



Evidências adicionais de validade da versão brasileira do *Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire (PMCSQ-2)*

Ricardo Pedrozo Saldanha¹

Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Sul, Farroupilha-RS, Brasil

Evandro Morais Peixoto

Universidade São Francisco, Campinas-SP, Brasil

Bartira Pereira Palma

Universidade Estadual de Campinas, Campinas-SP, Brasil

Marcus Levi Lopes Barbosa

Universidade Feevale, Novo Hamburgo-RS, Brasil

Carlos Adelar Abaide Balbinotti

Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre-RS, Brasil

Marcos Alencar Abaide Balbinotti

Université du Québec à Trois-Rivières, Trois-Rivières, Québec, Canadá

RESUMO

Esta pesquisa teve como objetivo adicionar novas evidências de validade à versão brasileira do Questionário de Percepção de Clima Motivacional no Esporte PMCSQ-2. A amostra foi composta por 1.125 crianças e adolescentes praticantes esporte em projetos sociais (média = 13,80 ± 1,34 anos; 61,1% meninos). A Análise Fatorial Exploratória sugeriu estrutura com dois fatores coerentes: clima motivacional orientado ao ego e à tarefa, conforme hipótese teórica. A Análise Fatorial Confirmatória demonstrou adequação do PMCSQ-2 para avaliação das categorias específicas do clima motivacional: aprendizagem cooperativa, esforço, função importante na equipe, rivalidade entre membros da equipe, reconhecimento desigual e punição para erros. Também foram observados indicadores de invariância do modelo entre meninas e meninos. Os resultados sugerem adequação do instrumento ao contexto de projetos sociais.

Palavras-chave: motivação; psicologia do esporte; avaliação psicológica; psicometria; escala.

ABSTRACT – Further validity evidence of the Brazilian version of the Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire (PMCSQ-2)

This study sought new validity evidence for the Brazilian version of the Perceived Motivational Climate in Sports Questionnaire (PMCSQ-2). The sample consisted of 1125 children and adolescents ($M_{age} = 13.80 \pm 1.34$ years, 61.1% boys). All subjects practiced sports. Exploratory Factor Analysis suggested an internal structure composed of two general factors: performance-oriented and mastery-oriented motivational climate, as theoretically hypothesized. Confirmatory Factor Analysis demonstrated the adequacy of the PMCSQ-2 to assess specific categories of the motivational climate: cooperative learning, effort, important role in the team, rivalry among team members, unequal recognition and punishment for mistakes. The invariance of the measurement model between girls and boys was confirmed. These study results suggest the adequacy of the measure in the non-governmental organizations context.

Keywords: motivation; sports psychology; psychological assessment; psychometrics; scale.

RESUMEN – Evidencias adicionales de validez de la versión brasileña del Cuestionario de Percepción del Clima Motivacional en el Deporte PMCSQ-2

Esta investigación tuvo como objetivo agregar nuevas evidencias de validez a la versión brasileña del Cuestionario de Percepción del Clima Motivacional en el Deporte PMCSQ-2. La muestra se compuso por 1125 niños y adolescentes deportistas en proyectos sociales en Porto Alegre (promedio = 13.80 ± 1.34 años; 61.1% chicos). El Análisis Factorial Exploratorio sugirió una estructura con dos factores: clima motivacional orientado al ego y la tarea, de acuerdo con la hipótesis teórica. El Análisis Factorial Confirmatorio demostró la idoneidad del PMCSQ-2 para evaluar categorías específicas del clima motivacional: aprendizaje cooperativo, esfuerzo, rol importante en el equipo, rivalidad entre los miembros del equipo, reconocimiento desigual y castigo por errores. Se observaron indicadores de invarianza del modelo de medición entre los sexos. Los resultados indican la adecuación del instrumento para medir la percepción del clima motivacional en el contexto de los proyectos sociales.

Palabras clave: motivación; psicología deportiva; evaluación psicológica; psicometria; escala.

A maneira como as pessoas se relacionam com a prática esportiva é um tema de estudo importante nas

diferentes esferas do esporte, e pode influenciar, por exemplo, a permanência na atividade e a qualidade das

¹ Endereço para correspondência: Avenida Victor Barreto, 2288, Prédio 8, Térreo, Sala 27, 92010-000, Centro, Canoas, RS. Tel.: (51) 3476-8755 / 98129-9934. E-mail: ricardo.saldanha@unilasalle.edu.br

experiências que os praticantes vivenciarão. Nesse sentido, a Teoria dos Objetivos de Realização (TOR) diz respeito a perspectivas individuais quanto à forma de engajamento nas atividades para se atingir o sucesso (Duda & Nicholls, 1992; Duda & Whitehead, 1998; Roberts & Nerstad, 2020). A TOR foi pensada para o ambiente escolar, acadêmico, e adaptada para o ambiente esportivo, considerando que a grande diferença entre esses dois ambientes é a presença da competição, no caso do esporte (Duda & Nicholls, 1992; Duda & Whitehead, 1998). Estudos mostram duas dimensões de objetivos pessoais e crenças sobre as causas do sucesso nessa teoria, uma orientada ao ego, outra à tarefa. Aqueles com objetivos de realização orientados ao ego definem subjetivamente o sucesso com referência no outro, o objetivo é estabelecer superioridade. As pessoas com objetivos de realização voltados à tarefa definem o sucesso com referência em si mesmo, com ênfase no aprendizado e na melhora pessoal, o objetivo é melhorar suas habilidades e adquirir conhecimento. Existe a crença de que para se atingir o sucesso é necessário trabalhar duro e colaborar com os outros (Duda & Nicholls, 1992; Duda, 1993; Roberts, 2006). No contexto esportivo, um dos pressupostos da TOR está relacionado ao fato de que quando os indivíduos tentam alcançar seus objetivos, uma das grandes motivações é demonstrar competência ou habilidade. Entretanto, os indivíduos compreenderão terem atingido esse objetivo de forma diferente, de acordo com a orientação ao ego ou à tarefa (Bruin et al., 2009; Kavussanu & Al-Yaaribi, 2021).

A TOR também considera influências do ambiente na percepção do sucesso. O ambiente onde ocorre a realização do objetivo, denominado de clima motivacional, também pode ser orientado ao ego ou à tarefa, a depender do comportamento ou da ênfase dada pelos agentes envolvidos nesse ambiente, como treinadores e treinadoras, atletas e parentes de atletas (Bruin et al., 2009; Iwasaki & Fry, 2016). Em um clima motivacional orientado ao ego, chamado de clima de performance, os agentes enfatizam a comparação social e o resultado, encorajando o atleta a demonstrar comportamentos e crenças competitivas em exagero. Já no clima motivacional orientado à tarefa existe maior ênfase no aprendizado e no desenvolvimento pessoal, o erro é considerado uma parte essencial do aprendizado, e existe o estímulo à interação entre pares e cooperação (AMES, 1992; Duda, 1993). De acordo com Duda (1993), o clima motivacional (orientado ao ego ou à tarefa) afeta o grau com que um indivíduo exhibe padrões de orientação ao objetivo para a tarefa ou para o ego. Além disso, a orientação ao ego, seja por parte do indivíduo ou relacionado ao clima motivacional, está associada a comportamentos ligados a desfechos negativos, como menos comprometimento com a prática, por exemplo. No mesmo sentido, a orientação à tarefa tem sido relacionada à motivação para a prática e comportamentos que podem levar a desfechos positivos, como

prática continuada (Duda, 1993; Roberts, 2001; Bruin et al., 2009; Albert et al., 2019).

Newton et al. (2000) desenvolveram o *Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire* (Questionário de Percepção do Clima Motivacional no Esporte, PMCSQ-2) com o objetivo de avaliar a percepção do atleta sobre o clima motivacional do contexto esportivo em que ele está inserido. Este questionário possui dois grandes fatores, orientação ao ego e orientação à tarefa, cada um deles divididos em três categorias que avaliam o clima motivacional orientado à tarefa (1. esforço/aproveitamento de habilidades; 2. papel importante desempenhado na equipe; 3. cooperação na aprendizagem), e o clima motivacional orientado ao ego (1. reconhecimento desigual; 2. punição por erros; 3. rivalidade intra-equipe). O PMCSQ-2 possui 33 questões respondidas em escala do tipo Likert de cinco pontos, que variam de “1=*discordo totalmente*” até “5=*concordo totalmente*”). Dezesete questões avaliam o clima motivacional orientado à tarefa, e 16 questões avaliam o clima motivacional orientado ao ego.

O PMCSQ-2 foi adaptado transculturalmente e teve suas evidências de validade estudadas em diferentes culturas, como a húngara (Revesz et al., 2014), a portuguesa (Cid et al., 2012) e a espanhola (Zurita-Ortega et al., 2018). No contexto esportivo, a PMCSQ-2 foi adaptada inicialmente por Souza e Vicini (2009) e teve suas evidências de validade e precisão avaliadas em uma amostra de 245 crianças e adolescentes de ambos os sexos ($10,7 \pm 1,05$ anos). Contudo, não foram obtidos resultados que se aproximassem da proposta teórica original do instrumento e confirmada no estudo de outras versões. Na ocasião os autores brasileiros propuseram, através da Análise de Componentes Principais (ACP), estrutura fatorial composta por 10 fatores, muitos deles compostos por apenas um item. Posteriormente, Fernandes et al. (2018) propuseram um novo estudo de evidências de validade avaliada em uma amostra composta por 255 adultos de ambos os sexos ($25,61 \pm 4,98$ anos). Baseando-se em métodos confirmatórios, os autores consideraram a adequação da estrutura fatorial composta por seis fatores correlacionados, corroborando a hipótese teórica e versão original. Contudo, os autores apontam que, embora este modelo tenha apresentado melhores índices de ajustes quando comparado a outros 17 modelos alternativos, estes não se adequavam aos pontos de corte dos índices de ajuste propostos pela literatura especializada e, portanto, sugeriram cautela na extrapolação dos resultados.

Estudos recentes que fizeram uso do PMCSQ-2 podem ser encontrados na literatura científica brasileira, como Hirota e Tragueta (2007), e Balbinotti et al., 2012. Embora os autores assumam nestas pesquisas a estrutura interna baseada nas dimensões gerais tarefa e ego, bem como nos fatores específicos, aprendizagem cooperativa, esforço, função importante na equipe, rivalidade entre membros da equipe, reconhecimento desigual e punição para erros, ainda não foram

observadas evidências empíricas que sustentem estas interpretações (AERA, APA & NCME, 2014). Além disso, os resultados obtidos na avaliação da estrutura interna da versão brasileira do PMCSQ-2 não possibilitam a aproximação com a literatura internacional, tão pouco com os resultados obtidos com as diferentes versões do instrumento. Diante desta importante lacuna, faz-se necessário a realização de novos estudos que tenham como objetivo a avaliação das propriedades psicométricas, como evidências de validade e precisão, do PMCSQ-2 frente à população brasileira, haja vista que o acúmulo de evidências de um instrumento de mensuração psicológica é um processo contínuo e exige a realização de diferentes pesquisas (AERA, APA, & NCME, 2014).

Ainda em relação às lacunas, observa-se que os estudos brasileiros não se propuseram a avaliar indicadores de invariância entre grupos, como por exemplo entre participantes de diferentes sexos. Contar com esses indicadores se torna importante, uma vez que em diferentes pesquisas que empregam o PMCSQ os resultados diferem quando meninos e meninas são comparados, fundamentando, por exemplo, a hipótese teórica de que meninos tendem apresentar maiores níveis de percepção do clima motivacional orientado ao ego (Erturan-Ilker et al., 2018; Litalien et al., 2017; Zurita-Ortega et al., 2018). Contudo, é necessário obter evidências de que as variáveis do teste (itens) estão associadas aos construtos latentes de maneira semelhante entre os grupos, garantindo que possíveis diferenças entre eles correspondam a diferenças reais no construto psicológico, e não representem vieses do instrumento de medida. Nesta direção, o objetivo da presente pesquisa foi estimar novas evidências de validade com base na estrutura interna para o PMCSQ-2, bem como estimar os parâmetros de invariância do modelo de medida entre meninos e meninas.

Método

Participantes

A amostra foi composta por 1125 jovens atletas, de ambos os sexos (61,1% meninos), com idades entre 12 e 19 anos ($13,80 \pm 1,34$ anos), praticantes de diferentes modalidades esportivas (tênis, futebol, vôlei, futsal, atletismo, handebol, basquetebol, natação, hóquei de grama, rugby, judô, dança, jiu-jitsu, taekwondo e muaythai), provenientes de instituições que desenvolvem projetos esportivos sociais no Estado do Rio Grande do Sul. Em relação ao tempo de experiência na modalidade, 41,3% declararam experiência inferior a seis meses, 28,7% entre seis meses e um ano, 10,8% entre um e dois anos e 19,1% experiência superior a dois anos. Quanto ao nível educacional, 86,2% estavam cursando o ensino fundamental ($n=970$), 13,4% o ensino médio e 0,4 relataram possuir ensino médio completo.

Instrumentos

Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire (Questionário de Percepção do Clima Motivacional no Esporte, PMCSQ-2) (Newton et al., 2000): esse instrumento mensura a Percepção do Clima Motivacional no esporte, conta com 33 questões organizadas em dois fatores gerais Clima Motivacional Orientado para a Tarefa e ao Ego. Essas duas dimensões são subdivididas em seis categorias: aprendizagem cooperativa, esforço, função importante na equipe, rivalidade entre membros da equipe, reconhecimento desigual e punição para erros. Vários estudos têm utilizado o PMCSQ-2 e demonstrado a consistência interna e evidência de validade fatorial deste instrumento (Gano-Overway et al., 2004; Reinboth & Duda, 2006).

Questionário sócio demográfico: o instrumento foi desenvolvido especialmente para esta pesquisa e permitiu acesso as principais características dos participantes, como idade, sexo, modalidade esportiva, tempo de experiência na modalidade e nível de escolaridade.

Procedimento

O contato com os participantes foi realizado após a aprovação do projeto de pesquisa pelo Comitê de Ética e Pesquisa da Universidade Federal do Rio Grande do Sul analisou e aprovou o presente estudo sob o número de protocolo 18.193. As coletas de dados foram realizadas em pequenos grupos (de até 10 sujeitos), nos próprios projetos esportivos sociais após autorização formal dos pais ou responsáveis, por meio do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE), e do próprio termo de assentimento dos adolescentes, e tiveram duração média aproximada de 20 minutos.

Análise de dados

Para avaliação da estrutura interna do PMCSQ-2 empregou-se a Análise Fatorial Exploratória (AFE), com método de estimação *Unweighted Least Squares* (ULS), e rotação oblíqua Promax. Como método de retenção de fatores, empregou-se a Análise Paralela (AP) baseada no *Minimum Rank Factor Analysis*, Método Hull (Timmerman & Lorezo-Seva, 2011) e *Exploratory Graph Analysis* EGA (Golino & Epskamp, 2017) e a interpretação teórica das soluções fatoriais. Considerando a natureza ordinal das variáveis que compõem o instrumento, todas as análises foram baseadas em matrizes de correlação policóricas. Para a realização destas análises foram utilizados o *software* estatístico Factor versão 10.3 (Ferrando, & Lorenzo-Seva, 2017) e o pacote EGA em ambiente R.

Considerando que a AFE indicou a retenção de dois fatores, coerentes com as dimensões teóricas gerais Clima motivacional orientado a tarefa e Clima motivacional orientado a ego, recorreu-se a Análise Fatorial Confirmatória (AFC) para investigação de evidências de validade do PMCSQ-2 para avaliar os fatores específicos, a saber: aprendizagem cooperativa, esforço, função

importante na equipe, rivalidade entre membros da equipe, reconhecimento desigual e punição para erros. AFC foi também estimada com método adequado a variáveis ordinais, o *Weighted Least Squares Mean and Variance-adjusted* (WLSMV). Desta forma, foram avaliados e comparados o modelo composto por fatores oblíquos e o modelo fatorial hierárquico de segunda ordem.

Ainda em relação a estrutura interna verificou-se indicadores de invariância do modelo de medida em função do sexo dos respondentes. Para tanto, empregou-se índices recomendados por Muthén e Muthén (2012), sendo estes: WLSMV χ^2 , df , χ^2/df , RMSEA, CFI e TLI, assumindo como parâmetro de adequação valores de referência comumente empregados na literatura especializada: $\chi^2/df < 5$, RMSEA $< 0,09$, CFI e TLI $> 0,90$. Tais análises foram realizadas no pacote estatístico *MPlus* versão 7.3 (Muthén & Muthén, 2012).

Para avaliação da precisão dos fatores que compõem *PMCSQ-2* realizou-se estimativas de coeficientes alfa de Cronbach e ômega de McDonald (McDonald, 1999). Ambas as medidas têm por objetivo a estimação da consistência interna de medidas psicológicas, contudo o segundo método tem sido apresentado na literatura especializada como mais sensível e menos influenciado pelo número de itens que compõem a medida. Conforme indicado pela literatura, para ambos os coeficientes, valores iguais ou superiores a 0,7 indicam boa precisão (Hair et al., 2004).

Resultados

Antes de submeter os dados à AFE verificou-se indicadores de adequação da matriz de correlação, Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e Teste de Esfericidade de Bartlett. Os resultados indicaram a adequação da matriz para a realização da AFE, confirmando a hipótese de que a variância dos itens poderia ser explicada por variáveis latentes (KMO=0,838), e que a matriz de dados não se assemelhava a uma matriz-identidade (528) 3762,2; $p < 0,001$) (Tabachnick & Fidell, 2018).

As análises dos diferentes métodos de retenção de fatores indicaram a adequação da estrutura composta por dois fatores. Na Tabela 1 são apresentados os resultados da Análise Paralela e método Hull. Em relação à AP, verifica-se que apenas os dois primeiros fatores apresentaram variâncias explicadas (VE) superiores à média das variâncias estimadas através das matrizes estimadas aleatoriamente, 500 matrizes (Buja & Eyuboglu, 1992), bem como superior ao valor de variância explicada alocada no percentil 95 dentre os dados aleatórios. Quanto ao método Hull, observa-se também que a estrutura com dois fatores obteve o maior valor do *Screetest*, que indica a melhor razão entre índices de ajuste e grau de liberdade apresentado entre as possíveis soluções fatoriais e, portanto, a solução mais pertinente (Ceulemans et al., 2010; Lorenzo-Seva et al., 2011).

Tabela 1
Métodos de retenção de fatores Análise Paralela e Método Hull

| Número de fatores | Análise Paralela | | | Método Hull | | |
|-------------------|--------------------------------------|---|--------------|-------------|---------------|--------------|
| | % de variância explicada dados reais | % de variância explicada dados aleatórios | | CFI | G1 | Screetest |
| | | Média | Percentil 95 | | | |
| 1 | 279,39 | 83,79 | 95,74 | 0,77 | 495,00 | 3,76 |
| 2 | 150,08 | 80,46 | 91,45 | 0,97 | 463,00 | 23,88 |
| 3 | 49,62 | 77,73 | 87,78 | 0,98 | 432,00 | 1,19 |
| 4 | 46,64 | 75,11 | 84,10 | 0,98 | 402,00 | 1,29 |
| 5 | 40,14 | 71,77 | 79,21 | 0,99 | 373,00 | 0,00 |
| 6 | 38,46 | 68,04 | 75,74 | | | |
| 7 | 36,96 | 63,55 | 71,21 | | | |
| 8 | 36,42 | 57,99 | 66,75 | | | |
| 9 | 35,63 | 52,16 | 62,70 | | | |
| 10 | 30,54 | 46,16 | 58,52 | | | |
| 11 | 29,11 | 40,86 | 54,17 | | | |
| 12 | 27,09 | 36,22 | 48,70 | | | |
| 13 | 25,03 | 32,35 | 38,56 | | | |
| 14 | 23,81 | 29,19 | 33,63 | | | |
| 15 | 20,55 | 26,33 | 29,69 | | | |
| 16 | 18,82 | 24,07 | 27,02 | | | |
| 17 | 18,17 | 21,80 | 24,33 | | | |
| 18 | 15,91 | 19,80 | 22,38 | | | |
| 19 | 14,62 | 17,89 | 20,39 | | | |
| 20 | 13,44 | 16,10 | 18,47 | | | |

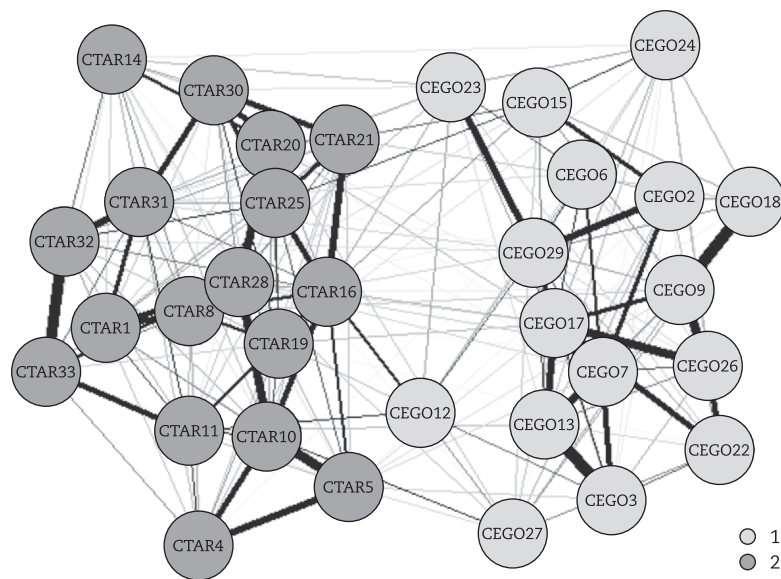
Tabela 1 (continuação)
Métodos de retenção de fatores Análise Paralela e Método Hull

| Número de fatores | Análise Paralela | | | Método Hull | | |
|-------------------|--------------------------------------|---|--------------|-------------|----|-----------|
| | % de variância explicada dados reais | % de variância explicada dados aleatórios | | CFI | GI | Screetest |
| | | Média | Percentil 95 | | | |
| 21 | 12,14 | 14,34 | 16,55 | | | |
| 22 | 11,13 | 12,50 | 14,73 | | | |
| 23 | 0,87 | 10,72 | 12,93 | | | |
| 24 | 0,79 | 0,89 | 10,97 | | | |
| 25 | 0,59 | 0,70 | 0,91 | | | |

Por fim, destaca-se que resultados semelhantes foram observados com o método EGA, que sugeriu adequação da estrutura composta por dois fatores. Adicionalmente, a apreciação dos resultados gráficos

(ver Figura 1) sugeria dois agrupamentos de itens coerentes com as duas dimensões teóricas gerais: Clima motivacional orientado à tarefa e Clima motivacional orientado ao ego.

Figura 1
Retenção de fatores método EGA



Os dados foram então submetidos a AFE propriamente dita, forçando a solução para retenção de dois fatores. Os resultados são apresentados na Tabela 2, onde

se verifica as cargas fatoriais dos itens, a porcentagem de variância explicada dos fatores, o coeficiente de correlação entre os fatores e seus indicadores de precisão.

Tabela 2
Modelo fatorial exploratório e indicadores de precisão

| Itens | Clima Motivacional Orientado ao Ego | Clima Motivacional Orientando a Tarefa |
|-------|-------------------------------------|--|
| 1 | 0,04 | 0,54 |
| 2 | 0,44 | 0,13 |
| 3 | 0,55 | -0,02 |
| 4 | -0,02 | 0,44 |

Tabela 2 (continuação)

Modelo fatorial exploratório e indicadores de precisão

| Itens | Clima Motivacional Orientado ao Ego | Clima Motivacional Orientando a Tarefa |
|-------|-------------------------------------|--|
| 5 | -0,16 | 0,47 |
| 6 | 0,41 | 0,02 |
| 7 | 0,59 | -0,14 |
| 8 | -0,07 | 0,56 |
| 9 | 0,48 | -0,06 |
| 10 | 0,03 | 0,6 |
| 11 | 0,03 | 0,59 |
| 12 | 0,33 | 0,26 |
| 13 | 0,61 | 0 |
| 14 | 0,1 | 0,46 |
| 15 | 0,26 | 0,25 |
| 16 | 0,02 | 0,69 |
| 17 | 0,61 | -0,18 |
| 18 | 0,35 | 0,04 |
| 19 | 0 | 0,62 |
| 20 | -0,06 | 0,56 |
| 21 | -0,01 | 0,63 |
| 22 | 0,49 | 0 |
| 23 | 0,35 | 0,23 |
| 24 | 0,35 | 0,15 |
| 25 | -0,01 | 0,61 |
| 26 | 0,49 | -0,08 |
| 27 | 0,3 | 0,27 |
| 28 | -0,03 | 0,58 |
| 29 | 0,56 | -0,03 |
| 30 | 0,05 | 0,64 |
| 31 | 0 | 0,56 |
| 32 | 0,07 | 0,51 |
| 33 | 0 | 0,53 |
| V.E. | 28,23 | 14,16 |
| Total | | 42,39 |
| Corr. | | -0,27 |
| Alfa | 0,79 | 0,89 |
| Ômega | 0,79 | 0,89 |

Quando à interpretação teórica dos fatores que emergiram, observou-se correspondência às duas grandes dimensões teóricas que fundamentaram a construção do PMCSQ-2. Vale ressaltar que cargas fatoriais com valores inferiores a 0,30 são apresentadas em tom de cor da fonte diferente na Tabela 2 para facilitar a visualização dos itens considerados em cada fator (apresentados em cor da fonte preta). Desta forma, pode-se afirmar que os itens que compuseram a solução, e seus respectivos fatores, apresentam-se como bons representantes dos referidos construtos. Além disso, os resultados demonstram que não existiram itens com cargas cruzadas, ou seja, com cargas fatoriais importantes ($>0,30$) em dois ou mais fatores. Ainda em relação a AFE, verifica-se na Tabela 2 a

porcentagem de variância total explicada pela solução fatorial (42,39%), correlação negativa de baixa magnitude entre os dois fatores ($r=-0,27$). Destacam-se os bons índices de ajuste obtidos para essa estrutura fatorial: *Comparative Fit Index* (CFI)=0,97; *Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values* (AGFI)=0,95 e *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA)=0,034 (CI90% 0,010-0,050).

Na Tabela 2 também são apresentados os indicadores de precisão dos fatores que compuseram o PMCSQ-2, os quais podem ser classificados como bons para ambas dimensões clima motivacional orientado à tarefa, com valores de alfa de Cronbach e ômega de McDonald iguais a 0,79, e clima motivacional orientado ao ego, com valores de alfa superiores e ômega iguais a 0,89.

Então, os dados foram submetidos a AFC para testar os índices de ajuste para a avaliação dos modelos compostos por seis fatores correlacionados e o modelo de segunda ordem. Inicialmente buscou-se avaliar o modelo com todos os itens, contudo verificou-se através do

modelo com fatores correlacionados que os itens 15 e 27 não apresentavam carga fatorial significativa no fator correspondente ($<0,11$), então, optou-se pela retirada dos itens. Os índices de ajuste dos diferentes modelos são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3
Índices de ajuste dos modelos confirmatórios e análise de invariância

| Modelos | χ^2 | df | p | χ^2/df | CFI | TLI | RMSEA (I.C 90%) |
|----------------------|----------|-----|--------|-------------|------|------|-------------------|
| Relacionados | 1.755,82 | 419 | >0,001 | 4.190.501 | 0,89 | 0,88 | 0,05 (0,05-0,06) |
| Relacionados s/15-27 | 1.429,98 | 390 | >0,001 | 3.666.626 | 0,91 | 0,90 | 0,05 (0,05-0,05) |
| Segunda ordem | 2.428,49 | 494 | >0,001 | 4915,98 | 0,85 | 0,84 | 0,06 (0,06-0,06) |
| Invariância - sexo | | | | | | | |
| Configural | 1.954,41 | 780 | >0,001 | 2.505.658 | 0,91 | 0,89 | 0,05 (0,05- 0,05) |
| Intervalar | 1.988,12 | 804 | >0,001 | 2.472.787 | 0,91 | 0,90 | 0,05 (0,05- 0,05) |
| Escalar | 2.074,15 | 888 | >0,001 | 2.335.752 | 0,91 | 0,91 | 0,05 (0,05-0,05) |

Na parte superior da Tabela 3, observa-se que apenas o segundo modelo, composto por fatores correlacionados, e com a exclusão do item 15, apresentou índices de ajustes adequados, sugerindo a pertinência do *PMCSQ-2* para a avaliação dos fatores específicos do modelo de clima motivacional proposto originalmente por Newton et al., (2000) aprendizagem cooperativa,

esforço, função importante na equipe, rivalidade entre membros da equipe, reconhecimento desigual e punição para erros. O modelo confirmatório com seis fatores correlacionados é apresentado na Tabela 4, onde se verificam as cargas fatoriais dos itens em seus respectivos fatores, e índices de correlação entre fatores e indicadores de precisão.

Tabela 4
Modelos fatoriais confirmatório e indicadores de precisão

| Itens | Fator 1 | Fator 2 | Fator 3 | Fator 4 | Fator 5 | Fator 6 |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1 | | 0,55 | | | | |
| 2 | | | | | | 0,35 |
| 3 | | | | | 0,55 | |
| 4 | | | 0,47 | | | |
| 5 | | | 0,56 | | | |
| 6 | | | | 0,49 | | |
| 7 | | | | | | 0,71 |
| 8 | | 0,6 | | | | |
| 9 | | | | | | 0,53 |
| 10 | | | 0,68 | | | |
| 11 | 0,61 | | | | | |
| 12 | | | | 0,37 | | |
| 13 | | | | | 0,59 | |
| 14 | | 0,43 | | | | |
| 15 | | | | | | |
| 16 | | 0,68 | | | | |
| 17 | | | | | 0,73 | |
| 18 | | | | | | 0,32 |
| 19 | | | 0,64 | | | |
| 20 | | 0,6 | | | | |
| 21 | 0,65 | | | | | |
| 22 | | | | | 0,47 | |
| 23 | | | | 0,43 | | |

Tabela 4 (continuação)

Modelos fatoriais confirmatório e indicadores de precisão

| Itens | Fator 1 | Fator 2 | Fator 3 | Fator 4 | Fator 5 | Fator 6 |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 24 | | | | | | |
| 25 | | 0,63 | | | | |
| 26 | | | | | 0,52 | |
| 27 | | | | | | |
| 28 | | 0,61 | | | | |
| 29 | | | | | 0,57 | |
| 30 | | 0,64 | | | | |
| 31 | 0,57 | | | | | |
| 32 | | | 0,5 | | | |
| 33 | 0,56 | | | | | |
| Fator 2 | 0,93 | | | | | |
| Fator 3 | 0,96 | 0,9 | | | | |
| Fator 4 | 0,14 | 0,23 | 0,11 | | | |
| Fator 5 | -0,31 | -0,33 | -0,32 | 0,69 | | |
| Fator 6 | -0,24 | -0,31 | -0,33 | 0,61 | 0,92 | |
| Alfa | 0,7 | 0,82 | 0,7 | 0,41 | 0,75 | 0,56 |
| Ômega | 0,7 | 0,82 | 0,7 | 0,41 | 0,75 | 0,56 |

Notas. Fator 1=aprendizagem cooperativa; Fator 2=esforço; Fator 3=função importante na equipe; Fator 4=rivalidade entre membros da equipe; Fator 5=reconhecimento desigual; F6=punição para erros

Em relação às cargas fatoriais, observam-se que estas variaram entre 0,32 (item 18) correspondente ao fator punições para erros, e 0,73 (item 17) referente ao fator reconhecimento desigual. Contudo, vale ressaltar que apenas três itens apresentaram cargas fatoriais abaixo de 0,40, o que sugere que os itens sejam bons representantes operacionais dos construtos teóricos para os quais foram desenvolvidos para mensurar. Quanto à correlação entre fatores, destaca-se que variaram entre ausência de correlação 0,11 (função importante na equipe e rivalidade entre membros da equipe) e indicadores de correlação muito forte 0,96 (aprendizagem cooperativa e função importante na equipe). No entanto, grande parte das correlações entre fatores apresentaram índices de baixa e moderada magnitude.

As últimas informações apresentadas na Tabela 4 correspondem a indicadores de precisão dos fatores que compõem o modelo de medida de seis fatores para o *PMCSQ-2*. Observou-se valores adequados para os fatores aprendizagem cooperativa, esforço, função importante na equipe, e reconhecimento desigual, e indicadores ruins para os fatores rivalidade entre membros da equipe e punição para erros, sugerindo a necessidade de maiores investimentos nesses fatores em futuras versões do instrumento.

Ainda em relação a estrutura interna do *PMCSQ-2*, verificou-se os indicadores de invariância do modelo fatorial em função do sexo dos participantes, apresentados na parte inferior da Tabela 3, e sugerem invariância dos modelos configurais, haja vista que o modelo apresentou índices de ajuste adequados, o que indica equivalência da

estrutura fatorial entre os dois grupos. Adicionalmente, verifica-se que as estimativas de invariância métrica e escalar sugerem equivalência entre os grupos em relação ao peso dos itens nos fatores e em relação ao intercepto dos itens, respectivamente. Esses resultados são evidenciados pelo valor de ΔCFI inferiores a 0,01 entre o modelo configurado e métrico, e entre o modelo métrico e escalar.

Discussão

Esta pesquisa teve como principal objetivo estimar evidências de validade adicionais com base na estrutura interna e precisão da versão brasileira do *PMCSQ-2*. Diferentes procedimentos estatísticos foram empregados, o que possibilitou a investigação de diferentes propriedades psicométricas do instrumento. A primeira, foi obtida por meio de métodos robustos de retenção de fatores e AFE (Ceulemans et al., 2010; Lorenzo-Seva et al., 2011; Golino & Epskamp, 2016), e se referem as evidências de validade quanto à avaliação dos fatores gerais clima motivacional orientado a tarefa e clima motivacional orientado ao ego. Tais resultados sugerem as primeiras evidências de validade do *PMCSQ-2* para avaliação desses construtos psicológicos no contexto brasileiro, haja vista que as pesquisas realizadas para este fim não apresentaram resultados que assegurassem tais propriedades (Fernandes et al., 2018, Souza & Vicini, 2009). Além disso, aproxima a estrutura interna da versão brasileira da versão original do instrumento (Newton et al., 2000), e de versões adaptadas para outras culturas (Zurita-Ortega et al., 2018; Revesz et al., 2014). Desta forma, pode-se

inferir que esse estudo cumpriu satisfatoriamente o seu primeiro objetivo de estimar evidências de validade com base na estrutura interna da versão brasileira do *PMCSQ-2* para avaliação dos fatores gerais (AERA; APA, & NCME, 2014).

Vale ressaltar que entre os estudos brasileiros apenas Souza e Vicini (2014) empregou métodos exploratórios para avaliação a estrutura interna do *PMCSQ-2*. Nesta ocasião os autores propuseram por meio da ACP uma estrutura composta por 10 fatores. Muitos destes fatores eram compostos por apenas um item, o que acarretou outra limitação do estudo, que foi a apresentação de uma única medida de precisão, coeficiente alfa de Cronbach geral igual a 0,80.

O segundo objetivo do estudo foi verificar a potencialidade do *PMCSQ-2* para avaliação dos fatores específicos que compõem o clima motivacional. Nessa direção, os resultados obtidos por meio da AFC possibilitaram um importante passo na literatura brasileira ao demonstrar adequação dos índices de ajuste dos dados ao modelo composto por fatores correlacionados. Já a análise fatorial multigrupo permitiu a verificação de equivalência da estrutura de fatores e dos itens pertenciam a cada fator, dos pesos dos itens nos respectivos fatores e intercepto dos itens relação aos grupos formados por meninos e meninas, garantindo que possíveis diferenças observadas nos escores de meninos e meninas não estarão associados a vieses do instrumento, mas sim a diferenças reais na percepção do clima motivacional.

Os resultados obtidos na presente pesquisa com são compatíveis com aqueles verificado por Fernandes et al. (2018), que testaram os índices de ajustes de 18 modelos fatoriais confirmatórios e concluíram melhor adequação do modelo de seis fatores correlacionados, e com a exclusão de dois itens (24 e 32): $\chi^2/gl=2,019$, $GFI=0,82$, $CFI=0,80$ e $RMSEA=0,06$. Os autores argumentam que embora fossem esperados índices GFI e CFI superiores a 0.9 esse foi o modelo com melhores índices de ajuste, superando, por exemplo, modelos de segunda ordem, o que vai ao encontro dos resultados obtidos na versão original do instrumento que também apresentou modelos com índices ligeiramente abaixo do esperado. Nesta direção, pode-se inferir que os resultados obtidos na presente pesquisa também estão associados a adequação procedimentos empregados em relação natureza ordinal das variáveis, ou seja, métodos de estimação WLSMV e matrizes de correlação estimadas por meio de correlações policóricas (Baglin, 2014).

Há na literatura especializada uma discussão recorrente quanto à utilização de dados provenientes de uma mesma amostra para avaliação de modelos exploratórios e confirmatórios (Byrne, 2012; Osborne & Fitzpatrick, 2012). Vale ressaltar que na presente pesquisa os procedimentos foram usados para diferentes fins. Enquanto a AFE foi empregada e apresentou evidências de validade para o modelo composto por dois fatores gerais, a AFC

foi utilizada e apresentou evidências para avaliação dos fatores específicos e de invariância do modelo de medida. Procedimentos semelhantes são empregados na literatura, como por exemplo em Peixoto et al., (2019), que usaram métodos semelhantes ao avaliarem as propriedades psicométricas de uma escala de *Coping* específica à população de atletas. Nesse sentido, Golino & Epskamp (2017) argumentam que embora os métodos robustos de retenção de fatores devam ser considerados para a avaliação da estrutura interna de instrumentos psicológicos, não se pode desconsiderar o fato desses métodos poderem subestimar o número de fatores que guardam magnitude de correlação moderada ou alta entre si.

Adicionalmente, deve-se manter em foco o fato de que diferentes modelos podem se ajustar aos dados disponíveis e que a estrutura teórica deve ser a principal fonte de sustentação destes modelos (Hammond, 2010; Osborne, 2015). Desta forma, consideram-se bem-sucedidos os métodos empregados na presente pesquisa, uma vez que estes estiveram pautados em hipóteses teóricas coerentes, que inclusive já foram testadas empiricamente em estudos anteriores (Newton et al., 2000), corroborando para o acúmulo de evidências de validade da versão brasileira do *PMCSQ-2* em avaliar os fatores específicos do clima motivacional percebido no esporte.

Contudo, ressalta-se uma característica específica dos resultados obtidos na presente pesquisa, a exclusão do item 15 (*o técnico xinga os atletas pela bagunça do jogo*) e 27 (*os atletas têm medo de cometer erros*), uma vez que o item não apresentou carga fatorial igual ou superior 0,3 em nenhum dos procedimentos empregados, Pode-se se inferir que o conteúdo do item não representa um comportamento dos técnicos que atuam junto às equipes esportivas avaliadas no caso do item 15, e tão pouco dos atletas no caso do item 27. Ressalta-se o fato de esta ser uma amostra composta por adolescentes que praticam esporte no contexto de projetos sociais, que difere do esporte de rendimento. No contexto de projetos sociais as preocupações estão voltadas para o desenvolvimento humano e o desenvolvimento de habilidades socioemocionais, muitas vezes em contextos de vulnerabilidade social. Assim, o esporte assume uma função de ferramenta para esse fim, não fazendo sentido, por exemplo, o uso de xingamentos em função da má estruturação do jogo, o que poderia causar o sentimento de medo entre as crianças e adolescentes. Pelo contrário, é necessário criar um ambiente de confiança para que o desenvolvimento positivo possa ocorrer em níveis relacionais e pessoais, que muitas vezes estarão à frente de objetivos como melhora técnica e/ou tática (Peixoto et al., 2019).

Foram apresentados os novos indicadores de precisão da versão brasileira do *PMCSQ-2*. Os resultados sugerem bons níveis de precisão por meio dos métodos alfa de Cronbach e ômega de McDonald, demonstrando baixos níveis de erro associados aos modelos de medida propostos a partir da avaliação dos fatores gerais.

Contudo, valores de coeficientes inferiores a 0,7 foram observados para os fatores específicos rivalidade entre membros da equipe e punição para erros. Tais resultados apontam para uma fragilidade do instrumento em avaliar esse modelo, sugerindo cautela na aplicação do mesmo, bem como para a necessidade de investimento em futuras versões do instrumento, visto que resultados semelhantes já haviam sido observados no estudo da versão original (Newton et al., 2000) e na versão brasileira do *PMCSQ-2* (Fernandes et al., 2018).

Por fim, a presente pesquisa estimou evidências de invariância do modelo de medida (configural, métrico e escalar) em relação aos grupos formados por meninos e meninas. Tais resultados confirmam a hipótese de equivalência do instrumentos ao mensurar a percepção do clima motivacional entre os dois grupos, o que se configura como um resultado de grande relevância prática, haja vista que muitas pesquisas visam comparar diferenças desta percepção em participantes de programas esportivos em função das diferenças sexuais (Breiger et al., 2015; Miller et al., 2004). Ao contar-se com evidência desta natureza, pode-se inferir que os resultados observados (diferenças/não diferenças entre os grupos) representam características reais do participantes e não ao fato do instrumento beneficiar um destes grupos por meio do conteúdo dos itens.

Essa pesquisa contribuiu para o acúmulo de evidência de validade com base na estrutura interna e precisão da versão brasileira do *PMCSQ-2* e o sugere como instrumento adequado para mensuração da percepção do clima motivacional em adolescentes no contexto do esporte em projetos sociais. É crescente interesse de projetos sociais e organizações que promovem prática esportiva para crianças e jovens no aproveitamento do ambiente esportivo como um contexto propício para o desenvolvimento de competências socioemocionais. A forma como o ambiente esportivo é pensado, o que envolve o tipo de relação que se desenvolverá entre atletas e treinadores e o tipo de ênfase que se dará para a obtenção de resultados esportivos, serão determinantes para o desenvolvimento

dessas competências. Assim, este estudo contribui com a área ao oferecer um instrumento com qualidades psicométricas que podem auxiliar profissionais a tomarem decisões embasadas em diagnósticos mais precisos. Embora esses sejam resultados relevantes, ainda é necessário a realização de novos estudos, como o estabelecimento de normas interpretativas, para que os escores do teste possam tomar significados psicológicos e pesquisadores interessados na avaliação da percepção do clima motivacional possam ter referências de classificação desses escores. Por fim, aponta-se os limites da presente pesquisa, como o fato de se basear em uma amostra por conveniência oriunda de uma região específica do país, região sul, e uma expressão específica do esporte, o contexto de projetos sociais. Desta forma, sugere-se cautela na extrapolação dos resultados.

Agradecimentos

Não há menções.

Financiamento

A presente pesquisa recebeu financiamento do Ministério do Esporte, por meio do edital de Chamada Pública 01/2009/ME/SNDEL/REDE CEDES/PELC.

Contribuições dos autores

Todos os autores participaram da elaboração do manuscrito.

Disponibilidade dos dados e materiais

Todos os dados e sintaxes gerados e analisados durante esta pesquisa serão tratados com total sigilo devido às exigências do Comitê de Ética em Pesquisa em Seres Humanos. Porém, o conjunto de dados e sintaxes que apoiam as conclusões deste artigo estão disponíveis mediante razoável solicitação ao autor principal do estudo.

Conflito de interesses

Os autores declaram que não há conflitos de interesses.

Referências

- Albert, E., Petrie, T. A., & Moore, E. W. G. (2021). The relationship of motivational climates, mindsets, and goal orientations to grit in male adolescent soccer players. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 19(2), 265-278. doi:10.1080/1612197X.2019.1655775
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education [AERA, APA, & NCME]. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington: American Educational Research Association.
- Ames, C. (1992). Classrooms: goals, structures, and students motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 261-271. doi: 10.1037/0022-0663.84.3.261
- Baglin, J. (2014). Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: a demonstration using FACTOR. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19(5), 1-14. <https://doi.org/10.7275/dsep-4220>
- Balbinotti, M. A. A., Saldanha, R. P., Evangelista, P. H. M., ... & Balbinotti, C. A. A. (2012). O clima motivacional do professor e as atitudes de jovens no contexto do esporte de inclusão social. *Revista Mineira de Educação Física*, 1(spe), 756-765. <https://sil0.tips/download/o-clima-motivacional-do-professor-e-as-atitudes-de-jovens-no-contexto-do-esporte>

- Breiger, J., Cumming, S. P., Smith, R. E., & Smoll, F. (2015). Winning, Motivational Climate, and Young Athletes' Competitive Experiences: Some Notable Sex Differences. *International Journal of Sports Science & Coaching*, 10(2-3), 395-411. <https://doi.org/10.1260/1747-9541.10.2-3.395>
- Bruin, A.P. K., Bakker, F. C., & Oudejans, R. R. D. (2009). Achievement goal theory and disordered eating: relationships of disordered eating with goal orientations and motivational climate in female gymnasts and dancers. *Psychology of Sports and Exercise*, 10(1), 72-79. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2008.07.002>
- Buja, A., & Eyuboglu, N. (1992). Remarks on Parallel Analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 27(4), 509-540. doi:10.1207/s15327906mbr2704_2
- Byrne, B. M. (2012). *Multivariate applications series. Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge/Taylor & Francis Group.
- Ceulemans, E., Timmerman, M. E., & Kiers, H. A. L. (2010). The Hull procedure for selecting among multilevel component solutions. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, 106(1), 12-20. doi: 10.1016/j.chemolab.2010.08.001
- Cid, L., Moutão, J., Leitão, J., & Alves, J. (2012). Tradução e validação da adaptação para o exercício do Perceived Motivational Climate Sport Questionnaire. *Motriz*, 18(4), 708-720. <https://doi.org/10.1590/S1980-65742012000400009>
- Duda, J. L., & Nicholls, J. G. (1992). Dimensions of achievement motivations in school work and sport. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 290-299. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.84.3.290>
- Duda, J. L. (1993). Goals: a social-cognitive approach to the study of achievement motivation in sport. In R. Singer, M. Murphey, & L. K. Tennant (Eds.), *Handbook of research in sport psychology* (pp. 421-436). New York: Macmillan.
- Duda, J. L., & Whitehead, J. (1998). Measurement of goal perspectives in the physical domain. In J. L. Duda (Ed.), *Advances in sport and exercise psychology measures* (pp. 21-48). Morgantown: Fitness Information Technology.
- Erturan-Ilker, G., Yu, C., Alemardo ̃glu, U., & Köklü, Y. (2018). Basic psychological needs and self-determined motivation in Physical Education to predict health-related fitness level. *Journal of Sport Health Research*, 10(1), 91-100. http://www.journalshr.com/papers/Vol%2010_N%201/JSHR%20V10_1_7.pdf
- Fernandes, M. G., Menuchi, M. R. T. P., Abreu, I. S., Alcântara, J. S., & Nunes, S. A. N. (2018). Propriedades psicométricas da versão brasileira do Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire-2 (PMCSQ-2). *Revista Brasileira de Ciência e Movimento*, 26(4), 76-86. <https://doi.org/10.18511/rbcm.v26i4.8911>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Gano-Overway, L. A., Guivernau, M., Magyar, T. M., Waldron, J. J., & Ewing, M. E. (2005). Achievement goal perspectives, perceptions of the motivational climate, and sportspersonship: individual and team effects. *Psychology of Sport and Exercise*, 6(2), 215-232. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2003.11.001>
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PlosOne*, 12(6), e0174035. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174035>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2004). *Multivariate data analysis* (5a ed.). Madrid: Prentice Hall.
- Hammond, S. (2010) Utilizando testes psicométricos. In: G. M., Breakwell, S., Hammond, C., Fife-Schaw, & J. A., Smith. *Métodos de pesquisa em psicologia* (pp 170-189). Porto Alegre: Artmed.
- Hirota, V. B., & Traguetta, V. A. (2007). Verificação do clima motivacional em atletas femininas do futsal: um estudo com o Questionário de Orientação para Tarefa ou Ego (TEOSQ). *Revista Mackenzie de Educação Física*, 6(3), 207-213. <http://dx.doi.org/10.5007/2175-8042.2013v25n40p67>
- Iwasaki, S., Fry, M. D. (2016). Female adolescent soccer players' perceived motivational climate, goal orientations, and mindful engagement. *Psychology of Sport and Exercise*, 27, 222-231. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2016.09.002>
- Kavussanu, M., & Al-Yaaribi, A. (2021). Prosocial and antisocial behaviour in sport. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 19(2), 179-202. <https://doi.org/10.1080/1612197X.2019.1674681>
- Litalien, D., Morin, A. J., & McInerney, D. M. (2017). Achievement goal profile among adolescent males and females. *Developmental Psychology*, 53(4), 731-751. <https://doi.org/10.1037/dev0000288>
- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E., & Kiers, H. A. (2011). The hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46(2), 340-364. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Erlbaum.
- Miller, B., Roberts, G., & Ommundsen, Y. (2004). Effect of motivational climate on sportspersonship among competitive youth male and female football players. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 14, 193-202. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0838.2003.00320.x>
- Muthen, L. K., & Muthen, B. (2012). 1998-2012. *Mplus User's Guide* (7a ed.). Los Angeles, CA: Muthen & Muthen.
- Newton, M., Duda, J. L., & Yin, Z. N. (2000). Examination of the psychometric properties of the Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire-2 in a sample of female athletes. *Journal of Sport Sciences*, 18(4), 275-90. <https://doi.org/10.1080/026404100365018>
- Osborne, J. W., & Fitzpatrick, D. C. (2012). Replication analysis in exploratory factor analysis: What it is and why it makes your analysis better. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 17(15), 1-8. <https://doi.org/10.7275/h0bd-4d11>
- Osborne, J. W. (2015). What is Rotating in Exploratory Factor Analysis? *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 20(2). <http://paronline.net/getvn.asp?v=20&n=2>
- Peixoto, E. M., Cordeiro, E. D. A., Correia, F. M. L., & Bueno, M. H. (2019). Desenvolvimento positivo de jovens através do esporte: Explorando o modelo dos 4 C's. In: E. M. Peixoto, & T. C. Nakano. (Org.). *Psicologia do Esporte e Desenvolvimento Humano* (pp 65-87). Maringá: Visu.
- Peixoto, E. M., Campos, C. R., Nakano, T. C., Balbinotti, M. A. A., & Palma, B. P. (2019). Inventário de Coping para Atletas em Situação de Competição: Evidências de Validade. *Avaliação Psicológica*, 18(1), 1-12. <https://doi.org/10.15689/ap.2019.1801.15473.01>
- Reinboth, M., & Duda, J. L., (2006). Perceived motivational climate, need satisfaction and indices of well-being in teams ports: A longitudinal perspective. *Psychology of Sport and Exercise*, 7(3), 269-286. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2005.06.002>
- Revesz, L, Biro, M., Csaki, I., ... & Toth, L. (2014). The Hungarian adaptation of the perceived motivational climate in sport questionnaire-2 (H-PMCSQ-2). *Cognition, Brain, Behavior. An Interdisciplinary Journal*, 18(3), 175-190. https://www.researchgate.net/publication/266851007_The_hungarian_adaptation_of_the_perceived_motivational_climate_in_sport_questionnaire-2_h-pmcsq-2

- Roberts, G. C. (2001). Understanding the dynamics of motivation in physical activity: the influence of achievement goals on motivational processes. In G. C. Roberts (Ed.), *Advances in motivation in sport and exercise* (pp. 1-51). Champaign: Human Kinetics.
- Roberts, G. C. (2006). Reflections on 25 years of achievement goal theory. In F. Boen, B. De Cuyper, & J. Opendacker (Eds.), *Current research topics in exercise and sport psychology in Europe* (pp. 91-105). Lannoo Campus: Leuven.
- Roberts, G. C., & Nerstad, C. G. L. (2020). Motivation: Achievement Goal Theory in Sport and Physical Activity. Em: D. Hackfort, & R. Schinke (Orgs.). *Routledge International Encyclopedia of Sport and Exercise Psychology: Theoretical and Methodological Concept* (1ed., V.1, pp. 322-341). Routledge: New York
- Souza, M. A., & Vicini, L. (2009). Análise das propriedades psicométricas no Questionário de Percepção do Clima Motivacional no Esporte-2 (PMCSQ-2) em atletas. Versão Brasileira. *EFDportes*, 14(138), 1-6. <http://fi-admin.bvsalud.org/document/view/rfann>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2018). *Using multivariate statistics*. Person: New Jersey.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Zurita-Ortega, F., Chacón-Cuberos, R., Ubago-Jiménez, J. L., Castro_Sánchez, M., & González-Valero, G. (2018). Design and validation of the questionnaire "GAMEPLAY" for the assessment of sports activities. *Journal of Human Sport and Exercise*, 13(2proc), S178-S188. <https://doi.org/10.14198/jhse.2018.13.Proc2.02>

recebido em janeiro de 2020
aprovado em junho de 2021

Sobre os autores

Ricardo Pedrozo Saldanha é professor de Educação Física (Centro Universitário Metodista), doutor em ciências do movimento humano pela UFRGS. Atualmente é Professor Substituto no Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Sul – Campus Farroupilha/RS.

Evandro Morais Peixoto é psicólogo (Universidade Presbiteriana Mackenzie), doutor em Psicologia pela PUC-Campinas. Atualmente é docente do Programa de Pós-Graduação Strictu Sensu em Psicologia da Universidade São Francisco, campus Campinas, São Paulo.

Bartira Pereira Palma é professora de Educação Física (Universidade Presbiteriana Mackenzie), mestre em Ciências pela USP. Atualmente é integrante do grupo de pesquisa do Laboratório de Estudos em Pedagogia do Esporte da Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

Marcus Levi Lopes Barbosa é psicólogo (Unisinos), doutor em ciências do movimento humano pela UFRGS. Atualmente é professor adjunto e coordenador do curso de Psicologia da Universidade Feevale, Novo Hamburgo.

Carlos Adelar Abaide Balbinotti é professor de Educação Física (UFRGS), doutor em ciências do desporto pela Universidade do Porto, Portugal. Atualmente é professor associado na Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

Marcos Alencar Abaide Balbinotti é psicólogo (PUC-Rio Grande do Sul), doutor em Psicologia pela Université de Montréal. Atualmente é professor titular da Université du Québec à Trois-Rivières – Trois Rivières.

Como citar este artigo

Saldanha, R. P., Peixoto, E. M., Palma, B. P., Barbosa, M. L. L., Balbinotti, C. A. A., & Balbinotti, M. A. A. (2022) Evidências adicionais de validade da versão brasileira do *Perceived Motivational Climate in Sport Questionnaire* (PMCSQ-2). *Avaliação Psicológica*, 21(1), 40-51. <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2022.2101.19853.05>