

Cita: Leite, C. D.; Soares Júnior, R. S.; Fukuda, C. C.; Caixeta, F. V.; Melo, G. F.; Fontes, E. B. & Ramos, I. A. (2023). Características psicométricas da versão brasileira do Sport Emotion Questionnaire (SEQ-BR). *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 23(2), 90-105

Características psicométricas da versão brasileira do Sport Emotion Questionnaire (SEQ-BR)

Psychometric characteristics of the Brazilian version of the Sport Emotion Questionnaire (SEQ-BR)

Características psicométricas de la versión brasileña del Sport Emotion Questionnaire (SEQ-BR)

Leite, Claudia Dias¹, Soares Júnior, Raimundo da Silva², Fukuda, Claudia Cristina¹, Caixeta, Fabio Viegas³, Melo, Gislane Ferreira¹, Fontes, Eduardo Bodnariuc⁴ & Ramos, Isabela Almeida¹.

¹Universidade Católica de Brasília, Brasília, Brasil; ²Universidade Federal do ABC, São Paulo, Brasil;

³Universidade de Brasília, Brasília, Brasil; ⁴Universidade Federal do Paraná, Curitiba, Brasil.

RESUMO

Neste trabalho apresentamos uma versão traduzida e adaptada do Sport Emotion Questionnaire (SEQ) para o Português brasileiro, e exploramos suas características psicométricas. No Estudo 1 foi produzida a versão brasileira do SEQ (SEQ-BR) de acordo com as diretrizes para o processo de adaptação transcultural, e avaliadas a validade de conteúdo e a concordância entre os juízes. O julgamento quanto a concordância entre os juízes foi quase excelente ($0.77 \leq \text{Kappa} \leq 0.89$) e o instrumento foi considerado válido do ponto de vista do seu conteúdo quanto a clareza ($\text{CVCt} = 0.91$) e pertinência ($\text{CVCt} = 0.93$). No Estudo 2, 895 atletas brasileiros de diferentes modalidades esportivas responderam o SEQ-BR durante competições nacionais e internacionais. As análises fatoriais foram realizadas para explorar e confirmar a estrutura fatorial do SEQ-BR. A estrutura com cinco fatores apresentou um ajuste satisfatório [$\chi^2(199) = 395.59$; $\chi^2/\text{gl} = 1.99$; $\text{CFI} = 0.98$; $\text{TLI} = 0.98$; $\text{GFI} = 0.98$; $\text{RMSEA} = 0.033$], além de invariância fatorial entre grupos e consistência interna adequada em todos os fatores ($0.78 \leq \omega \leq 0.85$). Diante do exposto, o SEQ-BR apresenta adequação quanto à validação do conteúdo e características psicométricas satisfatórias, fornecendo um instrumento estável, consistente e confiável para mensurar emoções pré-competitivas em atletas brasileiros.

Palavras-chave: Emoções, Esportes, Instrumento, Psicometria, Psicologia do esporte.

Características psicométricas do SEQ-BR

ABSTRACT

Here we present an adapted version of the Sport Emotion Questionnaire (SEQ) translated to Brazilian Portuguese, and explore its psychometric characteristics. In Study 1, the Brazilian version of the SEQ (SEQ-BR) was produced according to the guidelines for the cross-cultural adaptation process, and the content validity and inter-rater agreement were evaluated. The agreement was almost excellent between judges ($0.77 \leq \text{Kappa} \leq 0.89$), and the instrument was considered valid from the content viewpoint, regarding clarity ($\text{CVCt} = 0.91$) and relevance ($\text{CVCt} = 0.93$). In Study 2, 895 Brazilian athletes from different types of sports answered the SEQ-BR during national and international competitions. Factor analysis were performed to explore and confirm the factor structure of the SEQ-BR. The structure composed of five factors [$\chi^2(199) = 395.59$; $\chi^2/\text{df} = 1.99$; $\text{CFI} = 0.98$; $\text{TLI} = 0.98$; $\text{GFI} = 0.98$; $\text{RMSEA} = 0.033$], in addition to factorial invariance between groups and adequate internal consistency in all factors ($0.78 \leq \omega \leq 0.85$). The SEQ-BR presents adequacy as to content validity, and satisfactory psychometric characteristics, providing a stable, consistent, and reliable instrument to measure pre-competitive emotions in Brazilian athletes.

Keywords: Emotions, Sports, Instrument, Psychometrics, Sport psychology.

RESUMEN

En este trabajo presentamos una versión traducida y adaptada del Sport Emotion Questionnaire (SEQ) en portugués brasileño, además de explorar sus características psicométricas. En el Estudio 1 se elaboró la versión brasileña del SEQ (SEQ-BR) de acuerdo con las directrices del proceso de adaptación transcultural, se evaluó la validez de contenido y el acuerdo entre evaluadores. La concordancia entre los evaluadores fue casi excelente ($0.77 \leq \text{Kappa} \leq 0.89$) y el instrumento se consideró válido desde el punto de vista de su contenido en cuanto a claridad ($\text{CVC}_t = 0.91$) y pertinencia ($\text{CVC}_t = 0.93$). En el Estudio 2, 895 atletas brasileños de diferentes deportes respondieron al SEQ-BR durante competiciones nacionales e internacionales. Se realizaron análisis factoriales para explorar y confirmar la estructura factorial del SEQ-BR. La estructura con cinco factores presentó un ajuste satisfactorio [$\chi^2(199) = 395.59$; $\chi^2/\text{gl} = 1.99$; $\text{CFI} = 0.98$; $\text{TLI} = 0.98$; $\text{GFI} = 0.98$; $\text{RMSEA} = 0.033$], además de invarianza factorial entre grupos y consistencia interna adecuada en todos los factores ($0.78 \leq \omega \leq 0.85$). Teniendo en cuenta lo anterior, el SEQ-BR presenta adecuación en cuanto a la validación del contenido y características psicométricas satisfactorias, proporcionando un instrumento estable, consistente y fiable para medir las emociones precompetitivas en atletas brasileños.

Palabras clave: Emociones, Deportes, Instrumento, Psicometría, Psicología deportiva.

INTRODUÇÃO

A preparação física, técnica e tática são fundamentais para que o atleta alcance um ótimo desempenho nas competições. Além disso, os progressos da Psicologia do Esporte têm contribuído para o treinamento dos atletas, no que tange a importância da preparação psicológica, cognitiva e emocional para a performance esportiva (Ortega & Montero, 2021; Trevelin & Alves, 2018; Weinberg & Gould, 2017). No contexto esportivo, a interação entre o modo como atleta avalia a situação e o modo de enfrentá-la resulta nas emoções, que podem ser

descritas como experiências individuais, subjetivas, complexas e momentâneas desencadeadas por pensamentos ou situações de caráter afetivo, que envolve elementos fisiológicos e comportamentais para que o indivíduo possa lidar com o estímulo (Gazzaniga et al., 2019; Hanin, 2000; Lazarus, 2000b). As emoções exercem um papel importante no desempenho do atleta (Campo, Champely, Louvet, et al., 2019; Campo, Sanchez, et al., 2016; Hanin, 2000; Lazarus, 2000b; Yang et al., 2020), onde as respostas emocionais influenciam o

comportamento, facilitando ou atenuando o desempenho esportivo (Lazarus, 2000b). O desempenho do atleta também pode afetar as emoções experimentadas durante a competição. Emoções agradáveis surgem quando as chances de sucesso são maiores, promovendo esforços em direção aos objetivos, mas quando a probabilidade de sucesso diminui, as emoções desagradáveis e a desmotivação predominam (Campo, Champely, Lane, et al., 2019; McCarthy et al., 2012).

Emoções positivas ou agradáveis estimulam um ambiente mais criativo e adequado para julgamentos e resolução de problemas sob pressão (McCarthy, 2011; Yang et al., 2020), e emoções como felicidade e esperança podem melhorar as tarefas cognitivas e o desempenho esportivo (Woodman et al., 2009). Ademais, a emoção pode ter efeitos distintos entre atletas e modalidades. A raiva, que aumenta a motivação em alguns atletas, também pode diminuir o nível de atenção, tornando-se prejudicial para outros atletas (Jones, 2003; Palgunadhi & Kardjono, 2020). Os atletas da modalidade karatê, por exemplo, consideraram a raiva como uma emoção positiva devido ao efeito facilitador durante as competições proporcionando mais foco, energia e estratégias de ataque ao adversário, influenciando positivamente no desempenho deles (Ruiz & Hanin, 2011). Cajina-Guedeat e Reyes-Bossio (2021) realizaram um estudo qualitativo e identificaram que o medo é a emoção primária vivenciada por atletas de esportes radicais. O medo é percebido como uma emoção agradável e útil para prática esportiva, pois permite explorar a situação e agir de acordo com as possibilidades melhorando o desempenho. Por outro lado, o medo também pode ser limitante em algumas situações fazendo com que o atleta tome decisões equivocadas.

A teoria cognitivo-motivacional-relacional (CMRT) norteia as pesquisas sobre emoções no esporte (Lazarus, 2000a, 2000b), e indica que as nossas avaliações subjetivas influenciam as respostas emocionais e, assim afetam o desempenho esportivo. Assim, as reações individuais que podem ocorrer no esporte variam de acordo com a percepção e o significado relacional atribuído ao evento, bem como o estado emocional do atleta (Lazarus, 2000b). Juntos, os elementos que compõem a CMRT podem dar uma ideia das possíveis reações dos atletas durante as competições e situações adversas.

Outra teoria com abordagem direcionada para o esporte é a *Individual Zone of Optimal Functioning* (IZOF; Hanin, 1997, 2000), para a qual existe uma zona ótima de excitação emocional individual, em que o atleta apresenta os melhores desempenhos. Como evidenciado a partir da década de 1990, o aumento do nível de excitação que acompanha uma determinada emoção pode melhorar o desempenho em atividades físicas anaeróbicas, mas também pode comprometer o controle fino das atividades manuais, prejudicando a precisão (Parfitt et al., 1995). Assim, o conhecimento sobre o estado emocional dos atletas pode ser útil tanto para melhorar o desempenho durante os períodos de treinamento, como nas competições. Um estudo com dez nadadores experientes revelou que emoções positivas prevaleceram durante as melhores experiências esportivas tendo um efeito favorável no desempenho esportivo, ao passo que emoções negativas foram vivenciadas mais intensamente nas piores experiências esportivas sendo desfavoráveis para o desempenho esportivo (López-Torres et al., 2007).

Perante o exposto, é crescente o interesse na Psicologia do Esporte pelo desenvolvimento de instrumentos para mensurar o estado emocional dos atletas relacionado às competições. Entretanto, é importante compreender os conceitos que representam as experiências emocionais e distinguir a emoção de outros constructos como o afeto e os estados de humor, que apesar de relacionados, não são equivalentes (Dias et al., 2013). Sendo assim, os instrumentos de auto relato validados para o português brasileiro mensuram as emoções de forma isolada como por exemplo a ansiedade pré-competitiva (CSAI-2; Fernandes et al., 2012), raiva (STAXI-2; Spielberger & Biaggio, 1992) e agressividade competitiva (EAC; Bartholomeu & Machado, 2008) (Dias et al., 2013).

Já o *Sport Emotion Questionnaire* (SEQ; Jones et al., 2005) avalia simultaneamente as emoções positivas e negativas vivenciadas nos momentos que antecedem a competição (Dias et al., 2013). O questionário é composto por 22 emoções agrupadas em cinco fatores, onde Ansiedade, Desânimo e Raiva representam emoções negativas (desagradáveis), ao passo que Empolgação e Felicidade são emoções positivas (agradáveis). A intensidade das emoções é avaliada por meio de uma escala *Likert* que varia de 0 (nada) a 4

Características psicométricas do SEQ-BR

(extremamente). Latinjak et al. (2013) demonstraram que os conceitos de emoção no SEQ eram semelhantes com afetos centrais em termos de valência, excitação e perspectiva. Dito isso, assumiram que o SEQ mede emoções positivas e negativas, conforme proposto. Por ser um instrumento padronizado e validado que fornece um perfil emocional do atleta avaliado no contexto esportivo, o SEQ pode ser considerado um instrumento valioso para as intervenções psicológicas no esporte.

Entretanto, em países onde o inglês não é o idioma nativo, o uso do instrumento requer tradução linguística e adaptação transcultural (Schellingerhout et al., 2011), que envolve um processo de análise que considera os aspectos culturais do país onde o instrumento será aplicado. Embora os itens sejam semelhantes ao instrumento original na língua inglesa, isso não é suficiente para garantir sua validade, sendo necessárias análises adicionais para verificar se a nova versão segue as mesmas características e capacidade do instrumento original para medir as emoções pré-competição (Wetzel et al., 2020). O SEQ foi validado culturalmente em outros países apresentando indicadores psicométricos adequados nas versões propostas na Alemanha (Wetzel et al., 2020), Espanha (González-García et al., 2020), Turquia (URFA & Aşçi, 2019), Itália (Robazza et al., 2016), Grécia (Proios, 2014) e Coreia (Park & Chang, 2013). Outros estudos conduzidos na Indonésia (Palgunadhi, 2020) e França (Vacher et al., 2017) realizaram a tradução do instrumento para o respectivo idioma, mas não apresentaram informações psicométricas, somente resultados de confiabilidade (Alfa de Cronbach).

Até o momento, nenhum outro estudo traduziu e validou o SEQ para a língua portuguesa brasileira. O português é o idioma oficial em nove países, e existe uma versão do SEQ para o português de Portugal (Gomes, 2008). Apesar disso, devido às diferenças culturais, semânticas e significado das palavras, essa versão não é apropriada para aplicação no Brasil. Nesse sentido, o presente estudo teve como objetivo traduzir e desenvolver uma adaptação transcultural do *Sport Emotion Questionnaire* para o Português Brasileiro (SEQ-BR), bem como explorar suas características psicométricas.

MATERIAIS E MÉTODOS

Desenho do estudo

O presente estudo caracteriza-se como pesquisa instrumental com objetivo de traduzir, desenvolver uma adaptação transcultural e analisar as propriedades psicométricas do instrumento SEQ-BR (Ato et al., 2013). O processo de adaptação transcultural e as características psicométricas do instrumento serão apresentadas separadamente. O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Católica de Brasília, sob o parecer nº 3.452.208.

Estudo 1

Participantes

Participaram do estudo 10 pesquisadores e professores universitários que contribuíram para tradução, adaptação e validação do conteúdo do SEQ para língua portuguesa. Os tradutores são mestres na área da saúde (n=2), especialista em letras português/inglês (n=1) e pós doutores em educação física (n=2). Os cinco juizes são professores doutores em psicologia (n=1), educação física (n=3) e neurociências (n=1).

Procedimentos

Inicialmente a autorização para tradução do SEQ para o português brasileiro foi obtida com o autor do instrumento. A tradução foi realizada de acordo com as diretrizes para o processo de adaptação transcultural (Beaton et al., 2007). Primeiramente, três profissionais bilíngues cuja língua materna é o português brasileiro, realizaram a tradução dos itens de forma independente. A síntese das traduções foi elaborada pelos pesquisadores. Em seguida a retrotradução para o inglês foi conduzida por dois brasileiros residentes em países de língua inglesa, ambos com pós-doutorado em universidades norte-americanas. Logo após a versão final traduzida foi encaminhado para os cinco juizes por e-mail, juntamente com o objetivo do estudo, uma breve descrição de cada fator e orientações para avaliar a clareza e pertinência dos itens por meio de uma escala *Likert* de cinco pontos, variando de pouquíssimo (1) a muitíssimo (5), bem como para indicar em qual fator cada item se adequaria. Por fim,

foi realizado um pré-teste com treze atletas de futsal feminino com média de idade de 23.62 ± 3.86 anos, durante um campeonato nacional, para garantir a boa compreensão de cada emoção do questionário (Borsa et al., 2012). A versão brasileira final foi denominada SEQ-BR.

Análise estatística

Os dados foram tabulados na planilha do Microsoft Excel onde foram realizados os cálculos do Coeficiente de Validade de Conteúdo (CVC), considerando o ponto de corte em 0.80 para o instrumento ser considerado válido do ponto de vista do seu conteúdo (Hernández-Nieto, 2002). Para

avaliar o grau de concordância entre os juízes foi utilizado o coeficiente *Kappa*, onde os valores indicam concordância mínima (0.00 – 0.20), razoável (0.21 – 0.40), moderada (0.41 – 0.60), substancial (0.61 – 0.80) e excelente (0.81 – 1.0) (Landis & Koch, 1977). A análise foi conduzida no SPSS 21.0 para Windows.

Resultados

Tendo como base os fatores da escala original, a concordância das respostas dos juízes foi analisada em relação ao número de itens classificados em cada fator, a quantidade de acertos e o valor de *Kappa*. Os resultados estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1

Concordância entre os juízes por fator da versão em português do Sport Emotion Questionnaire (SEQ-BR).

Juiz	Kappa	Itens	F1	F2	F3	F4	F5
1	0.77 p=0.001	Nº de itens classificados	4	6	4	4	4
		Acertos	4	5	3	3	3
		% de acertos	100	83	75	75	75
2	0.83 p=0.001	Nº de itens classificados	4	5	4	4	5
		Acertos	4	5	3	3	4
		% de acertos	100	100	75	75	80
3	0.83 p=0.001	Nº de itens classificados	5	4	4	4	5
		Acertos	5	4	3	3	4
		% de acertos	100	100	75	75	80
4	0.89 p=0.001	Nº de itens classificados	5	6	5	3	3
		Acertos	5	5	4	3	3
		% de acertos	100	83	80	100	100
5	0.89 p=0.001	Nº de itens classificados	4	5	3	5	5
		Acertos	4	5	3	4	4
		% de acertos	100	100	100	80	80

Nota. F1: Fator 1 (ansiedade); F2: Fator 2 (Desânimo); F3: Fator 3 (Empolgação); F4: Fator 4 (Felicidade); F5: Fator 5 (Raiva).

Quatro juízes apresentaram concordância excelente (*kappa* > 0.80) e um juiz apresentou uma concordância substancial (*kappa* = 0.77) com os fatores do instrumento original, indicando elevada concordância entre eles.

O CVC é um índice que permite interpretar o julgamento dos itens por juízes especialistas, sendo que valores de CVC menores que 0.80 sugerem que o item pode apresentar algum problema no aspecto julgado. Em relação à validação do conteúdo, o SEQ-BR foi analisado utilizando dois critérios: clareza da

linguagem e pertinência (Tabela 2). Após as considerações dos especialistas, o item “raiva” foi modificado para “com raiva” conforme sugerido. Quanto à clareza, 91% dos itens apresentaram resultados acima de 0.80, um item (4.5%) entre 0.70 – 0.80 e um item (4.5%) ficou abaixo de 0.70: enérgico ($CVC_i = 0.68$). Resultados semelhantes foram obtidos na pertinência, entretanto dois itens apresentaram valores abaixo de 0.70: enérgico ($CVC_i = 0.64$) e radiante ($CVC_i = 0.68$). O coeficiente de validade do conteúdo total para clareza da linguagem foi de 0.91, e para pertinência foi de 0.93.

Características psicométricas do SEQ-BR

Tabela 2

Validação de conteúdo quanto à clareza e a pertinência dos itens

Item	CVC clareza		CVC Pertinência	
	Média	CVC _i	Média	CVC _i
Aborrecido	4.80	0.96	4.80	0.96
Alegre	4.40	0.88	4.40	0.88
Animado	4.80	0.96	5.00	1.00
Ansioso	4.80	0.96	4.80	0.96
Aprensivo	4.20	0.84	4.40	0.88
Chateado	4.60	0.92	4.80	0.96
Desanimado	4.80	0.96	4.80	0.96
Desapontado	4.20	0.84	4.60	0.92
Empolgado	4.80	0.96	4.80	0.96
Enérgico	3.40	0.68	3.20	0.64
Entusiasmado	4.60	0.92	4.80	0.96
Feliz	5.00	1.00	5.00	1.00
Furioso	4.60	0.92	4.60	0.92
Infeliz	4.40	0.88	4.60	0.92
Inquieto	4.20	0.84	4.60	0.92
Irritado	4.60	0.92	4.80	0.96
Nervoso	4.80	0.96	5.00	1.00
Radiante	3.80	0.76	3.40	0.68
Com raiva	5.00	1.00	5.00	1.00
Satisfeito	4.80	0.96	4.80	0.96
Tenso	4.40	0.88	4.80	0.96
Triste	5.00	1.00	5.00	1.00
	CVC _t	0.91	CVC _t	0.93

Nota. CVC_i: coeficiente de validade de conteúdo por item; CVC_t: coeficiente de validade de conteúdo total.

Como observado nos itens “enérgico” e “radiante” tanto em relação à clareza como a pertinência o CVC_i ficaram abaixo de 0.80. No entanto, os itens foram mantidos no SEQ-BR, visto que as duas emoções positivas são vivenciadas no contexto esportivo, sendo relevantes para o tema, para a compreensão das emoções positivas no desempenho esportivo, e para manter a coerência com a escala original. Além disso, esses valores não interferiram no CVC_t. Após a avaliação dos juízes, no pré-teste, um grupo de atletas avaliou a compreensão verbal do instrumento, que obteve 100% de compreensão.

Dessa forma os resultados sugerem que o SEQ-BR se apresenta adequado quanto a validação do conteúdo para o contexto esportivo brasileiro.

Estudo 2

Participantes

A amostra foi composta por 895 atletas brasileiros, sendo a maioria mulheres 466 (52%), com média de idade de 22.27 ± 3.69 anos e praticantes de esportes variados: Judô (8%), Karatê (2%), Natação (12%), Voleibol (19%), Basquetebol (12%), Futebol (2%), Futsal (22%), Handebol (18%) e Cheerleading (5%). Aproximadamente 28% dos atletas já representaram o Brasil em competições internacionais. Foram avaliados atletas de todas as regiões brasileiras sendo 175 (19.6%) do Norte, 294 (32.8%) do Nordeste, 109 (12.2%) do Sul, 170 (19%) do Sudeste e 147 (16.4%) do Centro-Oeste.

Procedimentos

O SEQ-BR foi aplicado nos Jogos Universitários Brasileiros (2019), Campeonato Sul-Americano de Futsal Feminino (2019) e Campeonato Brasileiro de Futebol Feminino (2020). Ao chegar para a competição, um dos pesquisadores abordava o técnico da equipe para explicar sobre o objetivo do estudo e solicitar autorização para conversar com os atletas. Concedida a permissão, os atletas eram informados sobre o objetivo do estudo e convidados para participar voluntariamente da pesquisa.

Aproximadamente 90 minutos antes do início da disputa, na área de concentração da equipe/atleta, a anamnese e o questionário foram respondidos pelos atletas. Foi solicitado a eles que respondessem à pergunta “Como você se sente nesse momento em relação ao jogo/prova/luta que será disputado”, avaliando as emoções descritas por meio de uma escala *Likert* de cinco pontos. Ao final os pesquisadores agradeciam a participação e desejavam uma boa disputa.

Análises estatísticas

As análises estatísticas descritivas e a normalidade dos dados foram conduzidas no software *Statistical Package for the Social Science* (SPSS) versão 21. A análise fatorial exploratória (AFE) e a análise fatorial confirmatória (AFC) foram realizadas nos programas estatísticos FACTOR 10.8 e JASP 0.14, respectivamente. Os dados demográficos foram representados por média, desvio padrão e frequência, e a normalidade de cada item e cada fator foi testada pelo teste de Shapiro-Wilk. Atletas que deixaram mais de três itens sem resposta foram excluídos ($n = 2$) e os demais itens omissos (máximo de dois itens por questionário) foram substituídos por meio do algoritmo *expectation maximization* (EM – Dempster et al., 1977).

A dimensionalidade do instrumento na AFE foi testada pela Análise Paralela Robusta (RPA) por meio da Implementação Ótima da Análise Paralela (PA). Para verificar a adequabilidade da amostra foram observados os valores do determinante da matriz, teste Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO \geq 0.50$) e o Teste de esfericidade de Bartlett ($p \leq 0.05$). A estimação da matriz policórica foi realizada por meio do *Bayes Modal Estimation*. Para a extração dos

fatores utilizou-se a técnica *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS), que reduz os resíduos de matrizes e é mais robusta em dados não normais com variáveis ordinais. Como o instrumento demonstrou mais de uma dimensão, a rotação utilizada foi a *Oblimin* (Li, 2016; Lloret-Segura et al., 2017). Em relação aos parâmetros de qualidade do instrumento foram adotadas cargas fatoriais de 0.35 ou acima como ponto de corte para a interpretação da estrutura fatorial em função do tamanho da amostra (Hair et al., 2014; Howard, 2016).

Na AFC foram testados inicialmente dois modelos: a) Modelo 1 - estrutura fatorial original com cinco fatores; e b) Modelo 2 - melhor estrutura fatorial indicada na AFE. Para estimação dos parâmetros foi utilizado o método de RDWLS, uma vez que a amostra não apresentou distribuição normal e as variáveis são ordinais, além da padronização das cargas fatoriais (Shi & Maydeu-Olivares, 2020). Foram utilizados os seguintes índices de ajuste considerando seus critérios: Qui-quadrado (χ^2 com $p \geq 0.05$); razão $\chi^2/gl < 3.0$; *Root Mean Square Error of Approximation* ($RMSEA \leq 0.08$); *Standardized Root Mean Square Residual* ($SRMS \leq 0.08$); *Goodness of Fit Index* ($GFI \geq 0.95$); *Comparative Fit Index* ($CFI \geq 0.95$); *Tucker-Lewis Fit Index* ($TLI \geq 0.95$) (Brown, 2006; Hooper et al., 2008; Hu & Bentler, 1999).

A verificação da invariância do modelo para diferentes grupos foi realizada pela Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG) analisando separadamente cada um dos subgrupos (masculino e feminino; modalidades individuais e modalidades coletivas). Foram testadas: a) invariância configural (equivalência de estrutura), b) invariância métrica (equivalência de cargas fatoriais), e c) invariância escalar (equivalência de interceptos). A invariância da medida foi assumida por meio do teste de diferença do CFI (ΔCFI) e do *Gamma Hat* ($\Delta \hat{\Gamma}$), onde o modelo testado não deve apresentar piora maior que 0.010 no CFI e 0.001 no *Gamma Hat* quando comparado ao modelo prévio (Cheung & Rensvold, 2002).

A consistência interna da escala foi obtida por meio do indicador Ômega de McDonald (ω) onde valores superiores a 0.70 são considerados aceitáveis (Viladrich et al., 2017). Além disso foram calculadas a confiabilidade composta (CC) e a variância média extraída (VME) que de acordo com o critério de

Características psicométricas do SEQ-BR

Fornell e Larcker (1981) são indicadores utilizados para avaliar a validade convergente do modelo. Valores de $CC \geq 0.70$ e $VME \geq 0.50$ são considerados aceitáveis (Hair et al., 2014; Raykov, 1997; Valentini & Damásio, 2016). Já para validade discriminante considerou-se a raiz quadrada da VME (\sqrt{VME}). Os valores da raiz quadrada da AVE devem ser maiores que a correlação entre os dois fatores para assegurar o critério de validade discriminante (Fornell & Larcker, 1982; Hair et al., 2014).

RESULTADOS

Análise Fatorial Exploratória

A matriz apresentou condições adequadas para análise fatorial: a) o determinante da matriz foi

maior que 0.001, b) KMO foi igual a 0.87 (ótimo) e o Teste de Esfericidade de Bartlett foi significativo [$\chi^2(231) = 10198.5$; $p < 0.001$]. Os valores da Congruência Unidimensional (único = 0.75), Variância Comum Explicada (ECV = 0.67) e a Média de Item Cargas Absolutas Residuais (MIREAL = 0.37) confirmaram a multidimensionalidade do instrumento.

A AFE foi efetuada com intuito de verificar se os itens do SEQ-BR se comportariam nos mesmos fatores da escala original (SEQ). O método RDWLS e rotação *oblimin* revelou uma estrutura fatorial de cinco fatores, que explicam 72.48% da variância. As cargas fatoriais dos itens podem ser observadas na Tabela 3, bem como os índices de confiabilidade composta.

Tabela 3

Resultados da análise fatorial exploratória (AFE) representados por medidas descritivas, cargas fatoriais (λ) e comunalidade (h^2) dos itens.

Item	Média (DP)	Fator 1 (λ)	Fator 2 (λ)	Fator 3 (λ)	Fator 4 (λ)	Fator 5 (λ)	h^2
1 Tenso	1.36 ± 1.13	0.83	-	-	-	-	0.78
2 Nervoso	1.22 ± 1.18	0.82	-	-	-	-	0.69
3 Ansioso	2.10 ± 1.20	0.81	-	-	-	-	0.65
4 Apreensivo	1.29 ± 1.11	0.75	-	-	-	-	0.60
5 Inquieto	1.06 ± 1.16	0.51	-	-	-	-	0.36
6 Desapontado	0.33 ± 0.77	-	0.74	-	-	-	0.78
7 Triste	0.17 ± 0.55	-	0.61	-	-	-	0.70
8 Desanimado	0.26 ± 0.65	-	0.57	-	-	-	0.74
9 Chateado	0.38 ± 0.76	-	0.54	-	-	-	0.69
10 Infeliz	0.09 ± 0.39	-	0.44	-	-	-	0.61
11 Furioso	0.24 ± 0.70	-	-	0.90	-	-	0.81
12 Com raiva	0.21 ± 0.65	-	-	0.90	-	-	0.80
13 Irritado	0.31 ± 0.71	-	-	0.62	-	-	0.73
14 Aborrecido	0.45 ± 0.80	-	-	0.55	-	-	0.55
15 Entusiasmado	2.51 ± 1.07	-	-	-	0.90	-	0.84
16 Enérgico	2.42 ± 1.10	-	-	-	0.84	-	0.73
17 Empolgado	2.74 ± 1.03	-	-	-	0.65	-	0.68
18 Radiante	1.85 ± 1.18	-	-	-	0.38	-	0.39
19 Alegre	2.78 ± 0.87	-	-	-	-	1.00	0.92
20 Animado	2.87 ± 0.90	-	-	-	-	0.86	0.92
21 Feliz	3.03 ± 0.95	-	-	-	-	0.63	0.69
22 Satisfeito	2.35 ± 1.12	-	-	-	-	0.38	0.34
CC	-	0.87	0.72	0.84	0.80	0.83	-

Nota. λ : carga fatorial; h^2 : comunalidade; CC: confiabilidade composta.

Os itens apresentaram cargas fatoriais adequadas em seus respectivos fatores. Não foi encontrado padrão de cargas cruzadas (i.e., itens com cargas fatoriais acima de 0.35 em mais de um fator). A confiabilidade composta dos fatores foi adequada ($CC > 0.70$) em todos os fatores. Entretanto, a análise paralela sugeriu uma estrutura fatorial com retenção de três fatores, e a nova análise foi conduzida utilizando os parâmetros descritos anteriormente, porém o modelo com três fatores foi descartado ($RMSEA = 0.07$, $CFI = 0.95$), pois apresentou índices de ajustes inferiores aos da estrutura com cinco fatores.

Análise Fatorial Confirmatória

Com o propósito de confirmar a estrutura do SEQ-BR foi testado o modelo composto por 22 itens e cinco fatores com base no modelo original que evidenciou índices satisfatórios [$\chi^2 (199) = 395.59$;

$\chi^2/gl = 1.99$; $CFI = 0.98$; $TLI = 0.98$; $GFI = 0.98$; $RMSEA = 0.033$], sendo a estrutura fatorial definida para o SEQ-BR. Conforme demonstrado na Figura 1, as cargas dos itens variaram entre 0.45 a 0.85 (Ansiedade ($0.55 \leq \lambda \leq 0.81$), Desânimo ($0.45 \leq \lambda \leq 0.82$), Raiva ($0.55 \leq \lambda \leq 0.83$), Empolgação ($0.60 \leq \lambda \leq 0.84$) e Felicidade ($0.59 \leq \lambda \leq 0.85$)). Todas as correlações entre as variáveis latentes foram significativas ($p < 0.01$).

Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo

Com base na estrutura fatorial de cinco fatores do SEQ-BR, utilizou-se a AFCMG para avaliar a invariância fatorial entre os atletas do sexo masculino e feminino, bem como entre atletas de modalidades coletivas e individuais, a fim de confirmar que as propriedades psicométricas do SEQ-BR não variam para os sexos e as modalidades (Tabela 4).

Tabela 4

Indicadores da AFCM para invariância fatorial entre diferentes categorias relacionadas ao sexo e a modalidade.

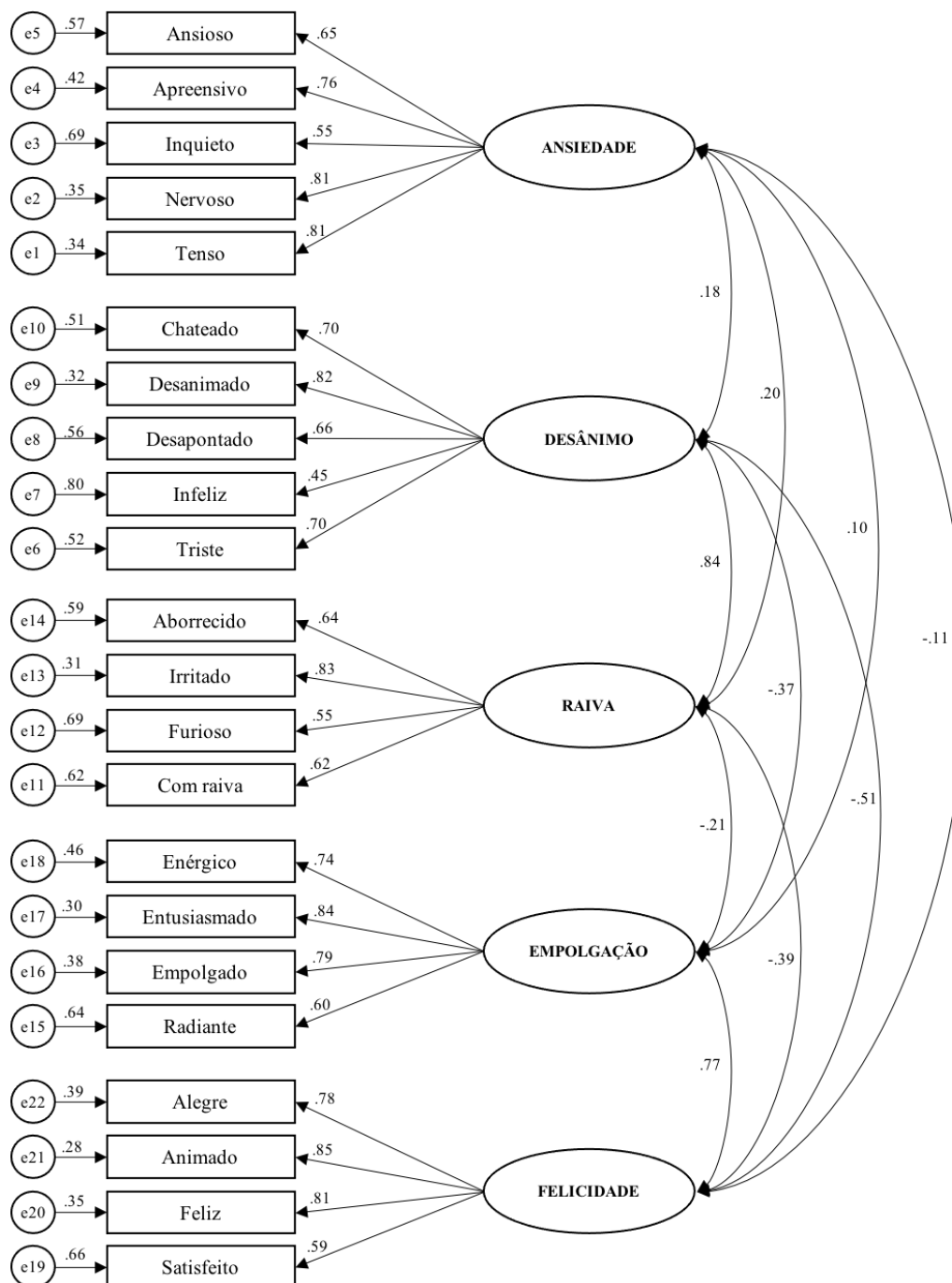
	χ^2	gl	$\Delta \chi^2$	Δgl	RMSEA (90%IC)	CFI	ΔCFI	Γ^{\wedge}	$\Delta \Gamma^{\wedge}$	TLI
Sexo (masculino vs feminino)										
Invariância configural	484.07*	398	--	--	0.022 [0.014 - 0.029]	0.991	--	0.991	--	0.989
Invariância métrica	505.36	415	21.29	17	0.022 [0.014 - 0.029]	0.990	0.001	0.991	0.000	0.989
Invariância escalar	513.52	432	29.45	34	0.021 [0.012 - 0.027]	0.991	0.001	0.992	0.001	0.991
Modalidade (coletivas vs individuais)										
Invariância configural	519.71*	398	--	--	0.026 [0.019 - 0.032]	0.987	--	0.988	--	0.985
Invariância métrica	540.51	415	20.80	17	0.026 [0.019 - 0.032]	0.987	0.000	0.987	0.001	0.985
Invariância escalar	547.89	432	28.18	34	0.025 [0.018 - 0.031]	0.988	0.001	0.988	0.001	0.987

Nota. * $p < 0.01$; χ^2 : qui-quadrado; gl: graus de liberdade; $\Delta \chi^2$: diferenças entre valores de qui-quadrado; Δgl : diferenças entre graus de liberdade; RMSEA: *root mean squared error of approximation*; CFI: *Comparative Fit Index*; ΔCFI : diferenças entre valores *Comparative Fit Index*; Γ^{\wedge} : *Gamma Hat Index*; $\Delta \Gamma^{\wedge}$: diferenças entre valores *Gamma Hat Index*; TLI: *Tucker-Lewis fit index*.

Características psicométricas do SEQ-BR

Figura 1

Estrutura fatorial do SEQ-BR.



Observou-se evidências de invariância configural, métrica e escalar na estrutura fatorial do SEQ-BR tanto para os sexos quanto para as modalidades, sendo as mudanças em CFI, *Gamma Hat* e no RMSEA inferiores a 0.010, 0.001 e 0.015 respectivamente, quando comparados ao modelo prévio (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). Os valores de TLI também indicaram um bom ajuste em todos os grupos (0.985 – 0.991). Isso demonstra que estrutura de cinco fatores do SEQ-BR é estável e não há viés de resposta entre atletas homens e mulheres, e atletas de modalidades coletivas e individuais.

Validade convergente e discriminante

A CC e a VME são indicadores que avaliam a qualidade do modelo estrutural de um instrumento (Valentini & Damásio, 2016). No SEQ-BR a CC dos fatores assumiu valores que demonstram uma boa confiabilidade, variando de 0.76 (Fator Raiva) a 0.85 (Fator Felicidade). Em relação a validade convergente os valores da VME foram considerados adequados em três fatores: Ansiedade (VME = 0.52);

Felicidade (VME = 0.58) e Empolgação (VME = 0.56), estando pouco abaixo do recomendado nos fatores Desânimo (VME = 0.46) e Raiva (VME = 0.45). Os valores da \sqrt{VME} foram maiores do que os valores do coeficiente de correlação entre os fatores, indicando uma boa validade discriminante (Tabela 5).

Consistência Interna

Todos os fatores do SEQ-BR apresentaram valores satisfatórios para consistência interna ($\omega > 0.78$). As correlações bivariadas indicaram intercorrelações entre os fatores do SEQ-BR ($p < 0.01$), exceto entre felicidade e ansiedade ($p = 0.09$). Conforme esperado a ansiedade correlacionou positivamente com: desânimo ($\rho = 0.19$), raiva ($\rho = 0.18$) e empolgação ($\rho = 0.09$); raiva com desânimo ($\rho = 0.57$); e empolgação com felicidade ($\rho = 0.64$). Já a felicidade correlacionou negativamente com: desânimo ($\rho = -0.38$) e raiva ($\rho = -0.22$); e empolgação com desânimo ($\rho = -0.26$) e raiva ($\rho = -0.11$) (Tabela 5).

Tabela 5

Estatística descritiva, consistência interna, variância média extraída e correlações bivariadas (Spearman's Rho).

	Média (DP)	ω	CC	VME	\sqrt{VME}	1	2	3	4
1.Ansiedade	1.40 ± 0.90	0.85	0.84	0.52	0.72	--			
2.Desânimo	0.24 ± 0.48	0.82	0.80	0.46	0.68	0.19**	--		
3.Raiva	0.30 ± 0.55	0.78	0.76	0.45	0.67	0.18**	0.57**	--	
4.Felicidade	2.76 ± 0.78	0.83	0.85	0.58	0.76	-0.06	-0.38**	-0.22**	--
5.Empolgação	2.38 ± 0.89	0.83	0.83	0.56	0.75	0.09**	-0.26**	-0.11**	0.64**

Nota. DP: Desvio padrão; ω : coeficiente Ômega de McDonald; CC: confiabilidade composta; VME: variância média extraída; ** $p \leq 0.01$.

DISCUSSÃO

O estudo teve como objetivo traduzir, adaptar e analisar a validade de conteúdo do SEQ para o português brasileiro, bem como explorar as características psicométricas da versão brasileira (SEQ-BR). O processo de adaptação do instrumento visa prepará-lo para a aplicação em diferentes culturas, e a sistematização desse processo é importante para preservar o conteúdo, as

características psicométricas e a validade para o público-alvo (Beaton et al., 2007; Borsa et al., 2012).

As etapas de tradução, síntese das traduções, retrotradução, análise dos juízes especialistas e o estudo piloto foram conduzidas para garantir a adequação, clareza e compreensão dos itens. Obteve-se uma concordância quase excelente entre os juízes especialistas, e os coeficientes de validação de conteúdo do SEQ-BR foram considerados aceitáveis

Características psicométricas do SEQ-BR

na maioria dos itens, bem como o CVC total de clareza da linguagem e de pertinência, demonstrando que os itens são adequados e pertinentes em português brasileiro.

Em relação à estrutura fatorial do SEQ-BR, a AFE confirmou a multidimensionalidade do instrumento e foi conduzida para verificar se a estrutura do SEQ-BR manteria os 22 itens agrupados em cinco fatores como na escala original. Tal análise fez-se necessária uma vez que a versão alemã (Wetzel et al., 2020) e grega (Proios, 2014) desviaram da versão original apresentando uma estrutura fatorial com menos itens e fatores. Como os dados não apresentaram normalidade, adotou-se o método RDWLS para estimar os parâmetros, enquanto as outras validações adotaram o método de máxima verossemelhança (González-García et al., 2020; Jones et al., 2005; Robazza et al., 2016; Wetzel et al., 2020). Os índices de ajuste da AFC foram satisfatórios para o modelo com cinco fatores (RMSEA = 0.03, CFI = 0.98) corroborando a estrutura fatorial original do SEQ (RMSEA = 0.07, CFI = 0.93; Jones et al., 2005), e outras adaptações culturais: espanhola (RMSEA = 0.05, CFI = 0.90; González-García et al., 2020), turca (RMSEA = 0.05, CFI = 0.95; URFA & Aşçi, 2019) e coreana (RMSEA = 0.07, CFI = 0.93; Park & Chang, 2013). A versão do SEQ-BR destaca-se ainda por não possuir covariância entre os erros.

A versão final do SEQ-BR é composta por 22 emoções agrupadas em cinco fatores: ansiedade, desânimo, raiva, empolgação e felicidade, consistente com a versão original. Segundo Jones et al. (2005) a estrutura com cinco fatores proporciona que o atleta relate de forma mais ampla as emoções vivenciadas antes da competição. A estrutura do SEQ-BR foi evidenciada na análise de invariância considerando sexo (homem vs mulheres) e modalidade esportiva (individual vs coletiva). Os resultados demonstraram invariância configural (equivalência da estrutura), métrica (equivalência das cargas fatoriais) e escalar (equivalência da variância ou covariância das variáveis latentes) indicando a multifuncionalidade do instrumento (Brown, 2006). Informações referente à invariância, não foram observadas em outros estudos transculturais do SEQ, sendo um pressuposto importante, pois permite, por exemplo, a comparação de grupos (Borsa et al., 2012; Damásio, 2013).

O SEQ-BR apresentou uma consistência interna adequada em todos os fatores ($\omega = 0.78$ a 0.85). Estudos prévios utilizaram o coeficiente Alfa de Cronbach para estimar a confiabilidade dos fatores evidenciando valores aceitáveis como no estudo original ($\alpha = 0.81$ a 0.88 ; Jones et al., 2005) e nas demais versões como coreana ($\alpha = 0.66 - 0.83$; Park & Chang, 2013), grega ($\alpha = 0.58 - 0.83$; Proios, 2014), turca ($\alpha = 0.77 - 0.87$; URFA & Aşçi, 2019), espanhola ($\alpha = 0.77 - 0.91$; González-García et al., 2020), e alemã ($\alpha = 0.84 - 0.87$; Wetzel et al., 2020).

Contudo é importante destacar que o Alpha de Cronbach requer equivalência tau, e é influenciado pela quantidade de itens do instrumento (Dunn et al., 2013; Viladrich et al., 2017). Dito isso, no presente estudo adotou-se o coeficiente Ômega de McDonald como indicador de confiabilidade do conjunto de fatores, uma vez que este utiliza as cargas fatoriais, tornando os cálculos mais estáveis independente da quantidade de itens do instrumento (Viladrich et al., 2017).

A VME é um indicador mais conservador para validade do modelo, e valores abaixo de 0.50 podem comprometer a validade convergente. Entretanto, de acordo com Fornell & Larcker (1981) valores da VME acima de 0.40 podem ser aceitos e indicar uma validade convergente adequada, desde que a confiabilidade composta (CC) seja maior que 0.60. Perante o exposto, no presente estudo, apesar dos valores da VME estarem abaixo do recomendado nos fatores Desânimo (VME = 0.46; CC = 0.80; $\omega = 0.82$) e Raiva (VME=0.45; CC=0.76; $\omega = 0.82$), os valores de CC permitem considerar que a validade convergente do instrumento na amostra brasileira é adequada (Fornell & Larcker, 1981, p.46). O SEQ-BR também apresenta uma boa validade discriminante.

Esse é o primeiro estudo com a finalidade de adaptar o SEQ para avaliar emoções no contexto esportivo brasileiro. Destaca-se como pontos fortes a adoção de protocolos sistematizados para adaptação do instrumento e a amostra representativa composta por atletas das cinco regiões brasileiras. Com relação às limitações, dentre as medidas de confiabilidade não foi possível avaliar a estabilidade temporal do instrumento utilizando o método teste-reteste. O SEQ-BR abre caminhos para novos estudos na Psicologia do Esporte e do Exercício, haja vista a carência de instrumentos para avaliar especificamente

as emoções de forma mais ampla dentro do contexto esportivo.

CONCLUSÃO

Os resultados obtidos permitem considerar a estrutura fatorial de cinco fatores do SEQ-BR adequada e fidedigna para avaliação das emoções pré-competitivas de atletas brasileiros, apresentado validade do ponto de vista do conteúdo e características psicométricas satisfatórias.

APLICAÇÕES PRÁTICAS

O SEQ-BR é um instrumento de fácil aplicação, e permite que profissionais e pesquisadores avaliem as emoções pré-competitivas de atletas brasileiros adultos. Ademais, pode auxiliar psicólogos do esporte e demais membros da comissão técnica a entenderem melhor as emoções vivenciadas pelos atletas nas mais diversas condições, orientando a preparação psicológica e emocional do atleta. Finalmente, também pode ser direcionada aos processos de autoconhecimento e auto percepção, permitindo que o/a atleta alcance um desempenho superior durante a prática esportiva.

AGRADECIMENTOS

Agradecemos aos integrantes do grupo de pesquisa Neurociência do Movimento (NEUROMOV) pela contribuição nas coletas de dados, aos tradutores e juizes pela colaboração, a Confederação Brasileira do Desporto Universitário, a Confederação Brasileira de Futsal e a todos os atletas que participaram desse estudo, assim como o apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES).

CONFLITOS DE INTERESSE

Os autores declaram que não existe conflito de interesses.

REFERÊNCIAS

1. Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 29(3), 1038–1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
2. Bartholomeu, D., & Machado, A. A. (2008). Estudos iniciais de uma escala de agressividade em competição. *Interação em Psicologia*, 12(2), 189 – 201. <http://dx.doi.org/10.5380/psi.v12i2.8714>
3. Beaton, D., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2007). Recommendations for the cross-cultural adaptation of the DASH & QuickDASH outcome measures. *Institute for Work & Health*, 1(1), 1-45. https://dash.iwh.on.ca/sites/dash/files/downloads/cross_cultural_adaptation_2007.pdf
4. Borsa, J. C., Damásio, B. F., & Bandeira, D. R. (2012). Cross-cultural adaptation and validation of psychological instruments: Some considerations. *Paidéia*, 22(53), 423-432. <https://doi.org/10.1590/s0103-863x2012000300014>
5. Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.
6. Cajina-Guedeat, M., & Reyes-Bossio, M. (2021). Experiencia Emocional Subjetiva en Deportistas Extremos: Estudio Cualitativo. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 21(1), 1–17. <https://doi.org/10.6018/cpd.418141>
7. Campo, M., Champely, S., Lane, A. M., Rosnet, E., Ferrand, C., & Louvet, B. (2019). Emotions and performance in rugby. *Journal of sport and health science*, 8(6), 595-600. <https://doi.org/10.1016/j.jshs.2016.05.007>
8. Campo, M., Champely, S., Louvet, B., Rosnet, E., Ferrand, C., Pauketat, J. V., & Mackie, D. M. (2019). Group-based emotions: Evidence for emotion-performance relationships in team sports. *Research quarterly for exercise and sport*, 90(1), 54-63. <https://doi.org/10.1080/02701367.2018.1563274>
9. Campo, M., Sanchez, X., Ferrand, C., Rosnet, E., Friesen, A., & Lane, A. M. (2016). Interpersonal emotion regulation in team sport: Mechanisms and reasons to regulate teammates' emotions examined. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 15(4), 379-394. <https://doi.org/10.1080/1612197X.2015.1114501>

Características psicométricas do SEQ-BR

10. Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 14*(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
11. Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
12. Damásio, B. F. (2013). Contribuições da Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG) na avaliação de invariância de instrumentos psicométricos. *Psico-USF, 18*(2), 211-220. <https://doi.org/10.1590/S1413-82712013000200005>
13. Dempster, A., Laird, N., & Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B, 39*(1), 1-38, 1977. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1977.tb01600.x>
14. Dias, C., Corte-Real, N., Cruz, J. F., & Fonseca, A. M. (2013). Emoções no desporto: O que sabemos e o (que sentimos) que julgamos saber. *Revista de Psicologia del Deporte, 22*(2), 473-480.
15. Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2013). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology, 105*(3), 399-412. <http://doi.org/10.1111/bjop.12046>
16. Fernandes, M. G., Vasconcelos-Raposo, J., & Fernandes, H. M. (2012). Propriedades psicométricas do CSAI-2 em atletas brasileiros. *Psicologia Reflexão e Crítica, 25*(4), <https://doi.org/10.1590/S0102-79722012000400007>
17. Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
18. Gazzaniga, M. S., Ivry, R. B., & Mangun, G. R. (2019). *Cognitive Neuroscience: The Biology of the Mind* (5th ed.). W.W Norton & Company.
19. Gomes, A. R. (2008). Questionário de emoções no desporto (QED) [Unpublised manuscript]. Braga: Instituto de Educação e Psicologia, Universidade do Minho.
20. González-García, H., Martinent, G., & Pelegrín, A. (2020). Sport emotions profiles: Relationships with burnout and coping skills among competitive athletes. *International Journal of Sports Science & Coaching, 15*(1), 9-16. <https://doi.org/10.1177/1747954119884039>
21. Hair, J. F., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.
22. Hanin, Y. L. (1997). Emotions and athletic performance: Individual zones of optimal functioning model. *European Yearbook of Sport Psychology, 1*, 29-72. <https://doi.org/10.5040/9781492596233.ch-003>
23. Hanin, Y. L. (2000). Successful and poor performance and emotions. In Y. L. Hanin (Ed.), *Emotions in Sports* (pp. 157 - 187). Human Kinetics.
24. Hernández-Nieto, R. A. (2002). Contributions to statistical analysis. Mérida.
25. Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *Electronic Journal of Business Research Methods, 6*(1), 53-60. <https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
26. Howard, M. C. (2016). A review of exploratory factor analysis decisions and overview of current practices: What we are doing and how can we improve? *International Journal of Human-Computer Interaction, 32*(1), 51-62. <https://doi.org/10.1080/10447318.2015.1087664>
27. Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal, 6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
28. Jones, M. V. (2003). Controlling emotions in sport. *The sport psychologist, 17*(4), 471-486. <https://doi.org/10.1123/tsp.17.4.471>
29. Jones, M. V., Lane, A. M., Bray, S. R., Uphill, M., & Catlin, J. (2005). Development and validation of the Sport Emotion Questionnaire. *Journal of Sport and Exercise Psychology, 27*(4), 407-431. <https://doi.org/10.1123/jsep.27.4.407>
30. Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for

- categorical data. *Bioetrics*, 33, 159-174. <https://doi.org/10.2307/2529310>
31. Latinjak, A. T., Cook, K., & López-Ros, V. (2013). What does the Sport Emotion Questionnaire measure in terms of core affect? *Journal of Health Science*, 1, 21-27. <https://doi.org/10.17265/2328-7136/2013.12.003>
32. Lazarus, R. S. (2000a). Cognitive-motivational-relational theory of emotion. In Y. L. Hanin (Ed.), *Emotions in Sports* (39–63). Human Kinetics.
33. Lazarus, R. S. (2000b). How emotions influence performance in competitive sports. *The sport psychologist*, 14(3), 229-252. <https://doi.org/10.1123/tsp.14.3.229>
34. Li, C. H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological methods*, 21(3), 369-387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
35. Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernandez-Baeza, A., & Tomas-Marco, I. (2017). El análisis factorial exploratorio de los ítems: análisis guiado según los datos empíricos y el software. [The exploratory factor analysis of items: guided analysis based on empirical data and software]. *Anales de Psicología*, 33(2), 417-432. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.2.270211>
36. López-Torres, M., Torregrosa, M., & Roca, J. (2007). Características del “flow”, ansiedad y estado emocional, en relación con el rendimiento de deportistas de elite. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 7(1), 25–44. <https://revistas.um.es/cpd/article/view/54641>
37. McCarthy, P. J. (2011). Positive emotion in sport performance: current status and future directions. *International Review of Sport and Exercise Psychology*, 4(1), 50-69. <https://doi.org/10.1080/1750984X.2011.560955>
38. McCarthy, P. J., Allen, M. S., & Jones, M. V. (2012). Emotions, cognitive interference, and concentration disruption in youth sport. *Journal of Sports Sciences*, 31(5), 505-515. <https://doi.org/10.1080/02640414.2012.738303>
39. Ortega, A. M. S., & Montero, F. J. O. (2021). Relación entre resiliencia y rendimiento en deportistas. Revisión sistemática. *Revista de Psicología Aplicada al Deporte y el Ejercicio Físico*, 6(2), e16, 1-11. <https://doi.org/10.5093/rpadef2021a16>
40. URFA, O., & Aşçi, F. H. (2019) SPOR DUYGU ÖLÇEĞİ: GEÇERLİK VE GÜVENİRLİK ÇALIŞMASI. *SPORMETRE Beden Eğitimi ve Spor Bilimleri Dergisi*, 17(4), 42-55. <https://doi.org/10.33689/spormetre.518329>
41. Parfitt, G., Hardy, L., & Pates, J. (1995). Somatic anxiety and physiological arousal: Their effects upon a high anaerobic, low memory demand task. *International Journal of Sport Psychology*, 26(2), 196–213.
42. Palgunadhi, F. (2020). Sport Emotion Pada Olahraga Permainan Perorangan, Permainan Beregu, Dan Beladiri [Unpublished Doctoral dissertation]. Universitas Pendidikan Indonesia.
43. Palgunadhi, F., & Kardjono, K. (2020). Emotion Levels in Individual Game Sports and Martial Arts. In 4th International Conference on Sport Science, Health, and Physical Education - ICSSHPE 2019 (406-409). Atlantis Press. <https://doi.org/10.2991/ahsr.k.200214.109>
44. Park, J. G., & Chang, D. S. (2013). Examining the cross-validity of Sport Emotion Questionnaire. *Korean Journal of Sports Psychology*, 24(2), 161-175.
45. Proios, M. (2014). Relationship between discrete emotions and moral content judgment in sport settings. *Ethics & Behavior*, 24(5), 382-396. <https://doi.org/10.1080/10508422.2013.869746>
46. Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21(2), 173-184. <https://doi.org/10.1177/01466216970212006>
47. Robazza, C., Bertollo, M., Ruiz, M. C., & Bortoli, L. (2016). Measuring psychobiosocial states in sport: Initial validation of a trait measure. *PLoS ONE*, 11(12), e0167448. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0167448>
48. Ruiz, M. C., & Hanin, Y. L. (2011). Perceived impact of anger on performance of skilled karate athletes. *Psychology of Sport and Exercise*, 12(3), 242-249. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2011.01.005>
49. Schellingerhout, J. M., Heymans, M. W., Verhagen, A. P., de Vet, H. C., Koes, B.W., & Terwee, C. B. (2011). Measurement properties of translated versions of neck-specific

Características psicométricas do SEQ-BR

- questionnaires: a systematic review. *BMC medical research methodology*, 11(87), 1-14. <https://doi.org/10.1186/1471-2288-11-87>
50. Shi, D., & Maydeu-Olivares, A. (2020). The Effect of Estimation Methods on SEM Fit Indices. *Educational and Psychological Measurement*, 80(3), 421-445. <https://doi.org/10.1177/0013164419885164>
51. Spielberger, C. D., & Biaggio, A. (1992). Manual do STAXI. Vetor.
52. Trevelin, F., & Alves, C. F. (2018). Psicologia do esporte: revisão de literatura sobre as relações entre emoções e o desempenho do atleta. *Psicologia Revista*, 27, 545-562. <https://doi.org/10.23925/2594-3871.2018v27i3p545-562>
53. Vacher, P., Nicolas, M., Martinent, G., & Mourot, L. (2017). Changes of swimmers' emotional states during the preparation of national championship: Do recovery-stress states matter? *Frontiers in Psychology*, 8, 1043. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01043>
54. Valentini, F., & Damásio, B. F. (2016). Variância média extraída e confiabilidade composta: indicadores de precisão. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 32(2), 1-7. <http://dx.doi.org/10.1590/0102-3772e322225>
55. Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.26840_1
56. Weinberg, R. S., & Gould, D. (2017). Fundamentos da psicologia do esporte e do exercício (6ª ed.). Artmed.
57. Wetzel, Ä., Weigelt, M., & Klingsieck, K. B. (2020). Übersetzung und Validierung einer deutschsprachigen Version des Sport Emotion Questionnaire (SEQ). *Diagnostica*, 66(4), 246-257. <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000255>
58. Woodman, T., Davis, P. A., Hardy, L., Callow, N., Glasscock, I., & Yuill-Proctor, J. (2009). Emotions and sport performance: An exploration of happiness, hope, and anger. *Journal of sport and exercise psychology*, 31(2), 169-188. <https://doi.org/10.1123/jsep.31.2.169>
59. Yang, H., Wen, X., & Xu, F. (2020). The Influence of Positive Emotion and Sports Hope on Pre-competition State Anxiety in Martial Arts Players. *Frontiers in Psychology*, 11, 1460. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01460>