

# Propriedades psicométricas da versão brasileira do Perceived Motivational Climate In Sport Questionnaire-2 (PMCSQ-2)

## Psychometric properties of the brazilian version of the Perceived Motivational Climate In Sport Questionnaire-2 (PMCSQ-2)

FERNANDES MG, MENUCHI MRTP, ABREU IS, ALCÂNTARA JS, NUNES SAN. Propriedades psicométricas da versão brasileira do Perceived Motivational Climate In Sport Questionnaire-2 (PMCSQ-2). *R. bras. Ci. e Mov* 2018;26(4):76-86.

**RESUMO:** A motivação tem sido tema central de investigação na Psicologia do Esporte porque se entende que esse fenômeno psicológico pode maximizar o desempenho de diferentes níveis de atletas. O presente estudo teve os seguintes objetivos: i) proceder à tradução e adaptação transcultural (equivalência semântica/conceitual e validade de conteúdo) do *Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire-2* (PMCSQ-2); e, ii) verificar as suas propriedades psicométricas (consistência interna, validade fatorial, confiabilidade composta e variância extraída média) A amostra do presente estudo foi composta por 255 atletas (231 do sexo masculino e 24 do sexo feminino) de diferentes modalidades esportivas, com idades compreendidas entre 18 e 52 anos (M = 25,61 e DP = 4,98). O instrumento foi aplicado nos locais de treino dos atletas. A versão brasileira do PMCSQ-2 alcançou bons índices de validade de conteúdo, assim como, de confiabilidade e índices marginais de variância extraída média. Foi suportada a evidência de validade de constructo através dos índices de ajustamentos revelados pela Análise Fatorial Confirmatória (AFC). Conclui-se que esse instrumento pode ser utilizado em futuros estudos, para o entendimento do clima motivacional em equipes esportivas com objetivo de melhorar o desempenho de atleta de competição.

**Palavras-chaves:** Validação; Adaptação transcultural; Clima motivacional.

**ABSTRACT:** Motivation has been a central theme of research in Sport Psychology because it has been seen as a psychological phenomenon that maximizes the performance of different levels of athletes. The present study had the following objectives: i) transcultural translation and adaptation (semantic/conceptual equivalence and content validity) of the *Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire-2* (PMCSQ-2); and (ii) to verify their psychometric properties (internal consistency, factorial validity, composite reliability and mean extracted variance). The sample consisted of 255 athletes (231 males and 24 females) of different sports ages ranging from 18 to 52 years (M = 25.61 and SD = 4.98). The instrument was applied at athletes' training locations. The Brazilian version of PMCSQ-2 achieved good fit indexes, as well as reliability and marginal indexes of mean extracted variance. Evidence of construct validity was supported through the fit indexes by Confirmatory Factor Analysis (AFC). We conclude that this instrument can be used in future studies to understand the motivational climate in sports teams with the objective of improving the performance of athletes in competition.

**Key Words:** Validation; Transcultural adaptation; Motivational climate.

Marcos G. Fernandes<sup>1</sup>  
Marcos R. T. P. Menuchi<sup>1</sup>  
Izamar Santos Abreu<sup>1</sup>  
Jhennifer Souza Alcântara<sup>1</sup>  
Sandra A. Neves Nunes<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Universidade Estadual de Santa Cruz

<sup>2</sup>Universidade Federal do Sul da Bahia

## Introdução

Clima motivacional e orientações motivacionais de atletas têm sido objeto de diversos estudos, como por exemplo, os que buscam investigar o efeito da intervenção em clima motivacional para jovens atletas<sup>1</sup>, estabelecer a descrição do perfil motivacional de atletas jovens<sup>2</sup>, investigar a relação entre clima e orientações motivacionais<sup>3</sup> e a relação entre clima motivacional, motivação intrínseca e bem estar<sup>4</sup>, os que se propõem a formular modelos de *path-analysis* contendo orientações motivacionais e ansiedade competitiva<sup>5</sup>, os que tentam estabelecer o clima motivacional como preditor de concussões<sup>6</sup> e, finalmente, o que buscam comparar a percepção de clima motivacional entre técnicos e atletas<sup>7</sup>.

Compreender a motivação tem sido tema central de investigação na Psicologia do Esporte porque se entende que esse fenômeno psicológico pode maximizar o desempenho de diferentes níveis de atletas<sup>8</sup>. De acordo com Ward *et al.*<sup>9</sup>, a motivação exerce uma função crucial no sucesso de atletas. Em recente estudo<sup>10</sup>, foi encontrado um efeito significativo do nível de desempenho (iniciante e avançado) na percepção do clima motivacional.

As principais teorias, as quais os estudos citados anteriormente utilizam para explicar a motivação, são a Teoria de Realização de Objetivos (*Achievement Goal Theory*)<sup>12</sup> e a Teoria de Autodeterminação (*Self-Determination Theory*)<sup>13,14</sup>. A Teoria de Realização de Objetivos<sup>12</sup> preconiza que indivíduos orientam seu sucesso através de duas perspectivas (orientação à tarefa e a orientação ao ego). Por outro lado, a Teoria de autodeterminação<sup>13,14</sup> postula que a motivação pode ser enquadrada num *continuum*, ou seja, indivíduos podem variar de menos para mais autodeterminados.

Baseado na Teoria de Realização de Objetivos (*Achievement Goal Theory*)<sup>12</sup>, Seifriz *et al.*<sup>15</sup> desenvolveu o *Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire* (PMCSQ). Entretanto, Walling *et al.*<sup>16</sup> questionaram a validade fatorial do PMCSQ, num estudo em que recorreram a procedimentos de Análise Fatorial Confirmatória (AFC). Baseado nesses resultados, Newton *et al.*<sup>11</sup> propuseram um estudo com o objetivo de melhorar o PMCSQ através do procedimento AFC e de verificar a validade convergente. As AFCs revelaram um instrumento ajustado aos dados analisados com dois fatores de ordem superior constituídos de 33 itens, o qual foi denominado de PMCSQ-2. Esse instrumento também foi validado na Espanha<sup>17</sup> e na Hungria<sup>18</sup>

Considerando que: i) no Brasil há somente uma tese de doutoramento não publicada<sup>19</sup>, com o objetivo de validar o PMCSQ-2, a qual testou exclusivamente o modelo original de 33 itens, negligenciando as sugestões e especificações de modelos alternativos contidos no estudo de desenvolvimento do PMCSQ-2; ii) a sugestão de Newton *et al.*<sup>11</sup> de que a estrutura fatorial e a consistência interna do PMCSQ-2 necessita ser testada numa amostra de vários esportes e de ambos os sexos, iii) os estudos anteriores publicados de validação do PMCSQ-2<sup>16,11,17,18</sup> apresentaram, alguns índices de ajustamento ( $\chi^2/gf$ , RMSEA e GFI) aceitáveis, mas outros (CFI, PNFI, NFI e PGFI) abaixo do ponto de corte ( $\geq 0,90$ )<sup>20</sup> iiiii) nenhum dos estudos anteriores de validação do referido instrumento teve como objetivos avançar para a confiabilidade composta (CC) e variância extraída média (VEM)<sup>21,22</sup>.

Deste modo, o presente estudo teve como objetivos: i) proceder à tradução e adaptação transcultural (equivalência semântica/conceitual e validade de conteúdo) do PMCSQ-2 e, ii) verificar as suas propriedades psicométricas (validade fatorial, CC e VEM).

## Materiais e métodos

### Participantes

A amostra do presente estudo foi composta por 255 atletas amadores (231 do sexo masculino e 24 do sexo feminino) de diferentes modalidades esportivas, com idades compreendidas entre 18 e 52 anos (M = 25,61 e DP = 4,98), os quais treinavam regularmente de três a cinco vezes por semana e participavam regularmente de competições

amadoras. Os atletas tinham entre 1 e 36 anos de prática esportiva ( $M = 12,67$ ;  $DP = 5,27$ ) e entre um e 35 anos de experiência competitiva ( $M = 9,21$ ;  $DP = 5,02$ ). Quando analisada a modalidade desportiva praticada obteve-se a seguinte distribuição: Futsal (63,6%), handebol (8,6%), futebol (12,9%), vôlei (6,3%) e basquete (8,2%). O número de participantes da amostra teve como critério um  $n \geq 200$ , sendo esse o tamanho de amostra mínimo para um estudo de validação definido por Hair, *et al.*<sup>21</sup>, Markland<sup>24</sup> e Barrett<sup>25</sup>.

### *Instrumento*

Os atletas responderam ao PMCSQ-2<sup>21</sup>. Este instrumento é constituído de 33 itens distribuídos em dois fatores de ordem superior: clima envolvendo o ego e clima envolvendo a tarefa. Estes fatores contêm três sub-escalas cada um. Aprendizagem cooperativa (itens 11, 21, 31 e 33), esforço (itens 1, 8, 14, 16, 20, 25, 28 e 30) e função importante (itens 4, 5, 10, 19 e 32) para clima envolvendo tarefa. Rivalidade entre membros do time (itens 6, 12 e 23), reconhecimento desigual (itens 3, 13, 17, 22, 24, 26 e 29) e punição para erros (itens 2, 7, 9, 15, 18 e 27) para clima envolvendo ego. As afirmações foram respondidas de acordo com uma escala do tipo *Likert* de cinco pontos (1 = discordo completamente a 5 = concordo completamente). O escore para cada dimensão foi calculado através da soma das respostas dos itens de cada fator divididos pelo respectivo número de itens.

### *Procedimentos*

O presente estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Estadual de Santa Cruz com parecer de aprovação 645.641.

Antes dos atletas amadores brasileiros preencherem o PMCSQ-2, este foi traduzido pelo método de back-translation<sup>26</sup>, sendo também verificada a sua validade de conteúdo por um conjunto de três especialistas em Psicologia do Esporte. Foi feito contato com diversos treinadores de diferentes modalidades esportivas coletivas em clubes e outras instituições que tinham times de esportes coletivos. Após este contato e a autorização, a versão brasileira do PMCSQ-2 foi aplicada nos locais de treino dos atletas em 2015 e 2016. A média de tempo que o instrumento foi preenchido é entre dez e 20 minutos.

### *Tradução e Adaptação Transcultural*

O procedimento para a adaptação transcultural de instrumentos psicológicos adotado nesse estudo seguiu as orientações de Vallerand<sup>27</sup> e de Brislin<sup>26</sup>, após ter sido obtida do autor a autorização para a tradução do instrumento original: 1) Preparação da versão preliminar, através da técnica tradução/retroversão (*translation/backtranslation technique*), com a utilização de dois tradutores e dois retroversores, sendo dois doutores em língua inglesa, dois em Psicologia, tendo um deles vasta experiência em Psicologia do Esporte. 2) Avaliação da versão preliminar e preparação da versão experimental, com a finalidade de averiguar-se a versão retrovertida traduziu-se, de forma exata, na versão original do instrumento. Nessa etapa, a versão retrovertida do instrumento foi submetida a um painel de avaliação formado por quatro doutores (sendo os dois tradutores e dois investigadores). A versão brasileira foi revisada e correções foram realizadas com relação à especificidade de alguns termos técnicos, de modo a ser assegurado o consenso entre especialistas e não existirem incompatibilidades com a versão original. Esta consulta também serviu para se analisar a forma e conteúdo dos itens em termos de clareza, compreensibilidade e adequação<sup>28</sup>. 3) Validade de conteúdo, a qual foi verificada por um comitê de três doutores em Psicologia e dois doutores em Educação Física com experiência na área de pesquisa. Este processo permitiu o cálculo do índice de validade de conteúdo (IVC)<sup>29</sup>, tendo-se obtido valores médios superiores a 80% para todos os itens, o que suporta a adequação/inclusão teórica-conceptual dos itens nos seus respectivos fatores. 4) Pré-teste da versão experimental, etapa em que o instrumento foi aplicado a uma

amostra de 50 sujeitos da população à qual se destinaria<sup>30</sup>, uma vez que é fundamental, no processo de tradução e adaptação transcultural, o contexto de aplicação e a população-alvo. Foi solicitado, nessa etapa, que os participantes indicassem diretamente no questionário as palavras ou expressões que não compreendiam bem e, também, a fizessem sugestões de alteração, no conteúdo e forma, do instrumento, se modo que lhe parecesse que ficaria melhorada sua compreensão e de interpretação das perguntas constantes no instrumento. 5) Revisão Final, etapa em que é feita uma revisão de ortografia, gramática e pontuação de todo o texto, feita por dois doutores em Língua Portuguesa.

#### *Análise estatística*

Inicialmente foi realizada estatística descritiva (média e DP) das variáveis analisadas. Coeficientes de assimetria e curtose foram computados para efeitos de análise de normalidade univariada. A confiabilidade das escalas foi avaliada através da computação de *alphas* de Cronbach e da confiabilidade composta. A associação entre variáveis foi determinada através de coeficientes de correlação de Pearson. Essas análises estatísticas foram realizadas usando o SPSS (17). A Análise Fatorial Confirmatória foi realizada usando o programa AMOS (21.0). Dessa forma, após a especificação e estimação dos modelos, a sua adequação foi avaliada por um conjunto de índices de ajustamento/adequação. O valor de Qui-quadrado ( $\chi^2$ ) indica ajustamento quando o valor não é significativo ( $p > 0,05$ ). No entanto, esse teste é sensível ao tamanho da amostra, ou seja, em amostras numerosas o valor tende a ser significativo, embora o modelo possa estar ajustado aos dados. Jöreskog e Sörbom<sup>31</sup> sugeriram uma razão do Qui-quadrado pelos graus de liberdade (*df*), representado por  $\chi^2/df$ , pelo que Ullman<sup>32</sup> sugere valores abaixo de 2,0 como aceitáveis. Adicionalmente, foram utilizados os seguintes índices de ajustamento: a) *Comparative Fit Index (CFI)* e *Goodness Fit Index (GFI)* podendo os seus valores variar de 0 a 1. Valores acima de 0,90 representam um ajuste adequado para o modelo<sup>33</sup>. Mais recentemente, foi sugerido um ponto de corte de 0,95 como indicativo de um bom ajustamento do modelo<sup>20</sup>; b) *Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)*, em que valores menores que 0,08 indicam uma adequação aceitável<sup>34</sup>, embora outro estudo<sup>20</sup> tenha sugerido um ponto de corte de 0,06; e, c) *Akaike Information Criterion (AIC)* que indica a parcimônia e simplicidade do modelo através do menor valor entre os modelos testados.

A validade convergente foi analisada considerando o valor da VME, com o ponto de corte de 0,50<sup>21</sup>. Além de considerar válidos os valores de VME marginalmente superiores ou superiores a 0,50, considerou-se que a validade convergente é mais bem definida se considerarmos as cargas dos itens que forem maiores que 0,7<sup>21</sup>.

No que diz respeito à validade discriminante, esta foi avaliada pela comparação dos valores da raiz quadrada da VME com o quadrado da correlação entre os fatores. De acordo com Hair *et al.*<sup>21</sup> se a raiz quadrada da VME for superior aos coeficientes de correlação entre os fatores, conclui-se que a validade discriminante é alcançada.

## **Resultados**

#### *Análise Descritiva*

As médias dos valores das respostas dos itens situaram-se entre  $2,71 \pm 1,36$  (item 26) e  $4,40 \pm 1,06$  (item 8). Os valores de normalidade univariada tenderam a situar-se num intervalo entre -2 e +2, associado a uma distribuição normal. As médias dos escores das subescalas do PMCSQ-2 foram às seguintes: Aprendizagem cooperativa ( $M = 4,16$ ;  $DP = 0,71$ ), Esforço ( $M = 4,00$ ;  $DP = 0,65$ ), Função importante ( $M = 4,24$ ;  $DP = 0,73$ ), Rivalidade ( $M = 2,96$ ;  $DP = 0,97$ ), Reconhecimento desigual ( $M = 2,89$ ;  $DP = 1,00$ ) e Punição ( $M = 2,97$ ;  $DP = 0,81$ ).

#### *Análise Fatorial Confirmatória*

Seguindo as análises do estudo original de desenvolvimento de PMSQ-2<sup>11</sup>, foram testados dezoito modelos de medidas do PMSQ-2, cujos resultados estão apresentados na Tabela 1. Os modelos bifatoriais, que são o M1 e M2. Os

modelos M3 e M4, que são de seis fatores. Os modelos M5 e M6, que são hierárquicos. Os modelos M2a, M4a e M6a, que contêm correlação entre erros (8-16, 14-30, 13-29). Os Modelos M2b, M4b e M6b, que contêm itens *cross-loaded* (24 e 32). Os Modelos M2c, M4c e M6c, que contêm itens eliminados (24 e 32). Os Modelos M2d, M4d e M6d, com o fator “rivalidade na equipe” eliminado. Os modelos M1, M3, M5, M4a, M4b, e M4d, que são ortogonais (que permitem que os fatores sejam correlacionados entre si), e os modelos M2, M4, M6, M2a, M2b, M2c, M2d, M6a, M6b, M6c e M6d, que são oblíquos (que assumem que os fatores extraídos são independentes uns dos outros, isto é, não apresentam correlações entre si).

**Tabela 1.** Índices de ajustamentos dos 18 modelos testados.

	$\chi^2/DF$	GFI	CFI	RMSEA	AIC
Mod. 1/ dois fatores (ortogonal)	2,219	0,783	0,749	0,069	1230,462
Mod. 2/dois fatores (oblíquo)	2,063	0,796	0,734	0,065	1153,080
Mod 2a (dois fatores, oblíquo, correlação entre erros)	2,061	0,797	0,735	0,065	1152,02
Mod 2b (itens <i>crossloaded</i> 24 e 32)	2,063	0,798	0,735	0,065	1153,17
Mod. 2c (itens 24 e 32 eliminados)	1,997	0,817	0,753	0,063	990,80
Mod. 2d (sem rivalidade 6, 12 e 23)	2,084	0,811	0,747	0,065	963,97
Mod. 3 (seis fatores) ortogonal	3,034	0,727	0,489	0,089	1633,81
Mod. 4 (seis fatores) (oblíquo) (original)	1,997	0,806	0,757	0,063	1120,37
Mod. 4a(correlação erros)	1,997	0,807	0,758	0,063	1120,77
Mod. 4b (itens <i>crossloaded</i> )	2,039	0,804	0,794	0,064	1140,55
Mod. 4c (sem itens 24 e 32)	2,019	0,819	0,801	0,063	1000,160
Mod. 4d (sem rivalidade)	2,126	0,812	0,792	0,067	979,66
Mod. 5(seis fatores) (ortogonal)	2,174	0,788	0,762	0,068	1207,02
Mod. 6 (hierárquico oblíquo)	2,152	0,789	0,767	0,067	1196,369
Mod. 6a(correlação 14-28, 13-29)	2,151	0,790	0,768	0,067	1195,32
Mod. 6b (itens <i>crossloaded</i> )	2,091	0,797	0,780	0,066	1166,33
Mod. 6c (sem itens 24 e 32)	2,069	0,812	0,784	0,065	1027,73
Mod. 6d (sem rivalidade)	2,196	0,805	0,777	0,069	1008,19

**Nota:** Todos os valores de  $\chi^2$  são significativos ( $p < 0,01$ ). Os modelos M1 e M2 são bifatoriais. Os modelos M3 e M4 são de seis fatores. Os modelos M5 e M6 são hierárquicos. Os modelos M2a, M4a e M6a contêm correlação entre erros (8-16, 14-30, 13-29). Modelos M2b, M4b e M6b contêm itens *cross-loaded* (24 e 32). Modelos M2c, M4c e M6c contem itens eliminados (24 e 32). Modelos M2d, M4d e M6d com fator “rivalidade na equipe” eliminado. Os modelos M1, M3, M5, M4a, M4b, M4c e M4d são ortogonais, e os modelos M2, M4, M6, M2a, M2b, M2c, M2d, M6a, M6b, M6c e M6d são oblíquos.

Como é possível observar na Tabela 1, os modelos M1 e M2 (bifatoriais, fatores orientação ao ego e a tarefa) apresentaram os índices  $\chi^2/df$  e o *RMSEA* satisfatórios, entretanto o *CFI* e *GFI* estiveram abaixo do aceitável, indicando

a necessidade de se testar os modelos M3 e M4 de seis fatores, especificamente, o modelo original. O modelo M3 apresentou índices ainda mais penalizantes do que M1 e M2, no entanto o modelo M4 (oblíquo) apresentou uma melhora notória nos índices de ajustamento ( $\chi^2/df$  e o *RMSEA*), entretanto os índices *CFI* e *GFI*, ainda que melhores dos que os modelos anteriores, permaneceram inaceitáveis.

Na sequência, foram testados quatro modelos alternativos, a partir do modelo original (M4) (M4a, M4b, M4c e M4d), cada um com as suas especificações explicadas anteriormente, os quais apresentaram uma melhora significativa de todos os índices de ajustamento com relação ao M4, com destaque para o M4c que apresentou, até essa etapa da análise, os melhores índices de ajustamento. O M5 (hierárquico e ortogonal) apresentou índices inaceitáveis e piores que os modelos testados anteriormente.

Por fim, seguindo as análises, foram testados quatro modelos hierárquicos e oblíquos (M6, M6a, M6b, M6c e M6d). Estes modelos apresentaram o  $\chi^2/df$  e o *RMSEA* aceitáveis, no entanto o *CFI* e *GFI* estavam abaixo do ponto de corte e piores do que os modelos M4c e M4d, ou seja, foi constatada uma superioridade dos modelos de segunda ordem comparados com os modelos hierárquicos.

### Consistência interna

A consistência interna dos fatores foi avaliada pelo *alpha* de *Cronbach* ( $\alpha$ ) e pelo índice CC. Os resultados são apresentados na tabela 2.

**Tabela 2.** Consistência interna dos fatores do PMCSQ-2.

Fatores	Alpha de Cronbach	Confiabilidade Composta
<b>Orientação à tarefa</b>	0,85	0,87
Aprendizagem cooperativa	0,65	0,66
Esforço	0,71	0,72
Função importante	0,72	0,72
<b>Orientação ao ego</b>	0,87	0,87
Rivalidade no time	0,51	0,53
Reconhecimento desigual	0,82	0,82
Punição para erros	0,63	0,64

Foram considerados aceitáveis os valores iguais ou superiores a 0,70<sup>21</sup>, para fins dessa análise.

### Variância Extraída Média

A VME revelou-se para os fatores "Aprendizagem cooperativa" (0,32), "Função importante" (0,39), "Esforço" (0,24), "Reconhecimento desigual" (0,42), "Punição" (0,23) e "Rivalidade" (0,26).

### Discussão

Na Análise individual dos parâmetros estimados, foi observado que os carregamentos da maioria dos itens nos seus respectivos fatores foram maiores do que 0,40, com exceção dos itens 8, 15 e 16. Os *t-values* foram superiores a 1,96 para todos os itens. Isso sugere que cada item foi adequadamente medido e que contribuiu significativamente para avaliar o constructo correspondente<sup>31</sup>.

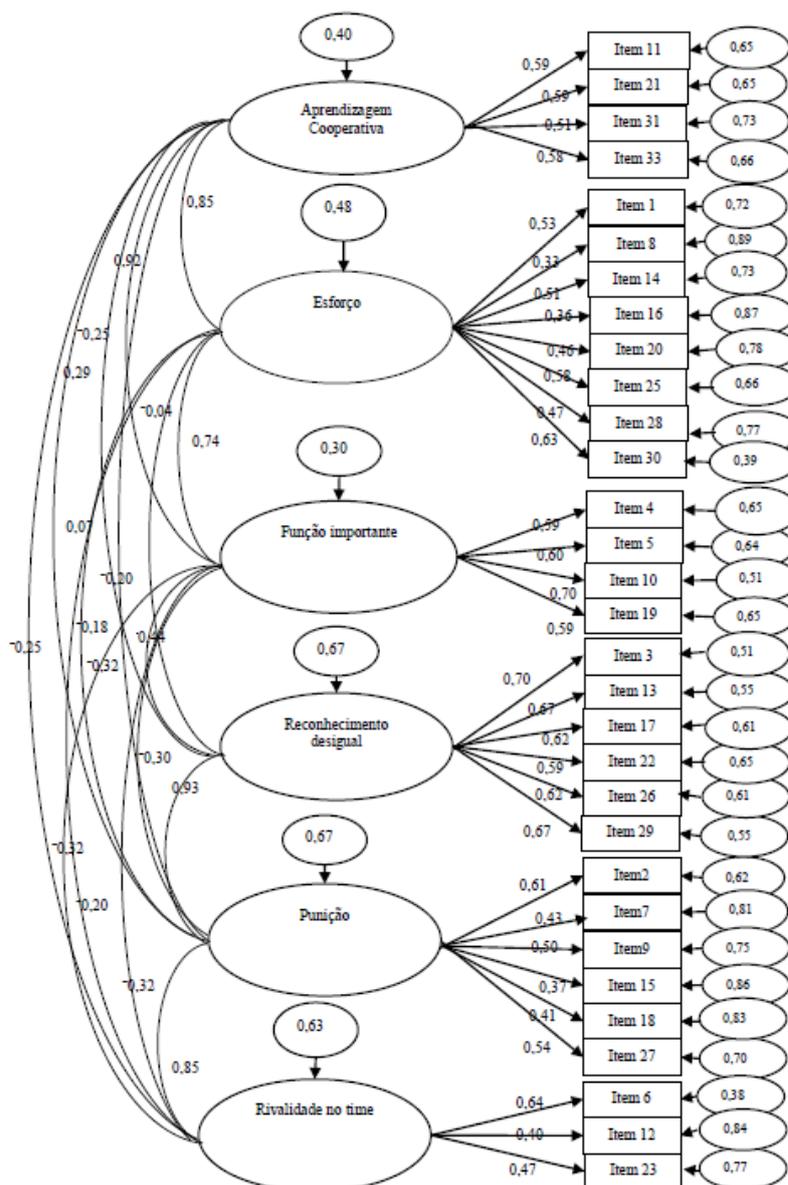
Os índices de confiabilidade apresentaram suporte empírico para os dois fatores de ordem superior ( $\geq 0,70$ ) (orientação ao ego e orientação à tarefa) indicando homogeneidade nas respostas dos itens do instrumento. No entanto, quando analisada a confiabilidade dos fatores de segunda ordem, os resultados apresentaram índices baixos de

confiabilidade para os fatores “rivalidade entre membros do time” e “punição para erros”, de acordo com o critério  $\geq 0,70$ . Esses resultados são semelhantes ao que foram apresentados em estudos anteriores, principalmente com relação ao fator “rivalidade entre membros do time”<sup>11,18</sup> de validação do PMCSQ-2, embora esses estudos somente tenham utilizado o *alpha* de Cronbach para verificar a confiabilidade. Cabe ressaltar que esses fatores são constituídos de poucos itens, menos do que dez, e que é possível considerar um ponto de corte menos conservador ( $\geq 0,60$ ) para suportar a confiabilidade de dimensões constituídas de poucos itens<sup>21,37,38</sup>. Para corroborar com essa questão, autores<sup>23</sup> defendem que não é plausível que consideremos um ponto de corte fixo e único para CC, devido à variabilidade do número de itens e de das cargas fatoriais que um instrumento é constituído. A fórmula que calcula a CC considera a soma das cargas fatoriais antes de serem elevados ao quadrado, logo, a soma das cargas fatoriais será elevada em dimensões que são constituídas de número maior de itens e a CC para essas dimensões possivelmente terá índices elevados, por outro lado, um instrumento com uma dimensão de poucos itens poderá apresentar um índice de CC  $\geq 0,60$ .

Vale destacar que a CC é um indicador de precisão/confiabilidade mais robusto do que o *Alpha de Cronbach*<sup>23</sup> porque no cálculo da CC as cargas fatoriais são livres e variam entre si, enquanto no *Alpha de Cronbach* as cargas fatoriais são fixadas para serem iguais, de acordo com a premissa da *tau-equivalência*<sup>35,36</sup>. Dessa forma, a CC poderá apresentar índices mais robustos de precisão por não estar ligada a essa premissa, a qual não pode ser observada empiricamente<sup>23,36</sup>.

Com relação à VEM de cada um dos seis fatores, os resultados apresentaram índices abaixo de 0,50 para o usual critério utilizado<sup>22</sup>. De acordo com esses autores, isto significa que o constructo (variável latente) explica menos da metade da variância de todos os indicadores (itens) que o compõem. Em contrapartida, Valentini e Damásio<sup>23</sup> defendem que devemos ter precaução quando utilizamos um ponto fixo e único para o ponto de corte da VEM. Para esses autores, a VEM tende a ser mais baixa em modelos com cargas fatoriais baixas ( $\leq 0,70$ ), como é o caso do modelo da versão brasileira do PMCSQ-2, e isso pode levar a rejeitar modelos indiscriminadamente. Outro ponto de destaque mencionado por esses autores é que a VEM tende a aumentar com o aumento da heterogeneidade das cargas fatoriais ( $dp \geq 0,40$ ). No presente estudo, o modelo com melhor ajuste tem o  $dp = 0,10$ , indicando uma certa homogeneidade nas cargas fatoriais. Esse dado do presente estudo permite, de acordo com as sugestões de ponto de corte de Valentini e Damásio<sup>23</sup>, adotar um critério menos conservador para a VEM, algo em torno de 0,30. Nesse critério, os fatores “esforço”, “punição para erros” e “rivalidade entre membros do time” apresentaram índices marginais para o suporte da VEM, ou seja, os referidos fatores explicam que pelo menos 30% da variância dos itens que os compõem.

No que se refere à validade de constructo da versão brasileira do PMCSQ-2, a Análise Fatorial Confirmatória evidenciou, primeiramente, que os modelos de seis fatores apresentaram melhores índices de ajustamento do que os modelos bifatoriais, assim como, uma superioridade dos modelos oblíquos sobre os ortogonais, corroborando com os resultados de diversos estudos<sup>11,17,18</sup>. No entanto, esses índices de ajustamento ainda estiveram abaixo do aceitável, o que indica a rejeição desses modelos. Além disso, evidenciou que dos 18 modelos, descritos em detalhes na seção dos resultados, 17 modelos, incluindo o modelo original (seis fatores e 33 itens) apresentaram pobres índices de ajustamento. A única exceção foi o modelo 4c (Figura 1), que foi re-especificado a partir do modelo original, mas contendo itens eliminados (24 e 32), o qual apresentou os melhores índices de ajustamento demonstrando ser a estrutura fatorial mais adequada para essa amostra.



**Figura 1.** Modelo de medida com 31 itens e seis fatores da versão brasileira do *Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire-2*. Todas as saturações são significativas ( $p < 0,05$ ). Círculos representam os constructos latentes. Variâncias residuais são apresentadas em pequenos círculos e retângulos representam as variáveis observadas.

Importa destacar que os estudos anteriores de validação do PMCSQ-2<sup>11,17,18</sup> também consideraram o modelo 4c como ajustado aos dados analisados, quando os índices de ajustamento apresentados estavam marginalmente abaixo do ponto de corte estabelecido pela literatura ( $\geq 0,90$ ). Além disso, seguindo a sugestão de Barret<sup>25</sup>, iniciamos nossa análise pelo teste  $\chi^2$ , que é um teste de significância convencional da hipótese nula, o qual testa a discrepância entre a covariância do modelo implícito na população e a covariância da amostra analisada. Se essa discrepância tiver uma probabilidade de ocorrência maior do que 0,05, rejeitamos o modelo, por outro lado, como é o caso do modelo 4c, se a probabilidade de ocorrência da discrepância for menor do que 0,05, isso indica um bom ajustamento dos modelos aos dados analisados.

Com relação ao ponto de corte dos índices de ajustamento, Lance *et al.*<sup>39</sup> questionam o ponto de corte de 0,90 para a rejeição modelos de equação estrutural, relatando que esse usual critério foi estabelecido por Bentler e Bonnet<sup>34</sup> e que os autores da literatura psicométrica utilizam essa referência de modo equivocado. Segundo Bentler e Bonnet<sup>34</sup>, modelos em geral com índices de ajustamento menores que 0,90 podem ser melhorados substancialmente. Nota-se que

o autor citado não indica que devemos rejeitar o modelo com índice abaixo de 0,90, mas que esse modelo pode ser melhorado substancialmente. Lance *et al.*<sup>39</sup>, defendem que devemos testar modelos alternativos e concorrentes, como é o caso do presente estudo, para determinar qual deles é a explicação mais plausível para os dados analisados, embora todos possam ser reconhecidamente imperfeitos. Marsh<sup>40</sup> recomenda aos pesquisadores, editores e revisores de periódicos científicos que não generalizem o ponto de corte ( $\geq 0,90$ ) estabelecido por Hu e Bentler<sup>20</sup>. Para esse autor, o referido ponto de corte tem uma forte base empírica, entretanto não se deve utilizar desse critério como regra de ouro universal porque se corre o risco de se rejeitar bons modelos. Segundo Worthington e Whittaker<sup>42</sup>, os pesquisadores devem saber que os pontos de corte dos índices de ajustamento são orientações gerais e não critério único e definitivo.

Ao analisar o modelo com o melhor ajuste, o 4c, que já havia sido validado por outros autores<sup>11,17,18</sup> e já contava com dois itens eliminados, nota-se que os itens 8, 15 e 16, apresentaram carregamentos baixos (0,33, 0,37 e 0,36, respectivamente) indicando a possibilidade de se excluir, também, esses itens do modelo. No entanto, Hair, *et al.*<sup>21</sup>, Kahn<sup>42</sup>, Tabachnick e Fidell<sup>43</sup>, Worthington e Whittaker<sup>41</sup> argumentam em favor de um valor de carregamento mínimo de 0,30, como aceitável. Além disso, seguindo um posicionamento mais conservador, sugerido por Streiner e Norman<sup>44</sup>, entende-se que devemos revisar a escrita dos itens, antes de retirá-los do modelo. Em estudos de validação, algumas diferenças entre os resultados podem ocorrer em função do entendimento dos itens pelos participantes, possivelmente devido a diferenças na amostra<sup>45</sup>. Para Streiner e Norman<sup>44</sup>, alguns itens podem ter interpretações diversas, causar alguma confusão nos participantes e as respostas não serem de acordo com o esperado. Dessa forma, é sugerido que em estudos futuros esses itens sejam revisados e reescritos, de modo a se testar um modelo alternativo.

O presente estudo tem algumas limitações, a saber: i) a amostra foi do tipo intencional e não probabilística e tais tipos de amostra podem não representar completamente a população de atletas de competição; ii) a amostra foi composta em sua maioria por atletas masculinos, iii) a versão brasileira do PMCSQ-2 foi desenvolvida e testada em amostra de esportes coletivos, é necessário que em estudos futuros esse instrumento seja validado para esportes individuais; iii) esse é o primeiro estudo publicado no contexto esportivo brasileiro, sendo de fundamental importância que estudos futuros continuem o processo de validação da versão brasileira do PMCSQ-2.

## Conclusões

A versão brasileira do PMCSQ-2 alcançou bons índices de validade de conteúdo, assim como, de confiabilidade e índices marginais de variância extraída média. A evidência de validade de constructo através dos índices de ajustamentos revelados pela Análise Fatorial Confirmatória, a qual é imprescindível para validação de instrumentos psicométricos<sup>46</sup>, foi suportada pelos índices  $\chi^2/df$ , *RMSEA* e *AIC*, no entanto, os índices *CFI* e *GFI* ficaram abaixo do ponto de corte, indicando alguma precaução na interpretação dos resultados avaliados pela versão brasileira do PMCSQ-2. De acordo com Zhu<sup>47</sup>, o processo de validação de instrumento psicométrico é contínuo, sendo necessária a continuação desse processo no que diz respeito à versão brasileira do PMSQ-2. Esse instrumento pode ser utilizado em futuros estudos, como por exemplo, a relação entre clima motivacional, ansiedade e desempenho, e a relação entre perfeccionismo e clima motivacional, a exemplo de estudo recentes<sup>48,49</sup>, tendo em consideração as ressalvas relatadas, para o entendimento do clima motivacional em equipes esportivas com objetivo de melhorar o desempenho de atleta de competição.

## Referências

1. Smith RE, Smoll FL, Cumming SP. Effects of a motivational climate intervention for coaches on young athletes' sport performance anxiety. *J. Sport Exerc. Psychol.* 2007; 29: 39-59.
2. Murcia JAM, Gimeno EC, Coll DGC. Young athletes' motivational profiles. *J Sports Sci Med.* 2007; 6: 172-179.

3. Yousefi M, Ramzaninezhad R, Hemmatinezhad M. The relationship between team motivational climate and goal orientation in Athletes. *WJSS*. 2009; 2: 125-128.
4. Alvarez MS, Balaguer I, Castillo I, Duda J. The Coach-Created Motivational Climate, Young Athletes' Well-Being, and Intentions to Continue Participation. *J. Clin. Sport Psychol*. 2012; 6: 166- 179.
5. Fernandes MG, Vasconcelos-Raposo J, Fernandes HM. Relação entre orientações motivacionais, ansiedade e autoconfiança, e bem-estar subjetivo em atletas brasileiros. *Motricidade*. 2012; 8(3): 4-18.
6. Lambaskis AN, Walker SP, Esterhuyse KGF. Perceived motivational climate as a predictor of concussion related attitudes among sub-elite rugby union players. *AJPHERD*. 2015; 21: 147-161.
7. Møllerlækken NE, Lorås H, Pedersen AV. A Comparison of Players' and Coaches' Perceptions of the Coach-Created Motivational Climate with in Youth Soccer Teams. *Front*. 2017; 8:109.
8. Fernández-Río J, Cecchini-Estrada JA, Méndez-Giménez A, Fernández-García B, Saavedra P. Dominant achievement goal profiles in high-level swimmers. *EJSS*. 2014; 14(3): 265-272.
9. Ward P, Hodges NJ, Williams AM, Starkes J. Deliberate practice and expert performance: defining the path to excellence. In: Williams AM, Hodges NJ, organizadores. *Skill acquisition in sport: research, theory and practice*. London: Routledge; 2004. p. 231-258.
10. Meroño L, Calderón A, Hastie PA. Effect of Sport Education on the technical learning and motivational climate of junior high performance swimmers. *RICYDE*. 2016; 44(42): 182-198.
11. Newton M, Duda JL, Yin Z. Examination of the psychometric properties of the perceived motivational climate in sport questionnaire 2 in a sample of female athletes. *J. Sports Sci*. 2000; 18: 275-290.
12. Nicholls JG. *The competitive ethos and democratic education*. Cambridge: Harvard University Press; 1989.
13. Deci EL, Ryan RM. *Intrinsic Motivation and self-determination in human behaviour*. New York: Plenum Press; 1985.
14. Ryan RM, Deci EL. Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development and wellbeing. *Am. Psychol*. 2000; 55: 68-78.
15. Seifriz JJ, Duda JL, Chi L. The relationship of perceived motivational climate to intrinsic motivation and beliefs about success in basketball. *J Sport Exerc Psychol*. 1992; 14: 375-391.
16. Walling ML, Duda JL, Chi L. The Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire: Construct and predictive validity. *J Sport Exerc Psychol*. 1993; 15:172-183.
17. Balaguer I, Guivernau M, Duda JL, Crespo M. Análisis de la validez de constructo y de la validez predictiva del cuestionario de clima motivacional percibido en el deporte (pmcsq-2) con tenistas españoles de competición. *Rev. Psicol. Deport*. 1997; 6(1): 41-58.
18. Revesz L, Biro M, Csaki I, Horvath T, Patocs A, Kállay E, Balazsi R, Toth L. The hungarian adaptation of the perceived motivational climate in sport questionnaire-2 (H-PMCSQ-2). *Cogn Brain Behav*. 2014; 18: 175-190.
19. Benck RT. *Retreinamento das atribuições de sucesso e fracasso no esporte: uma proposta de intervenção pedagógica [Tese de Doutorado]*. Brasília: Universidade de Brasília; 2006.
20. Hu LT, Bentler PM. Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling*. 1999; 6: 1-55.
21. Hair J, Black W, Babin B, Anderson R. *Multivariate Data Analysis*. Harlow: Pearson Education Limited. 7; 2014.
22. Fornell C, Larcker DF. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *J. Mark. Res*. 1981; 18: 39-50.
23. Valentini F, Damásio BF. Variância média extraída e confiabilidade composta: indicadores de precisão. *Psicol. Teor. Pesqui*. 2016; 32(2): 1-7.
24. Markland D. The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Pers Individ Dif*. 2007; 42: 851-858.
25. Barrett P. Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Pers Individ Dif*. 2007; 42: 815-824.
26. Brislin R. Back translation for cross-cultural research. *J. Cross-Cult. Psychol*. 1970; 1(3):185-216.
27. Vallerand RJ. Vers une methodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques: Implications pour la recherche en langue française (Toward a cross-cultural validation methodology for psychological scales: Implications for research conducted in the French language). *Can. Psychol*. 1989; 30: 662-680.
28. Almeida L, Freire T. *Metodologias da investigação em psicologia e educação*. 3.ed. Braga: Psiquilíbrios; 2003.

29. Waltz C, Strickland O, Lenz E. Measurement in Nursing Research. 2. ed. Philadelphia: Edition, F.A. Davis Company; 1991.
30. Hill M, Hill A. Investigação por questionário. Lisboa: Edições Sílabo; 2000.
31. Jöreskog KG, Sörbom D. Lisrel 7: User's reference guide. Mooresville: Scientific Software; 1989.
32. Ullman JB. Structural equation modeling. In: Tabachnick BG, Fidell LS, organizadores. Using multivariate statistics 4. ed. Needham Heights, MA: Allyn, Bacon; 2001. p. 653-771.
33. Bentler PM, Bonett DG. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. Psychol. Bull. 1980; 88: 588-606.
34. Browne MW, Cudek R. Alternate ways of assessing model fit. In: Bollen KA, Long JS, organizadores. Testing structural equation models. Newbury Park, CA: Sage; 1983. p.136-162.
35. Raykov T. Bias of coefficient for fixed congeneric measures with correlated errors. Appl. Psychol. Meas. 2001; 25(1): 69-76.
36. Sijtsma K. On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's Alpha. Psychometrika. 2009; 74(1): 107-120.
37. Bagozzi RP, Yi Y. On the evaluation of structural equation models. J. Acad. Mark. Sci. 1988; 16: 74-94.
38. Fernandes MG, Nunes SAN, Vasconcelos-Raposo J, Fernandes HM. Factors influencing competitive anxiety in Brazilian athletes. Braz. J. Kinathrop. Hum. Perform. 2013; 6: 705-714.
39. Lance CE, Butts MM, Michels LC. The sources of four commonly reported cutoff criteria what did they really say? Organ. Res. Meth. 2006; 9(2): 202-220.
40. Marsh H, Hau K, Wen Z. In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. Struct. Equ. Model. 2004; 11(3): 320-341.
41. Worthington R, Whittaker T. Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. Couns. Psychol. 2006; 34(6): 806-838.
42. Kahn J. Factor Analysis in Counseling Psychology. Research, Training, and Practice: Principles, Advances and Applications. Couns. Psychol. 2006; 34(5): 684-718.
43. Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics. 4. ed. New York: Harper & Row; 2001.
44. Streiner DL, Norman GR. Health measurement scales: a practical guide to their development and use. New York: Oxford University Press; 2008.
45. Ramírez M, Ford ME, Stewart AL, Teresi JA. Measurement issues in health disparities research. Health Serv Res. 2005; 40(5:2): 1640-57.
46. Silva LR, Stefanello JMF, Furtado G, Berbetz S, Lopes WA, Paes MJ, Ferreira JP, Leite N. Evidências de adaptação transcultural da versão brasileira do Questionário *Physical Self-Perception Profile for Children and Youth* em adolescentes. R. bras. Ci. e Mov 2016; 24(3): 129-138.
47. Zhu W. Measurement practice in sport and exercise psychology: a historical comparative, and psychometric view. In: Tenenbaum G, Eklund RC, Kamata A, organizadores. Measurement in sport and exercise psychology. Champaign, IL: Human Kinetics; 2012. p. 293-302.
48. Castro-Sanches M, Zurita-Ortega F, Chacón-Cuberos R, Lopez-Gutiérrez CJ. Emotional Intelligence, Motivational Climate and Levels of Anxiety in Athletes from Different Categories of Sports: Analysis through Structural Equations. Int. J. Environ. Res. Public Health 2018; 15(5): 894-900.
49. Bae M, Yoon J, Kang H, Kim T. Influences of perfectionism and motivational climate on attitudes towards doping among Korean national athletes: a cross sectional study. Subst Abuse Treat Prev Policy. 2017; 12: 52-57.