el procedimiento *parallel back-translation*. La bondad de la traducción se juzgó en función del grado de coincidencia con la versión original. En segundo lugar, los ítems obtenidos anteriormente fueron evaluados por un comité formado por las personas que participaron en el proceso de traducción y dos profesores expertos en psicología de la motivación, que seleccionaron los ítems que



habían mantenido el significado original y prepararon el formato y las instrucciones del cuestionario de forma idéntica a la versión original. En este proceso sólo se produjeron pequeños cambios en la redacción de los ítems (e.g. el ítem original “se preocupan por la opinión de cada uno/a” se modificó a “se tiene en cuenta la opinión de cada uno/a”).

Para llevar a cabo el estudio, nos pusimos en contacto con los responsables de las diferentes escuelas deportivas y entrenadores, para informarles de nuestros objetivos y pedirles su colaboración voluntaria, así como con los padres de los deportistas, solicitándoles su autorización para que sus hijos pudieran participar en la misma. Seguidamente, se procedió a la administración de los cuestionarios bajo la supervisión del investigador principal, quien solventó toda duda que surgió durante el proceso. Durante la recogida se repasaron todos los cuestionarios para que ningún ítem quedara en blanco. No obstante, los valores perdidos fueron reemplazados utilizando el método de media de la serie en el paquete estadístico. El tiempo aproximado para completar los cuestionarios fue de 25 minutos.

Análisis de datos

En primer lugar se analizó la normalidad univariada de los ítems que componían la escala para seguidamente testar diferentes modelos a través del AFC. En línea con el estudio de Ntoumanis y Vazou (2005) se analizó un modelo de cinco factores, un modelo de tres factores (clima tarea, competición/habilidad intra-equipo y conflicto intra-equipo), un modelo de orden superior (con los factores clima tarea y clima ego compuestos de tres y dos subfactores respectivamente) y un modelo de dos factores (clima tarea y clima ego).

En segundo lugar se analizó la consistencia interna de cada uno de los factores a través del coeficiente alfa de Cronbach. Finalmente, se examinó la validez de criterio del instrumento relacionándolo con la competencia percibida y la motivación autodeterminada. Se realizó un análisis descriptivo de los datos y de correlación entre todas las variables, para, a continuación, llevar a cabo un modelo de ecuaciones estructurales que testara las relaciones predictivas entre dichas variables.

Los diferentes análisis factoriales confirmatorios y el modelo de ecuaciones estructurales se llevaron a cabo con el paquete estadístico AMOS 7.0. Para testar el ajuste entre el modelo teórico planteado y la matriz de datos recogida se utilizaron diferentes índices: χ^2 , $\chi^2/g.l.$, CFI (*Comparative Fit Index*), IFI (*Incremental Fit Index*), RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) y SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*). Se empleó la ratio entre chi cuadrado y los grados de libertad ($\chi^2/g.l.$) puesto que el χ^2 es muy sensible al tamaño muestral (Jöreskog y Sörbom, 1993). Para este indicador se suelen aceptar valores inferiores a 5 (Bentler, 1989). Según Hu y Bentler (1999) valores CFI e IFI superiores a .95 junto con valores iguales o menores de .06 para RMSEA y .08 para SRMR indican un buen ajuste del modelo. No obstante, algunos expertos psicométricos consideran que estos valores son muy difíciles de conseguir con modelos complejos que utilizan datos reales en lugar de simulados (e.g. Marsh, Hau y Grayson, 2005). Consecuentemente, se suelen considerar como aceptables valores en torno a .90. Otros autores consideran aceptables valores de .08 o inferiores para el RMSEA (Browne y Cudeck, 1993).





Resultados

Análisis descriptivo de los ítems

En la Tabla 1 se puede observar que por lo general la puntuación media de los ítems estaba en torno al punto medio de la escala (no

existiendo valores demasiado altos o bajos) y la desviación típica fue superior a 1 en todos los casos (Carretero-Dios y Pérez, 2005). Además los valores de asimetría y curtosis fueron inferiores a 2 lo que indicaba una distribución normal univariada de los datos (Bollen y Long, 1993).

Ítems	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis
1. Se ayudan unos a otros a que se mejore	5.41	1.60	-1.15	.72
2. Se animan entre sí para poder triunfar en la competición	5.67	1.42	-1.12	.81
3. Se ofrecen para ayudar a que los compañeros/as puedan desarrollar nuevas habilidades	5.36	1.47	-.89	.35
4. Se tiene más en cuenta la opinión de los compañeros/as más habilidosos/as	4.59	1.80	-.48	-.69
5. Hacen que los compañeros/as se sientan valorados/as	5.37	1.39	-.65	.03
6. Trabajan juntos para mejorar las habilidades que no hacen bien	5.38	1.50	-.01	.72
7. Hacen comentarios negativos que desaniman a los compañeros/as	3.02	1.93	.55	-.95
8. Intentan hacerlo mejor que los compañeros/as del grupo	4.40	1.77	-.43	-.70
9. Critican a sus compañeros/as cuando fallan	3.33	1.94	.28	-1.20
10. Enseñan a sus compañeros/as cosas nuevas	5.19	1.53	-.87	.27
11. Animán a los compañeros/as a trabajar más duro	5.38	1.48	-1.01	.74
12. Parecen contentos cuando lo hacen mejor que los compañeros/as del grupo	4.90	1.63	-.63	-.24
13. Hacen que los compañeros/as se sientan aceptados/as	5.60	1.33	-1.03	.95
14. Desean estar con los compañeros/as más hábiles	4.53	1.81	-.40	-.74
15. Elogian a los compañeros/as que se esfuerzan más	4.94	1.53	-.61	-.10
16. Se quejan cuando el equipo no gana	4.36	1.89	-.29	-.97
17. Están contentos cuando sus compañeros/as se esfuerzan	5.61	1.36	-1.02	.75
18. Se tiene en cuenta la opinión de cada uno/a	5.43	1.47	-.86	.27
19. Son un ejemplo en esforzarse al máximo	5.29	1.51	-.76	.14
20. Se ríen de sus compañeros/as cuando se equivocan	3.19	1.93	.47	-.98
21. Animán a sus compañeros/as a intentarlo después de algún fallo	5.60	1.53	-1.12	.73

Tabla 1. Análisis descriptivo de los ítems del PeerMCYSQ.



Análisis factoriales confirmatorios

Se utilizó la matriz de covarianza como entrada para el análisis de datos y el método de estimación de máxima verosimilitud junto con el procedimiento de *bootstrapping*, puesto que el coeficiente de Mardia (normalidad multivariada) del modelo inicial fue elevado (198.58). Los resultados del análisis de *bootstrapping* permitieron asumir que los resultados de las estimaciones eran robustos y, por tanto, no se veían afectados por la falta de normalidad multivariada (Byrne, 2001).

En primer lugar, siguiendo la estructura elegida por Ntoumanis y Vazou (2005) se realizó un AFC con cinco factores correlacionados. Los índices de ajuste obtenidos no fueron satisfactorios: χ^2 (179, $N=474$) = 988.70, $p=.00$; $\chi^2/g.l.=5.52$; CFI=.81; IFI=.81; RMSEA=.09; SRMR=.13. Los resultados sugerían la eliminación de los ítems 2 y 15 para obtener unos índices de ajuste aceptables: χ^2 (142, $N=474$) = 449.30, $p=.00$; $\chi^2/g.l.=3.16$; CFI=.92; IFI=.92; RMSEA=.06; SRMR=.05. Los pesos de regresión estandarizados oscilaron entre .39 y .82. No obstante, se obtuvieron correlaciones muy elevadas entre mejora y apoyo a la relación ($r=.98$), entre mejora y esfuerzo ($r=.93$) y entre apoyo a la relación y esfuerzo ($r=.98$).

Los resultados de este modelo sugerían el solapamiento de los factores mejora, apoyo a la relación y esfuerzo en un único constructo (clima tarea), por lo que a continuación se testó un modelo de tres factores correlacionados (Figura 1). Los índices de ajuste mostraron valores ligeramente peores que el modelo anterior pero también aceptables: χ^2 (149, $N=474$) = 488.98, $p=.00$; $\chi^2/g.l.=3.28$; CFI=.91; IFI=.91; RMSEA=.06; SRMR=.05. Los pesos de regresión estandarizados fueron estadísticamente significativos, oscilando entre .39 y .82. Además, las correlaciones entre los tres factores fueron bajas o moderadas.

En línea con el estudio de Ntoumanis y Vazou (2005) seguidamente se testó un modelo de orden superior (con los factores clima tarea y clima ego compuestos de tres y dos subfactores respectivamente), obteniendo los siguientes índices de ajuste: χ^2 (146, $N=474$) = 462.46, $p=.00$; $\chi^2/g.l.=3.16$; CFI=.91; IFI=.91; RMSEA=.06; SRMR=.06. La carga factorial del factor competición/habilidad intra-equipo dentro del clima ego no fue significativa. Estos resultados sugerían que las variables competición/habilidad y conflicto no pertenecían a un mismo factor.

En último lugar se sometió a prueba el modelo de dos factores (clima tarea y clima ego) obteniendo índices de ajuste por debajo de los puntos de corte establecidos para considerar el modelo aceptable: χ^2 (151, $N=474$) = 624.54, $p=.00$; $\chi^2/g.l.=4.13$; CFI=.87; IFI=.87; RMSEA=.08; SRMR=.07. En resumen, el análisis de los diferentes modelos apuntaba que el más adecuado era el de tres factores correlacionados.

Análisis de la consistencia interna

Los valores alfa de Cronbach obtenidos en este estudio, con la eliminación de los dos ítems llevada a cabo en el AFC, fueron de .91 para el factor clima tarea (.82 para mejora, .68 para apoyo a la relación y .78 para esfuerzo), .69 para el factor competición/habilidad y .80 para el factor conflicto.

Descriptivos y correlaciones

En este apartado se presentan los estadísticos descriptivos y las correlaciones obtenidas entre el clima motivacional percibido en los iguales, la satisfacción de la necesidad de competencia y la motivación autodeterminada (Tabla 2). Los datos revelaron una puntuación mayor en el factor clima tarea que en los factores com-

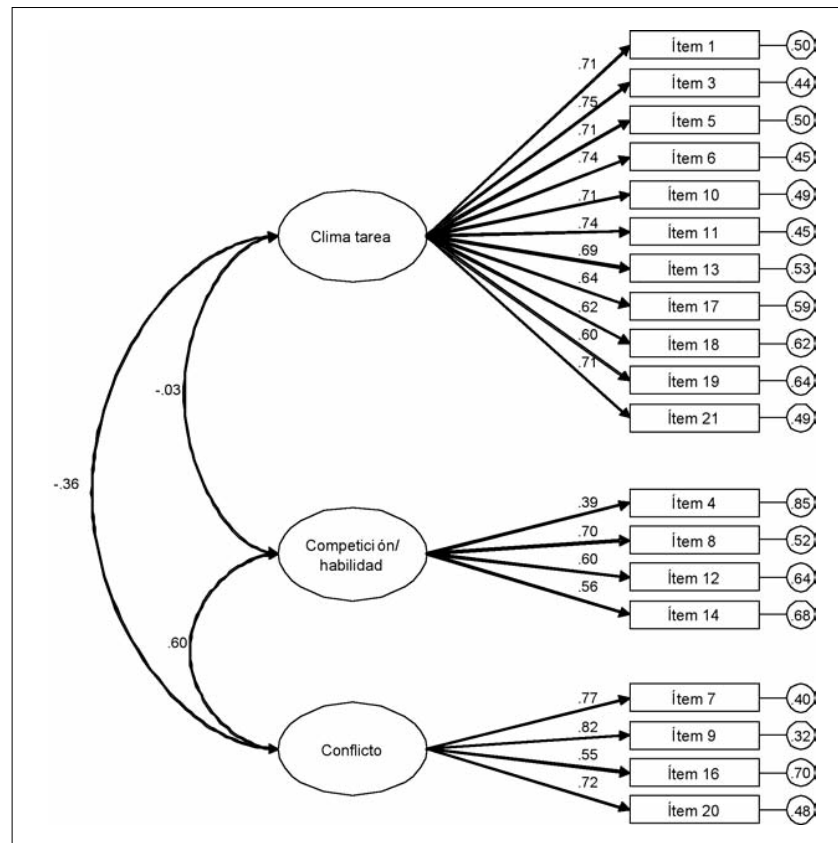


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio del modelo de tres factores del PeerMCYSQ. Las elipses representan los factores y los rectángulos representan los diferentes ítems. Todos los pesos de regresión están estandarizados y son estadísticamente significativos ($p < .05$). Las varianzas del error se muestran en los círculos pequeños.

petición/habilidad y conflicto. Las puntuaciones medias en competencia percibida y en el IAD fueron de $M = 3.16$ y $M = 5.17$, respectivamente. Los valores de asimetría y curtosis indicaban una distribución normal univariada de los datos.

En el análisis de correlación se observó que el clima tarea se relacionaba de forma positiva y significativa con la satisfacción de

la necesidad de competencia y con el IAD. Por su parte, el clima motivacional que potenciaba la competición se relacionaba de forma positiva con la competencia percibida y de forma negativa con el IAD. El clima motivacional de conflicto se relacionaba negativamente con el IAD, mientras que la competencia percibida se relacionaba positivamente con el IAD.



	Mínimo	Máximo	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis	α	1	2	3	4	5
1. Clima tarea	1.45	6.36	4.91	.98	-.81	.74	.91	-	.00	-.30**	.33**	.35**
2. Competición	1.00	7.00	4.60	1.22	-.35	-.10	.69	-	-	.45**	.19**	-.16**
3. Conflicto	1.00	7.00	3.47	1.52	.13	-.92	.80	-	-	-	-.07	-.49**
4. Competencia	1.58	4.00	3.16	.60	-.77	.95	.84	-	-	-	-	.42**
5. IAD	-4.88	14.00	5.17	4.26	.04	-1.00	.86	-	-	-	-	-

** $p < .01$

Tabla 2. Estadísticos descriptivos, coeficiente alfa y correlaciones de todas las variables.

Modelo de ecuaciones estructurales

Se utilizó una estrategia de análisis en dos pasos (Anderson y Gerbing, 1998), testando en primer lugar la validez de constructo del modelo de medida a través de un análisis en el que todas las variables correlacionaban libremente, y en segundo lugar un modelo de relaciones predictivas entre las diferentes variables. Se hipotetizaba que el clima motivacional tarea percibido en los iguales prediría positivamente la competencia percibida, mientras que la competición/habilidad y el conflicto lo harían de forma negativa. La competencia percibida, a su vez, prediría positivamente la motivación autodeterminada.

Para comprobar la bondad o semejanza del modelo propuesto con los datos empíricos existentes, se consideraron los mismos coeficientes o índices de bondad de ajuste que para el AFC. Se utilizó la matriz de covarianza como entrada para el análisis de datos y el método de estimación de máxima verosimilitud junto con el procedimiento de *bootstrapping* (coeficiente de Mardia= 12.68).

Para las variables latentes clima tarea, competición/habilidad, conflicto y competencia, se parcelaron aleatoriamente sus ítems

en dos grupos homogéneos cuyas medias se utilizaron como indicadores. Así el factor clima tarea utilizó dos indicadores, compuestos por la media de seis y cinco de sus ítems respectivamente. Los indicadores de los factores competición/habilidad y conflicto estuvieron compuestos por la media de dos ítems cada uno, mientras que los indicadores de la competencia percibida se calcularon con la media de tres ítems. También se parcelaron aleatoriamente los ítems de los diferentes factores de la SMS en dos grupos homogéneos. Con cada uno de los grupos se calculó la fórmula del IAD, de tal manera que se obtuvieron dos IAD, que se emplearon como indicadores. La utilización de dos indicadores en modelos con variables latentes correlacionadas es una condición suficientemente fuerte para evitar problemas de identificación (McDonald y Ho, 2002). Se decidió utilizar parcelas puesto que Kline (2005) recomienda que la ratio entre el número de parámetros y el tamaño muestral sea de 1-10 y de esta manera en el modelo había 44 parámetros para una muestra de 474 deportistas. Sin parcelas el número de parámetros hubiera sido demasiado elevado. Se eligió una técnica de parcelación de





asignación aleatoria puesto que suele conllevar varianzas explicadas similares en cada indicador (Little, Cunningham, y Shahar, 2002).

El modelo de medida reflejó los siguientes índices de ajuste: χ^2 (25, $N=474$) = 127.00, $p=.00$; $\chi^2/g.l.=5.08$; CFI = .94; IFI = .94; SRMR = .05; RMSEA = .09. Las correlaciones oscilaron entre -.64 y .64.

Los resultados del análisis del modelo de ecuaciones estructurales revelaron que tanto el clima tarea ($b=.27$) como el que potenciaba la competición y la habilidad normativa ($b=.40$) predecían positivamente la satisfacción de la necesidad de competencia, mientras que el clima de conflicto lo hacía negativamente ($b=-.67$). La competencia percibida predecía positivamente la motivación autodeterminada ($b=.83$). No obstante, los índices de ajuste obtenidos no fueron satisfactorios: χ^2 (28, $N=474$) = 255.07, $p=.00$; $\chi^2/g.l.=9.11$; CFI = .86; IFI = .87; SRMR = .09; RMSEA = .13.

Para testar el papel mediador de la competencia percibida se siguieron los pasos propuestos por Baron y Kenny (1986). En el modelo anterior se observaba que las variables independientes predecían el mediador, y que el mediador predecía la variable dependiente. El siguiente paso consistió en comprobar si las variables independientes predecían la variable dependiente. Los resultados de este modelo mostraron que el clima tarea ($b=.13$), el clima de competición/habilidad ($b=.23$) y el clima de conflicto ($b=-.74$) predecían la motivación autodeterminada, obteniéndose los siguientes índices de ajuste: χ^2 (14, $N=474$) = 111.18, $p=.00$; $\chi^2/g.l.=7.94$; CFI = .93; IFI = .93; SRMR = .06; RMSEA = .12. Finalmente se trató de comprobar si la relación significativa previa entre las variables independientes y la

dependiente dejaba de ser significativa cuando las relaciones entre las variables independientes y la mediadora y entre ésta y la dependiente eran controladas. Para ello se planteó un modelo en el que los tres tipos de climas predecían tanto directa como indirectamente la motivación autodeterminada. Los resultados de este modelo revelaron que el clima tarea y el clima de competición/habilidad no predecían directamente la motivación autodeterminada (sólo de forma mediada a través de la competencia percibida), mientras que el clima de conflicto lo hacía tanto directa como indirectamente, siendo por tanto la relación parcialmente mediada. El modelo (Figura 2) obtuvo unos índices de ajuste aceptables: χ^2 (27, $N=474$) = 111.18, $p=.00$; $\chi^2/g.l.=4.72$; CFI = .94; IFI = .94; SRMR = .05; RMSEA = .08. La varianza explicada fue del 31% para la competencia percibida y del 67% para el IAD.

Discusión

Debido a la influencia que los iguales ejercen en la adolescencia, es importante conocer y determinar su efecto sobre la motivación y, por lo tanto, en la práctica físico-deportiva de los jóvenes (Smith, 2003). El objetivo principal de esta investigación ha sido adaptar y validar el cuestionario PeerMCYSQ desarrollado por Ntoumanis y Vazou (2005) al contexto deportivo español. Para ello se llevaron a cabo diferentes análisis factoriales confirmatorios, se analizó la consistencia interna, y se comprobó la validez de criterio de la escala mediante un análisis de correlación y un modelo de ecuaciones estructurales en el que se analizaron las relaciones entre el clima de los iguales, la competencia percibida y la motivación autodeterminada.



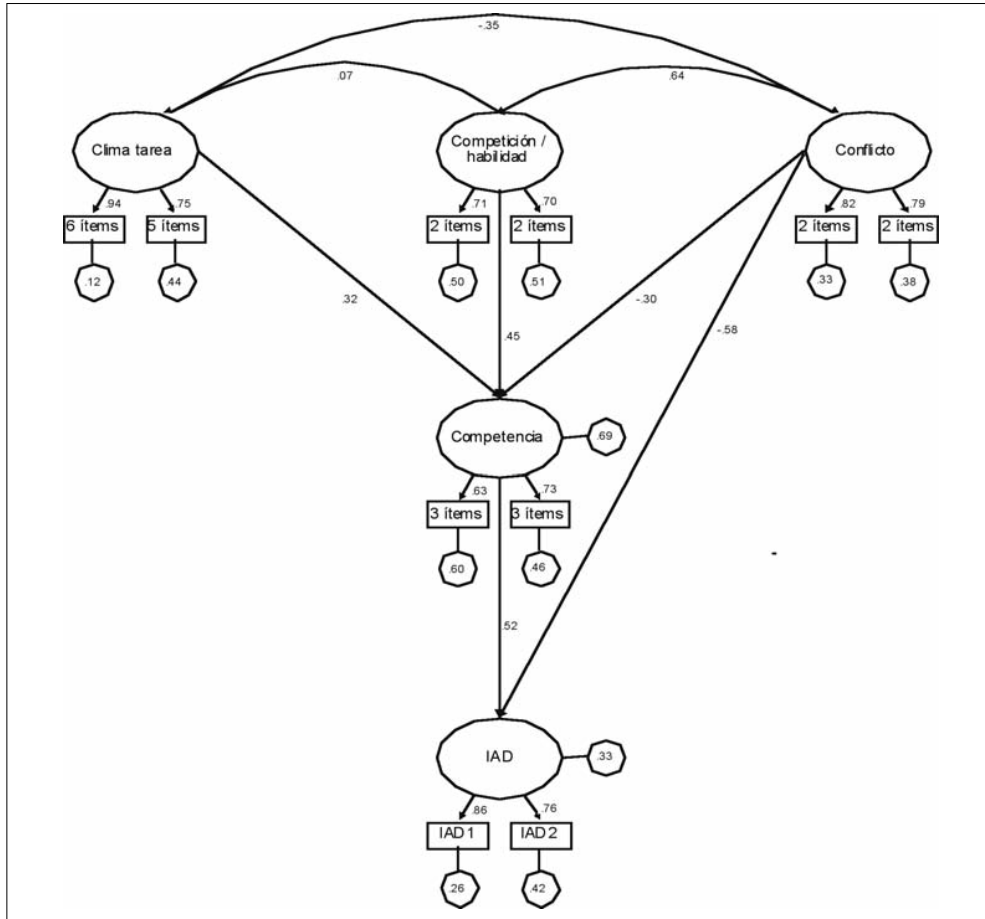


Figura 2. Modelo de ecuaciones estructurales. Las elipses representan las variables latentes y los rectángulos las variables observadas. Todos los pesos de regresión están estandarizados y son estadísticamente significativos ($p < .05$). Las varianzas del error se muestran en los círculos pequeños.

En primer lugar, para obtener unos índices de ajuste aceptables en el análisis factorial confirmatorio fue necesario eliminar dos ítems de la versión original. Se eliminó el ítem “se animan entre sí para poder triunfar en la competición” del factor competición/habilidad, y el ítem “elogian a los compañeros/as que se esfuerzan más” del

factor esfuerzo. Respecto al primer ítem, para mantener el mismo sentido que el resto de ítems que componían el factor, en relación a la comparación entre compañeros, quizá hubiera sido mejor utilizar la expresión “para hacerlo mejor que los compañeros” que “para poder triunfar en la competición”. De esta manera, el componente normativo hubiera



sido más claro. Respecto al segundo ítem, quizá el problema recalcó en utilizar el término “elogiar” y en recalcar la importancia de aquellos que “se esfuerzan más”. De esta forma es posible que se estuviera destacando más el elemento de comparación que el de esfuerzo. Probablemente hubiera sido más conveniente utilizar términos como “animar” o “reforzar” y eliminar el adverbio comparativo “más”. Sería interesante que futuros estudios trataran de testar las propiedades psicométricas del PeerMCYSQ atendiendo a estas sugerencias de modificación. A pesar de la eliminación de estos ítems, el cuestionario mantuvo el sentido original, lo que facilitaría la comparabilidad de resultados con la versión original en culturas distintas.

Los resultados de los diferentes modelos confirmatorios testados sugerían que los tres factores diseñados por Ntoumanis y Vazou (2005) para evaluar el clima tarea de los iguales (mejora, esfuerzo y relación) se agrupaban en un solo factor en el contexto español, mientras que los factores competición/habilidad y conflicto intra-equipo sí que se mostraron como constructos independientes. Ntoumanis y Vazou (2005) ya reflejaron una alta correlación entre los factores que componía el clima tarea de los iguales. No obstante, obtuvieron peores índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio con el modelo de tres factores que con el de cinco, de ahí que decidieran mantener esta última estructura factorial. En nuestro estudio los índices obtenidos para ambos modelos fueron aceptables y, aunque el modelo de cinco factores obtuvo índices ligeramente mejores, la alta correlación encontrada entre las diferentes dimensiones tarea nos lleva a proponer como el modelo más adecuado el de tres factores.

Siguiendo el trabajo realizado por Ntoumanis y Vazou (2005), en este estudio

también se sometió a prueba la estructura factorial de un modelo de dos factores (clima ego y clima tarea) y de un modelo de orden superior. Al igual que en el estudio de Ntoumanis y Vazou (2005) los resultados del modelo de dos factores no fueron satisfactorios. Estos resultados apoyan la existencia de al menos tres factores bien diferenciados. El modelo de orden superior mostró índices de ajuste aceptables aunque el factor conflicto no obtuvo una carga factorial significativa dentro del clima ego. Los resultados de Ntoumanis y Vazou (2005), sin embargo, sí daban apoyo a este modelo de orden superior. Atendiendo a la definición teórica del clima motivacional ego como un clima en el que se prima la competición, la habilidad normativa y la comparación, es posible que el conflicto, tal como se define en los ítems de este instrumento, no tenga cabida. Una cosa es que exista rivalidad entre los miembros del grupo y otra muy diferente que se llegue al punto del conflicto en el que se hacen comentarios negativos o se ríen de los compañeros. Por ello, quizá el clima de conflicto pueda ser diferenciado del clima ego. No obstante, la validación de una escala es un proceso continuado y, por tanto, son necesarios más estudios que analicen los diferentes modelos factoriales para tratar de dilucidar cuál resulta más apropiado. En este sentido, resultaría de interés analizar la invarianza factorial del cuestionario atendiendo a algunas variables como el sexo o la edad.

El análisis de la consistencia interna también mostró unos coeficientes alfa de Cronbach aceptables, excepto para el factor competición/habilidad que se situó justo por debajo del límite de .70. Ntoumanis y Vazou (2005) obtuvieron resultados muy similares en su estudio de la consistencia interna del PeerMCYSQ, incluido un valor de .69 para el alfa del factor competición/habilidad. En





futuros estudios se podrían diseñar nuevos ítems para mejorar la consistencia interna de esta dimensión. Del mismo modo sería interesante analizar otros tipos de fiabilidad como la estabilidad temporal.

Los resultados del modelo de ecuaciones estructurales mostraron que el clima tarea y el clima de competición/habilidad percibido en los iguales predecían positivamente la satisfacción de la necesidad de competencia, la cual, a su vez, predecía positivamente la motivación autodeterminada. El clima motivacional que potenciaba el conflicto predijo negativamente la motivación autodeterminada tanto de forma directa como mediada a través de la competencia percibida. Estos resultados apoyan la validez de criterio del instrumento ya que las relaciones encontradas van, por lo general, en la línea de lo esperado y de los resultados hallados por investigaciones previas.

Tan sólo se ha encontrado un estudio publicado hasta la fecha que analice la relación del clima motivacional de los iguales con estas variables dentro del contexto deportivo. En línea con nuestro trabajo, Moreno et al. (2008) mostraron con una muestra de practicantes de ejercicio físico que el clima tarea de los iguales predecía positivamente la competencia percibida y ésta a su vez la motivación autodeterminada, mientras que el clima ego no predecía ninguna de las necesidades psicológicas básicas. Además, atendiendo a la influencia que los adultos significativos (entrenadores o profesores) ejercen sobre los deportistas, diferentes estudios (Ntoumanis y Biddle, 1999; Reinboth y Duda, 2006; Sarrazin, Vallerand, Guillet, Pelletier y Cury, 2002) han coincidido en afirmar que el clima motivacional que implica a la tarea satisface la necesidad de competencia y desarrolla la motivación autodeterminada, mientras que el clima

motivacional que implica al ego puede disminuir la satisfacción de dicha necesidad, relacionándose negativamente con la motivación autodeterminada. En línea con estos trabajos, nuestros resultados revelan que un clima motivacional que potencie la mejora, el apoyo a la relación y el esfuerzo (clima tarea de los iguales) y, por lo tanto, el aprendizaje, la superación y la cooperación, podría desarrollar un sentimiento de competencia que aumentaría la motivación autodeterminada de los deportistas. Sin embargo, el clima motivacional que potencie el conflicto entre los miembros de un equipo deportivo y, por lo tanto, las quejas y críticas entre iguales, podría disminuir la competencia percibida y la motivación autodeterminada experimentada por los deportistas durante la práctica físico-deportiva.

A diferencia de lo hipotetizado, también se encontró que el clima motivacional que potenciaba la competición predecía positivamente la competencia percibida. Estos resultados indican que una parte de la satisfacción de la necesidad de competencia del joven deportista es explicada por la presencia de un clima de comparación entre los iguales. Así pues, un ambiente en el que se potencie la competición, pero desde un punto de vista constructivo, en el que se prime la ejecución correcta, el aprendizaje, la participación y el interés o diversión, podría permitir que los deportistas tengan control sobre sus resultados y experimenten eficacia y, por lo tanto, satisfagan la necesidad psicológica básica de competencia, y con ella alcancen altos niveles de motivación autodeterminada (Ntoumanis, 2005; Standage, Duda y Ntoumanis, 2006).

Resulta curioso que la relación entre el clima de conflicto y la motivación autodeterminada sea directa además de mediada a través de la competencia percibida, mientras que la relación de la motivación auto-





determinada con los otros dos climas sea exclusivamente mediada. Esta relación puede ser explicada teniendo en cuenta que desde sus inicios los conceptos teóricos de clima tarea y clima de competición/habilidad fueron concebidos específicamente como factores sociales que incidían sobre la competencia (entendida como mejora personal o como superación de los demás respectivamente). Sin embargo, el clima de conflicto no sólo hace referencia a aspectos de competencia, sino también a aspectos de mala relación dentro del grupo, lo que explicaría que incida directamente sobre la motivación autodeterminada.

En resumen, este estudio ha mostrado unas propiedades psicométricas aceptables para el PeerMCYSQ en el contexto español. Esto supone una contribución importante al campo de la investigación en motivación deportiva, ya que va a permitir que futuros estudios analicen de forma conjunta cómo y

en qué medida los climas motivacionales generados por los diferentes agentes significativos influyen en la motivación de los jóvenes hacia la práctica físico-deportiva. Del mismo modo, resulta interesante analizar la influencia del clima motivacional de los iguales sobre determinadas consecuencias afectivas, cognitivas y conductuales. No obstante, las propiedades psicométricas del instrumento deberían ser testadas en otros contextos deportivos como el del deporte escolar, la práctica deportiva no federada o el ejercicio físico en centros deportivos. Este estudio supone un intento más de profundizar en el análisis de los diferentes componentes del clima motivacional de los iguales y clarificar sus relaciones con diferentes constructos. Más estudios deberán continuar ahondando en esta línea con el objetivo de obtener un mayor conocimiento de los aspectos que influyen en la motivación de jóvenes deportistas.

PROPIEDADES PSICOMETRICAS DEL PEER MOTIVATIONAL CLIMATE IN YOUTH SPORT QUESTIONNAIRE (PEERMCSYQ) CON UNA MUESTRA DE DEPORTISTAS ESPAÑOLES

PALABRAS CLAVE: Clima motivacional, Iguales, Competencia percibida, Motivación autodeterminada, Deporte.

RESUMEN: El objetivo de este estudio fue adaptar y validar al contexto deportivo español el *Cuestionario del Clima Motivacional de los Iguales en el Deporte* (PeerMCYSQ). Para ello se utilizó una muestra de 474 deportistas federados, con edades entre 12 y 16 años, que participaban en competiciones tanto de deportes colectivos como individuales. Se llevaron a cabo diferentes análisis factoriales confirmatorios, un análisis de la consistencia interna y un análisis de la validez de criterio. Los resultados mostraron la necesidad de eliminar dos ítems de la versión original para obtener índices de ajuste aceptables. Se propuso como modelo más adecuado el de tres factores: clima tarea, competición/habilidad y conflicto intra-equipo. Los resultados del análisis de la validez de criterio mostraron que tanto el clima tarea como el clima que potenciaba la competición predecían positivamente la competencia percibida, la cual, a su vez, predecía positivamente la motivación autodeterminada. Además, el clima motivacional que potenciaba el conflicto predecía negativamente la motivación autodeterminada, tanto de forma directa como mediada a través de la competencia percibida.





PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DO PEER MOTIVATIONAL CLIMATE IN YOUTH SPORT QUESTIONNAIRE (PEERMCSQ) COM UMA AMOSTRA DE DESPORTISTAS ESPANHÓIS

PALAVRAS-CHAVE: Clima motivacional, Pares, Competência percebida, Motivação auto-determinada, Desporto.

RESUMO: O objectivo deste estudo foi adaptar e validar para o contexto desportivo espanhol o *Peer Motivational Climate in Youth Sport Questionnaire* (PEERMCSQ). Para tal foi utilizada uma amostra de 474 desportistas federados, com idades compreendidas entre os 12 e os 16 anos, que participavam em competições, tanto de desportos colectivos como individuais. Realizaram-se diferentes análises factoriais confirmatórias, uma análise de consistência interna e uma análise de validade de critério. Os resultados mostraram necessidade de eliminar dois itens da versão original para obter índices de ajustamento aceitáveis. Foi proposto um modelo de 3 factores como sendo o mais adequado: clima de tarefa, competição/competência e conflito intra-equipa. Os resultados da análise de validade de critério mostraram que tanto o clima de tarefa como o clima que potenciava a competição, prediziam positivamente a competência percebida a qual, por sua vez, predizia positivamente a motivação auto-determinada. Adicionalmente, o clima motivacional que potenciava o conflito predizia negativamente a motivação auto-determinada, tanto de forma directa como mediada pela competência percebida.

Referencias

- Baron, R. M. y Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Bentler, P. M. (1989). *EQS structural equations program manual*. Los Angeles: BMDP Statistical Software.
- Bollen, K. y Long, J. S. (1993) *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Brislin, R. W. (1986). The wording and translation of research instruments. En W. Lonner, y J. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Beverly Hills, CA: Sage.
- Browne, M. W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen, y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, C.A: Sage.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- Chantal, Y., Robin, P., Vernat, J. P. y Bernache-Asollant, I. (2005). Motivation, sportspersonship, and athletic aggression: a mediational analysis. *Psychology of Sport and Exercise*, 6, 233-249.
- Deci, E. L. y Ryan, R. M. (2000). The “what” and “why” of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behaviour. *Psychological Inquiry*, 11, 227-268.
- Duncan, S. C. (1993). The role of cognitive appraisal and friendship provisions in adolescents’ affect and motivation toward activity in physical education. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 64, 314-323.
- Fox, K. R. y Corbin, C. B. (1989). The physical self-perception profile: development and preliminary validation. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 11, 408-430.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.





- Harwood, C. y Swain, A. B. J. (2001). The development and activation of achievement goals in tennis: I. Understanding the underlying factors. *The Sport Psychologist*, 15, 319-341.
- Horn, T. S. y Weiss, M. R. (1991). A developmental analysis of children's self-ability judgments in the physical domain. *Pediatric Exercise Science*, 3, 310-326.
- 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.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago IL: Scientific Software.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modelling* (2ª ed.). Nueva York: Guildford Press.
- Little, T. D., Cunningham, W. A. y Shahar, G. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9, 151-173.
- Marsh, H. W., Hau, K.-T. y Grayson, D. (2005). Goodness of fit evaluation in structural equation modeling. En A. Maydeu-Olivares, y J. McCordle (Eds.), *Contemporary psychometrics: A Festschrift to Roderick P. McDonald* (pp. 275-340). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- McDonald, R. P. y Ho, R. M. (2002) Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7, 64-82.
- Moreno, J. A. y Cervelló, E. (2005). Physical self-perception in Spanish adolescents: effects of gender and involvement in physical activity. *Journal of Human Movement Studies*, 48, 291-311.
- Moreno, J. A., López de San Román, M., Martínez Galindo, C., Alonso, N. y González-Cutre, D. (2008). Peers' influence on exercise enjoyment: A self-determination theory approach. *Journal of Sports Science and Medicine*, 7, 23-31.
- Ntoumanis, N. (2005). A prospective study of participation in optional school physical education using a self-determination theory framework. *Journal of Educational Psychology*, 97, 444-453.
- Ntoumanis, N. y Biddle, S. J. H. (1999). A review of motivational climate in physical activity. *Journal of Sports Sciences*, 17, 643-665.
- Ntoumanis, N. y Vazou, S. (2005). Peer motivational climate in youth sport: Measurement development and validation. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 27, 432-455.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. Nueva York: McGraw-Hill.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. Nueva York: McGraw-Hill.
- Núñez, J. L., Martín-Albo, J., Navarro, J. G. y González, V. M. (2006). Preliminary validation of a Spanish version of the Sport Motivation Scale. *Perceptual and Motor Skills*, 102, 919-930.
- Pelletier, L. G., Fortier, M. S., Vallerand, R. J., Tuson, K. M., Brière, N. M. y Blais, M. R. (1995). Toward a new measure of intrinsic motivation, extrinsic motivation, and amotivation in sports: The Sport Motivation Scale (SMS). *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 17, 35-53.
- Reinboth, M. y Duda, J. L. (2006). Perceived motivational climate, need satisfaction and indices of well-being in team sports: A longitudinal perspective. *Psychology of Sport and Exercise*, 7, 269-286.
- Sarrazin, P., Vallerand, R., Guillet, E., Pelletier, L. y Cury, F. (2002). Motivation and dropout in female handballers: a 21-month prospective study. *European Journal of Social Psychology*, 32, 395-418.
- Smith, A. L. (2003). Peer relationships in physical activity contexts: A road less traveled in youth sport and exercise psychology research. *Psychology of Sport and Exercise*, 4, 25-39.





Moreno, J. A. et al.

Propiedades psicométricas del...

- Standage, M., Duda, J. L., y Ntoumanis, N. (2006). Students' motivational processes and their relationship to teacher ratings in school physical education: A self-determination theory approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 77, 100-110.
- Vallerand, R. J. y Rousseau, F. L. (2001). Intrinsic and extrinsic motivation in sport and exercise: A review using the hierarchical model of intrinsic and extrinsic motivation. En R. N. Singer, H. A. Hausenblas, y C. M. Janelle (Eds.), *Handbook of Sport Psychology* (2ª ed., pp. 389-416). Nueva York: John Wiley & Sons.
- Vazou, S., Ntoumanis, N. y Duda, J. L. (2005). Peer motivational climate in youth sport: a qualitative inquiry. *Psychology of Sport and Exercise*, 6, 497-516.
- Weiss, M. R. y Duncan, S. C. (1992). The relationship between physical competence and peer acceptance in the context of children's sport participation. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 14, 177-191.
- Wentzel, K. (1999). Social-motivational processes and interpersonal relationships: Implications for understanding motivation at school. *Journal of Educational Psychology*, 91, 76-97.

