

**PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DO QUESTIONÁRIO DE AMBIENTE DE GRUPO**

Renato Henrique Verzani<sup>1</sup>, Kauan Galvão Morão<sup>1</sup>  
 Guilherme Bagni<sup>1,2</sup>, Flávio Rebustini<sup>1,3</sup>  
 Afonso Antonio Machado<sup>1</sup>

**RESUMO**

O estudo da coesão de grupo tem grande importância no contexto esportivo, podendo refletir diretamente na busca por objetivos e no sucesso nas competições. Desta maneira, há a busca por estratégias que possibilitem medir a coesão, como no caso dos questionários, permitindo entender sua relação com o desempenho. O objetivo deste estudo foi avaliar as propriedades psicométricas do Questionário de Ambiente de Grupo em atletas de futebol juniores. As propriedades psicométricas foram testadas pela Análise Fatorial Exploratória por meio da Análise Paralela, a Análise Fatorial Confirmatória, a Teoria de Resposta ao Item e o Índice de Confiabilidade foi avaliado por dois indicadores: Alpha de Cronbach e Ômega de McDonalds. Dentre os resultados, foram encontrados alguns indicativos de que há necessidade de ajustes e adaptações, como dimensionamento da escala, além de fatores relacionados a aquiescência positiva e redação de alguns itens. Portanto, foram encontradas algumas instabilidades nas análises das propriedades psicométricas, direcionando para necessidades de ajustes que possam garantir maior precisão do instrumento.

**Palavras-chave:** Psicologia do esporte. Psicometria. Futebol.

1-Lepespe, Unesp, Rio Claro, São Paulo, Brasil.

2-FHO Uniararas, Araras, São Paulo, Brasil.

3-Estácio, São Paulo, Brasil.

**ABSTRACT**

Psychometric properties of the group environmental questionnaire

The study of group cohesion has great importance in the sport context, being able to reflect directly in the search for objectives and in the success in the competitions. In this way, there is the search for strategies that make it possible to measure cohesion, as in the case of the questionnaires, allowing to understand its relationship with performance. The aim of this study was to evaluate the psychometric properties of the Group Environment Questionnaire in junior football athletes. The psychometric properties were tested by means of Exploratory Factor Analysis (EFA), using Parallel Analysis (EFA), Confirmatory Factor Analysis (CFA), Item Response Theory (TRI) and reliability was assessed using two indicators: Cronbach's alpha and McDonald's Omega. Among the results, some indicators were found that adjustments and adaptations are required, such as scaling, as well as factors related to positive acquiescence and writing of some items. Therefore, some instabilities were found in the analysis of the psychometric properties, directing to the needs of adjustments that can guarantee greater precision of the instrument.

**Key words:** Sports Psychology. Psychometrics. Football.

E-mail dos autores:

renato\_verzani@hotmail.com

kauangm@hotmail.com

guilhermebagni@uol.com.br

frebustini@uol.com.br

afonsoa@gmail.com

Endereço para correspondência:

Renato Henrique Verzani

Universidade Estadual Júlio de Mesquita Filho-UNESP. Campus Rio Claro.

Avenida 24a, 1515. Jardim Bela Vista, Rio Claro. CEP: 13506-900.

## INTRODUÇÃO

Dentre as mais diversas abordagens da psicologia do esporte, julgar a questão da coesão de grupo como algo fundamental na busca de sucesso esportivo é uma realidade, considerando estudos acerca de influências no desempenho (Nascimento Junior, Balbim e Vieira, 2013).

Para Carron, Brawley e Widmeyer (1998), a coesão é dinâmica e reflete na busca da união de um grupo e a permanência desta união para tentar alcançar os objetivos e/ou para tentar satisfazer necessidades afetivas dos mesmos.

Carron (1982) criou um sistema conceitual que auxilia no estudo da coesão no esporte. No qual ocorrem fatores fundamentais que podem afetar a coesão no ambiente esportivo, como pessoais, ambientais, de equipe e de liderança.

Neste mesmo sentido, Weinberg e Gould (2017) destacam que a coesão tem caráter multidimensional, tendo dimensões relacionadas à tarefa e sociais. Para a tarefa temos o quanto os membros do grupo se esforçam unidos para buscar objetivos e metas compartilhadas. Por outro lado, a social diz respeito a atração do ponto de vista interpessoal entre os envolvidos.

Ainda, para os autores, os fatores ambientais seriam gerais e remeteriam a questões normativas que unem o grupo. Quanto aos fatores pessoais, temos a individualidade dos integrantes do grupo, as diferenças e a satisfação. Já sobre a liderança, há o estilo e os comportamentos relacionados com a liderança exibida pelos profissionais, além do relacionamento com os grupos. Por fim, os fatores de equipe dizem respeito à característica da tarefa, a vontade de ter sucesso, as normas de produtividade, a estabilidade e capacidade do grupo, dentre outros.

Além destas características de multidimensionalidade, Carron e Brawley (2012) citam mais três categorias, que seriam os aspectos dinâmicos, instrumentais e afetivos. Pieri e colaboradores (2016) destacam que é dinâmico devido a variações na duração desta coesão, instrumental por conta da necessidade de um propósito ou motivo para manutenção da união e afetivo pelas interações e sentimentos entre os envolvidos.

Com a finalidade de entender a relação da coesão com o desempenho, são

traçadas estratégias que visam medir a coesão, com destaque para questionários e sociogramas (Weinberg e Gould, 2017). Segundo estes autores, o Questionário de Ambiente de Grupo diferencia indivíduo e grupo, bem como considerações sociais e da tarefa. Assim, baseado na teoria sobre processos grupais, busca garantir validade e confiabilidade.

Paes e colaboradores (2016) salientam a existência de quatro dimensões: atração individual para o grupo-tarefa, atração individual para o grupo-social, integração para o grupo-tarefa e integração para o grupo-social. Para eles, os aspectos individuais são importantes para relatar os motivos pelos quais os participantes da equipe fazem parte dela e os grupais por terem envolvimento com decisões ou pelo que os membros percebem sobre o comportamento da equipe.

Segundo Nascimento Junior, Balbim e Vieira (2013), a atração individual para o grupo-tarefa teria relação com os sentimentos que um indivíduo sobre a equipe e também no envolvimento dele com as tarefas e objetivos. No caso da atração individual para o grupo-social, há questões do envolvimento, interação com os outros, além da aceitação individual pelo grupo. Já na integração no grupo-tarefa, há uma consideração de que os objetivos são similares no que se diz respeito às tarefas da equipe, podendo convergir na meta da mesma. A integração grupo-social, finalizando as dimensões, representa o valor do envolvimento afetivo criado ao longo do processo, fora das competições.

Gomes Neto (2011) cita que houve diversas pesquisas envolvendo o Questionário de Ambiente de Grupo, com resultados que apontavam para uma validade de constructo e fiabilidade, além de validade de conteúdo, dentre outros. Visando uma forte consistência interna a partir da utilização de afirmações apenas positivas, Eys e colaboradores (2007) transformaram os itens, que antes eram positivos e negativos, o que foi levado em consideração por Gomes Neto (2011) em seu estudo envolvendo futebol e a aplicação deste questionário.

Considerando a continuidade dos processos de validação, é importante a busca por mais dados e análises que fortaleçam a possibilidade de utilização deste questionário no contexto brasileiro.

O objetivo deste trabalho é avaliar as propriedades psicométricas do Questionário de Ambiente de Grupo-QAG, de acordo com

Gomes Neto (2011) em atletas de futebol juniores.

## MATERIAIS E MÉTODOS

### Procedimentos

O estudo foi realizado com 162 atletas participantes da Copa São Paulo de Futebol Juniores com idade média de  $17,95 \pm 0,97$  anos e tempo de prática médio de  $9,02 \pm 3,21$  anos; 68,1% tem ensino médio completo. Quanto a posição de jogo: 11,7% (goleiros), 11,1% (laterais), 16,7% volantes, 15,4% (zagueiros), 22,2% meias, 18,5% (atacantes) e 4,3% não informaram sua posição.

Foi utilizado o "Questionário de Ambiente de Grupo" (QAG) em sua versão adaptada para a língua portuguesa por Gomes Neto e Rosado em 2011, a qual foi derivada dos resultados obtidos na dissertação de Gomes Neto (2011).

O questionário é composto por 12 itens divididos em duas dimensões. O parecer número 2.119.052 foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa do Instituto de Biociências da Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho (UNESP).

Para a análise das propriedades psicométricas foi testada a dimensionalidade a Análise Fatorial Exploratória por meio da Análise Paralela, a Análise Fatorial Confirmatória, a Teoria de Resposta ao Item e os Índices de Confiabilidade. A realização da análise fatorial exploratória exige o cumprimento de diversas etapas, tais como: a inspeção os dados, o método de análises dos fatores, a técnica de retenção dos fatores, a técnica de rotação dos fatores e o nível de corte das cargas fatoriais (Howard, 2016). Estas etapas serão sistematicamente apresentadas para a validação de construto.

Testagem da Distribuição dos dados. Foram realizadas estatísticas descritivas minuciosas utilizando análises de tendência central (média, desvio padrão, mediana, média aparada, intervalos de confiança (IC) e intervalo interquartil (IQ)).

Para a análise da distribuição dos dados foi testada a Assimetria e Achatamento e aplicado do Teste Kolmogorov-Smirnov (K-S) e o Teste de Normalidade Multivariada de Mardia.

Esta análise é fundamental para a escolha do método de extração da análise fatorial que serão baseadas em correlação de Pearson ou em correlações policóricas caso

haja violação da normalidade da distribuição (Muthén e Kaplan, 1985, 1992).

Em caso de violação a correlação policóricas tem sido apontada como mais precisa e robusta (Cho, Li e Bandalos, 2009; Gaskin e Hapell, 2014; Holgado e colaboradores, 2010).

Análise Fatorial Exploratória (AFE) e confirmatória (AFC) – A testagem da dimensionalidade foi realizada com a Análise Paralela Robusta (APR) por meio da *Optimal implementation of Parallel Analysis* (PA) com minimum rank factor analysis que minimiza a variância comum dos resíduos (Timmerman e Lorenzo-Seva, 2011).

A robustez do teste foi determinada a partir da associação de um *bootstrap* com uma extrapolação amostral para 2000. A estimação da matriz policóricas foi realizada por meio do *Bayes Modal Estimation* (Choi e colaboradores, 2011).

Para a testagem da dimensionalidade do instrumento associou-se o APR, a Raiz latente (autovalores, Kaiser, 1960). A Análise Paralela tem sido considerada uma das técnicas mais robustas e precisas para testagem de dimensionalidade (Garkin e Hapell, 2014; Howard, 2016). Mas é raramente utilizada por não estar disponível na maioria dos softwares comerciais.

A extração dos fatores foi feita pela técnica RULS (Robust Unweighted Least Squares) que reduz os resíduos das matrizes (Briggs e McCallum, 2003).

Foi adotada a rotação Oblimin Direct que é uma técnica não-ortogonal que assume que os itens se correlacionem (Gaskin e Harpell, 2014; Hair e colaboradores, 2014; Howard, 2016), mais apropriada para variáveis latentes psicossociais.

Teoria de Resposta ao Item - Adotou-se como indicadores de avaliação da unidimensionalidade (Ferrando; Lorenzo-Seva, 2017), os seguintes índices: Único (Unidimensional Congruence > 0,95), ECV (Explained Common Variance > 0,80 – (Bentler, 2009; Quinn, 2014) e MIREAL (Mean of Item Residual Absolute Loadings < 0,30).

Foi utilizada a técnica Multidimensional Normal-Ogive Graded Response Model Reckase's parameterization (Reckase, 1985) para estrutura politômica multidimensional. Utilizou-se o índice de discriminação do item (a), que mede a força de associação entre o item e a variável latente (Tuerlincx e DeBoeck, 2001) e tem interpretação similar as cargas fatoriais da análise fatorial exploratória

(Camilli e Fox, 2015, Couto e Primi, 2011) para complementar a análise fatorial exploratória.

Estudos têm utilizado e recomendado a integração das técnicas de validação buscando uma maior precisão e qualidade dos instrumentos (Camilli e Fox, 2015; Eaton e colaboradores, 2014; Stepp e colaboradores, 2012). Inclusive, apontando que a integração dos dois métodos traz muito mais informações ao modelo (Petrillo e colaboradores, 2015; Pollard e colaboradores, 2009).

**Relação amostra/itens:** O dimensionamento dos participantes nos estudos psicométricos usualmente é feito sobre o número de itens. Osbourne e Costello (2009) demonstraram que uma relação de 20:1 ou superior, ou seja, 20 respondentes para cada item do instrumento reduzem seria a ideal, contudo, relações de 10:1 permitem análises com baixos erros associados decorrentes do tamanho da amostra.

Como o instrumento tem 12 itens e foram captados 162 participantes a relação ficou em 13,5 - o que permite uma boa precisão das análises fatoriais.

**Parâmetros de qualidade dos instrumentos:** A variância explicada do instrumento deve ficar por volta de 60% (Hair e colaboradores, 2014). As cargas fatoriais iniciais de 0,30 são recomendadas quando a amostra tem ao menos de 300 indivíduos (Hair e colaboradores, 2014), mas o modelo deve buscar cargas fatoriais acima de 0,50 (Hair e colaboradores, 2014; Tabachnick e Fidell, 2013); as comunalidades devem ter valores acima de 0,40 (Osborne e Costello, 2009).

A manutenção ou retirada de um item do modelo dependerá da magnitude das comunalidades, das cargas fatoriais, do tamanho da amostra e do grau que o item consegue mensurar o fator (Gaskin, Hapell, 2014) e da inexistência de cross-loading (Hair e colaboradores, 2014).

**Índices de ajustamento na AFC** – Adotou-se os índices estabelecidos como adequados por Hair e colaboradores, (2014), as cargas fatoriais maiores do que 0,50 e os índices mínimos para a adequação considerando o número de participantes e variáveis foi de: NNFI (Non-Normed Fit Index  $\geq 0,95$ ); CFI (Comparative Fit Index  $\geq 0,95$ ); GFI (Goodness Fit Index  $\geq 0,95$ ); AGFI (Adjusted Goodness Fit Index  $\geq 0,95$ ); RMSEA (Root Mean Square Error of Aproximation  $\leq 0,08$ ) e RMSR (Root Mean Square of Residuals  $\leq 0,8$ ).

**Confiabilidade:** Foi avaliada a partir de dois indicadores: Alfa (Cronbach, 1951) e o

Ômega (McDonald, 1999). A adoção de 2 indicadores busca aumentar a confiabilidade da interpretação, pois tem ocorrido inconsistências da confiabilidade por meio do Alpha de Cronbach (Cortina, 1993; Schmitt, 1996; Vaske, Beaman e Sponarski, 2017).

Trizano-Hermosilla e Alvarado (2016) indicam que os índices de confiabilidade sofrem efeitos da natureza da distribuição dos dados e do tamanho da amostra, bem como, seus valores podem ser elevados em decorrência de escalas longas, de itens paralelos e/ou redundantes ou cobertura restrita do construto em análise (Panayides, 2013).

O mais severo é a adoção do Alpha como medida de consistência interna do modelo em vez de confiabilidade, sendo que é fácil de comprovar que o alpha não é uma medida de consistência interna (Sijtsma, 2009).

**Replicabilidade e Qualidade da Solução Fatorial** - A replicabilidade do construto foi avaliada pelo Generalized G-H Index com índice maior do que 0,80 (Rodriguez e colaboradores 2016a) e para Qualidade e Efetividade da Estimativa dos fatores foram utilizados o Factor Determinacy Index apontado para uma estimativa adequada valores maiores do 0.90 (Grice, 2001; Rodriguez e colaboradores 2016b), EAP marginal reliability ( $>0,80$ ), sensibility ratio (SR  $> 2$ ) e Expected percentage of true differences (EPTD  $> 90\%$ ).

A utilização destes índices complementares é decorrente de que a avaliação de índices primários (goodness-of-fit), por si, não garantem que a solução da análise fatorial seja boa ou útil na prática, pois é possível obter índices satisfatórios de solução baseados em itens de baixa qualidade (Ferrando, Lorenzo-Seva, 2017; Fokkema, Greiff, 2017)

As análises foram efetuadas como SPSS 23, AMOS 23 e o Factor 10.8.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Apresentamos dados preliminares da distribuição dos dados (Tabela 1), pois eles são essenciais para a escolha mais precisa das técnicas de Análise Fatorial.

A testagem da normalidade apontou para assimetria negativa violando a suposição de normalidade ( $-1,96 < \text{assimetria}/EP > 1,96$ ); o K-S demonstrou que essas violações da normalidade são significativas ( $p < 0,001$ ) para

todos os itens. O teste de normalidade multivariada também apontou violação da normalidade dos dados – ( $Mardia_{(364)} = 41,15$ ;  $p < 0,01$ ).

Estes resultados indicam a necessidade da utilização de correlações policóricas invés da correlação de Pearson (Muthén, Kaplan, 1985, 1992).

Os resultados da análise descritiva (Tabela 1) indicaram que todos as questões do instrumento tiveram médias superiores à média esperada da escala (5), variando de 5,95 a 7,99. Todos os itens do instrumento quanto testado com o Teste “t” para uma única amostra tomando como referência a média esperada apresentaram diferenças significativas  $p < 0,01$ , reforçando a evidência de que os dados não têm uma distribuição normal.

As medianas também se posicionaram acima do centro da escala, podendo indicar uma aquiescência positiva de tendência de resposta dos participantes. A aquiescência pode demonstrar a constituição de uma tendência dos participantes em endossar itens, aumentando o erro de medida na avaliação (Leme e Zanon, 2016).

A amplitude das respostas variou de 7 a 8, indicando que foi utilizado praticamente todo o espectro de pontos da escala. Assim, como apontado na abertura dos resultados, todos os itens tiveram assimetria negativa violando a suposição de normalidade ( $-1,96 < \text{assimetria/EP} > 1,96$ ); o K-S demonstrou que essas violações da normalidade são significativas ( $p < 0,001$ ) para todos os itens.

Quanto a curtose, os itens 3, 4, 5, 7, 9, 10, 11 apresentaram valores de cursa mesocúrtica ( $-1,96 < \text{curtose/EP} > 1,96$ ). Os itens 2, 6, 8 e 12 tiveram resultados leptocúrticos ( $\text{curtose/EP} > 1,96$ ) e o item 1 teve configuração platicúrtica ( $\text{curtose/EP} < -1,96$ ), ainda é possível atestar essa configuração do item 1 pela amplitude do intervalo interquartil que foi de 5 pontos, o que evidencia uma tendência de resposta mais espalhada na escala. Como comparação os itens leptocúrticos tiveram IQs de apenas 2 pontos. O que representa que 50% das respostas distribuíram-se em apenas 2 pontos da escala.

As duas dimensões do instrumento “Desenvolvimento Pessoal” e “A Sua Equipe como um todo”, apresentaram também assimetria negativa, mas com curtose mesocúrtica. Como cada uma das dimensões têm a possibilidade de se fazer 54 pontos, a média esperada é de 27. Novamente,

testamos a existência de diferença entre a média obtida com os atletas e o que se espera se a distribuição foi normal. Para as duas dimensões houve diferenças significativas entre a média esperada e a real. Para a dimensão “Desenvolvimento Pessoal” foi de  $t_{(161)} = 25,73$ ;  $p < 0,001$  e para a dimensão “A sua equipe como um todo” foi de  $t_{(161)} = 24,18$ ;  $p < 0,001$ .

O “Desenvolvimento Pessoal” e “A sua equipe como um todo” tiveram médias  $42,91 \pm 7,92$  e  $41,82 \pm 7,72$ , respectivamente. Não houve diferenças significativas entre as duas dimensões e a magnitude da diferença entre as médias pode ser considerada fraca (d de Cohen = 0,13; IC 95% [-0,09 a 0,35]). Este resultado indica que os interesses pessoais não estão se distanciando significativamente dos interesses voltados para a equipe.

Superada a análise descritiva passamos a análise das propriedades psicométricas. Estabeleceu-se preliminarmente que o instrumento tivesse duas dimensões conforme o original.

No estudo da dimensionalidade, os autovalores apontaram para três dimensões com valores acima de 1, respectivamente (5,13; 1,46 e 1,16) com uma variância explicada de 63%, o que pode ser considerada um bom índice (Hair e colaboradores, 2014; Field, 2013), contudo o uso de autovalores tem se mostrado frágil (Widaman, 2007) por superestimar o número de dimensões. O resultado da Análise Paralela, muito mais robusta e precisa que os autovalores indicam que o instrumento tem 1 dimensão.

Essa composição com apenas 1 fator e confirmada pelos valores de UNICO = 0,938, em diferença marginal em relação a composição unidimensional que é de 0,95 e os resultados de ECV = 0,80 e MIREAL = 0,259, ambos reafirmando que os itens do instrumento reportam-se de forma unidimensional. No modelo Unidimensional a variância explicada é de 54% (aceitável).

Para compreender melhor a razão do modelo nos atletas de futebol brasileiro terem apresentado uma configuração unidimensional passamos a analisar os resultados das cargas fatoriais, comunalidades e discriminação do item então na Tabela 2, para o modelo original com 2 fatores e a nova versão com apenas 1 fator.

As cargas fatoriais de 4 itens (2, 6, 8 e 12) no modelo de 2 fatores tiveram cargas fatoriais abaixo de 0,50, contudo em todas com acima de 0,30, o que pode ser

considerado suficiente para explicar a variável latente. O item 12 ainda apresentou dupla saturação (cross-loading), o que viola uma das premissas psicométricas da construção de itens, de que um item só deve avaliar um único fator e somente ele (Hair e colaboradores,

2014). Quanto isso ocorre a recomendação ela pela retirada do item e possíveis por isto que o modelo com dois fatores não tenha um ajustamento adequado com essa população estudada.

**Tabela 1 - Estatística descritiva de tendência central e distribuição da amostra.**

	Tendência central					Distribuição da amostra						
	Média	DP	IC 95%		5% da média aparada	Mediana	Amplitude	IQ	Assimetria	Curtose	K-S <sup>a</sup>	Sig.
			LI	LS								
1. Estou satisfeito com a quantidade de tempo que tenho jogado	6,34	2,94	5,84	6,84	6,49	7	8	5	-3,61	-2,23	0,21	0,00
2. Vou sentir falta dos membros desta equipe quando a temporada acabar	7,99	4,57	7,72	8,25	8,18	9	8	2	-8,53	7,44	0,34	0,00
3. Esta equipe me oferece oportunidades suficientes para melhorar o meu desempenho	7,13	2,05	6,78	7,47	7,30	8	8	3	-5,16	0,60	0,22	0,00
4. Gosto mais da convivência com a minha equipe do que com outras	6,55	1,94	6,22	6,88	6,67	7	8	3	-3,72	0,28	0,17	0,00
5. Gosto do estilo de jogar desta equipe	7,34	1,63	7,06	7,62	7,48	8	7	2,75	-4,93	1,49	0,19	0,00
6. Para mim, esta equipe é um dos grupos sociais mais importantes a que pertencem	7,57	1,72	7,28	7,87	7,75	8	7	2	-6,54	2,89	0,25	0,00
7. Os membros da nossa equipe preferem sair juntos do que saírem sozinhos	6,81	2,03	6,46	7,15	6,95	7	8	4	-3,65	-0,39	0,16	0,00
8. Todos nós assumimos a responsabilidade por qualquer mau resultado ou mau rendimento da nossa equipe	7,84	1,69	7,55	8,13	8,06	9	8	2	-9,25	9,35	0,26	0,00
9. Os membros da nossa equipe gostariam de passar tempo juntos fora da época competitiva	5,95	2,10	5,59	6,30	6,05	6	8	2	-3,56	0,21	0,18	0,00
10. Se alguns membros da nossa equipe têm problemas no treino, todos querem ajudar a resolver a situação para nos mantermos unidos	7,31	1,75	7,01	7,61	7,44	8	7	3	-4,16	-0,31	0,21	0,00
11. Os membros da nossa equipe permanecem juntos fora dos treinos e das competições	3,38	2,14	6,02	6,75	6,50	7	8	3	-3,54	-0,89	0,19	0,00
12. Os membros da nossa equipe se comunicam livremente sobre as responsabilidades de cada atleta na competição e no treino	7,54	1,66	7,25	7,82	7,73	8	8	2	-8,14	8,19	0,23	0,00
Dimensão envolvimento pessoal	42,91	7,92	41,57	44,25	43,40	44,5	35	10,75	-4,16	0,87	0,11	0,00
Dimensão à sua equipe como um todo	41,82	7,72	40,51	43,13	42,16	3,5	34	12,00	-3,01	-1,03	0,13	0,00

**Legenda:** <sup>a</sup>: Correlação de Significância de Lilliefors; DP: Desvio Padrão. LI: Limite Inferior. LS: Limite Superior. IQ: Intervalo de Interquartil. IC 95%: Intervalo de confiança.

**Tabela 2 - Cargas Fatoriais, Comunalidade e Discriminação do item dos modelos**

	Modelo com 2 Fatores						Modelo com 1 Fator		
	λ		"a"		mdisc	h <sup>2</sup>	λ		h <sup>2</sup>
	Fator 1	Fator 2	Fator 1	Fator 2			Fator 1	Fator 1	
1. Estou satisfeito com a quantidade de tempo que tenho jogado	0,57		0,71	0,08	0,72	0,36	0,54	0,64	0,29
2. Vou sentir falta dos membros desta equipe quando a temporada acabar		0,46	0,35	0,60	0,70	0,40	0,64	0,84	0,41
3. Esta equipe me oferece oportunidades suficientes para melhorar o meu desempenho	0,85		1,54	-0,17	1,46	0,65	0,56	0,69	0,32
4. Gosto mais da convivência com a minha equipe do que com outras		0,53	0,30	0,70	0,77	0,43	0,61	0,78	0,38
5. Gosto do estilo de jogar desta equipe	0,60		0,87	0,31	0,93	0,52	0,67	0,90	0,45
6. Para mim, esta equipe é um dos grupos sociais mais importantes a que pertencem		0,34	0,33	0,41	0,52	0,28	0,57	0,70	0,33
7. Os membros da nossa equipe preferem sair juntos do que saírem sozinhos		0,73	-0,10	1,02	1,03	0,49	0,57	0,70	0,33
8. Todos nós assumimos a responsabilidade por qualquer mau resultado ou mau rendimento da nossa equipe		0,35	0,35	0,42	0,55	0,30	0,57	0,70	0,33
9. Os membros da nossa equipe gostariam de passar tempo juntos fora da época competitiva		0,66	-0,24	0,83	0,86	0,36	0,45	0,50	0,20
10. Se alguns membros da nossa equipe têm problemas no treino, todos querem ajudar a resolver a situação para nos mantermos unidos		0,51	0,28	0,66	0,72	0,40	0,67	0,90	0,45
11. Os membros da nossa equipe permanecem juntos fora dos treinos e das competições		0,68	-0,02	0,91	0,91	0,45	0,67	0,90	0,44
12. Os membros da nossa equipe se comunicam livremente sobre as responsabilidades de cada atleta na competição e no treino	0,40	0,41	0,55	0,56	0,78	0,46	0,75	1,13	0,56

**Legenda:** Fator 1: Envolvimento Pessoal; Fator 2: À sua equipe como um todo; h<sup>2</sup>: Comunalidades; λ: carga fatorial; "a": discriminação do item; mdisc: discriminação multimensural.

Na análise das comunalidades 4 dos itens (1, 6, 8 e 9) têm comunalidades menores do que 0,40, limite mínimo recomendável (Field, 2103; Hair e colaboradores, 2014;

Tabachnick e Fidell, 2013), mas todas acima de 0,30. São estes itens de diminuem a capacidade explicativa do modelo, pois são as

comunalidades que originam a variância explicada (Tabachnick e Fidell, 2013).

A discriminação do item via Teoria de Resposta ao Item indica, também, apresenta uma série de fragilidades dos itens em explicar de forma adequada o fenômeno. Recomenda-se que os valores fiquem próximos de 1, com limite mínimo de 0,70. Os itens 2, 4, 6 e 8 têm um poder de discriminar a variável latente abaixo do aceitável. Desta forma, o modelo com 2 fatores do instrumento original aparentemente não se ajusta adequadamente com os dados provenientes dessa amostra.

No modelo com 1 fator há uma melhoria das médias das cargas fatoriais de 0,55 para 0,61, mas uma redução das communalidades de 0,43 para 0,37. Assim há uma tendência do modelo com 1 fator explicar de forma mais consistente a variável latente.

A tabela 3 traz os resultados complementares da AFE, os índices da AFC e os indicadores de Confiabilidade para o modelo de 2 fatores e 1 fator.

As correlações policóricas ficaram entre 0,10 a 0,63, sendo que 18 das 66

interações possíveis ficaram abaixo de 0,30, podendo ser consideradas fracas/moderadas. Os indicadores da AFC e da confiabilidade indicam bons índices, mas eles perdem sua consistência pelo fato do não ajustamento do modelo na AFE. Como apontam Fokkema e Greiff (2017) não basta a análise dos índices de ajustamento do modelo é necessária a análise das cargas fatoriais no modelo confirmatório e das cargas de regressão dos itens. Deve-se destacar que o RMSEA que é um importante indicador da AFC ficou acima do limite mínimo. Também é possível verificar que há uma queda sistemática dos índices de qualidade do modelo no modelo com 1 fator.

De forma resumida, há vários indicativos que o instrumento enfrentará problemas no processo de validação. O que requererá, provavelmente, ajustes e adaptações substanciais no modelo, com provável alteração do dimensionamento da escala 1 a 9, sendo que a recomendação é que as escalas tenham 5 e 7 pontos para que não tragam problemas aos respondentes e, conseqüentemente para a análise estatística.

**Tabela 3 - Síntese do Modelo.**

Índices		síntese do modelo 2 fatores	síntese do modelo 1 fator
Análise exploratória	Determinante da Matriz	0,02	0,009
	Esfericidade de Barlett	724,3 (df 66)*	736,1 (df 66)*
	KMO (Kaiser-Meyer-Olkin)	0,85	0,85
	Variância explicada	54%	54%
Correlação policóricas		0,11 – 0,57	0,11 – 0,57
Análise confirmatória	Robust Mean-Scaled Schi Square (X2/df)	(df = 43) 75,25*	(df = 43) 75,25*
	Non-Normed Fit Index (NNFI)	0,97	0,93
	Comparative Fit Index (CFI)	0,98	0,94
	Goodness of Fit Index (GFI)	0,98	0,95
	Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)	0,97	0,94
	Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)	0,06	0,10
	Root Mean Square of Residuals (RMSR)	0,06	0,10
	Standardized Cronbach's Alpha	0,85	0,87
Confiabilidade	McDonald's Omega	0,86	0,87
	Unidimensional Congruence (UNICO)	0,92	0,93
Avaliação da unidimensionalidade	Explained Commin Variance (ECV)	0,79	0,81
	Mean of item residual absolute loading (MIREAL)	0,24	0,25

**Tabela 4 - Indicadores de Qualidade e replicabilidade do modelo.**

		Modelo 2 fatores		Modelo 1 fator
		Fator 1	Fator 2	Fator 2
Qualidade e efetividade da solução fatorial	Factor Determinacy Index (FDI)	0,96	0,97	0,98
	EAP Marginal Reliability	0,93	0,95	0,97
	Sensivity Ratio (SR)	3,69	4,53	6,22
	Expected percentage of true differences (EPTD)	96%	96%	98%
Replicabilidade do Construto	Índice G-H	0,81	0,83	0,88

Devem-se buscar formas de aumentar a sensibilidade do instrumento para retirar a aquiescência positiva, isto é, a tendência de

resposta na parte superior da escala (Baumgartner e Steenkamp, 2001) e provavelmente a adequação da redação dos

itens para que se possam distinguir claramente os itens que pertencem a cada uma das dimensões.

A análise dos indicadores de qualidade da solução fatorial e da replicabilidade da construção estão em níveis satisfatórios sendo melhores no modelo com apenas 1 fator. A replicabilidade do construto, isto é, a capacidade do instrumento manter suas propriedades em outras amostras está próximo do limite aceitável de 0,80.

## CONCLUSÃO

Foi possível identificar instabilidades nessa análise inicial das propriedades psicométricas. As análises de dimensionalidade apontaram para um modelo de 1 fator, ao contrário, do modelo original do instrumento.

Não apenas isso, para alguns indicadores houve um direcionamento para uma solução unidimensional e para outros, como a comunalidades e índices de qualidade da análise fatorial exploratória mostraram-se melhores no modelo com 2 fatores.

É muito provável que ajustes sejam ainda necessários no instrumento como reconfiguração do número de pontos de escala para um modelo com 5 ou 7 pontos conforme recomendação na literatura já apontada no corpo da discussão e possivelmente rever a redação de alguns itens que podem estar gerando imprecisão no instrumento.

A aplicação em uma população jovem de futebolistas também pode ser um limitador do estudo, sendo necessária a aplicação em outras populações para verificar se esta instabilidade é do instrumento ou dos dados dessa amostra.

De qualquer maneira se requer de um instrumento com boa qualidade que ele mantenha suas propriedades nas mais variadas populações e condições.

## REFERÊNCIAS

1-Bentler, P. M. Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability. *Psychometrika*. Vol. 74. 2009. p.137-143.

2-Briggs, N. E; MAcCallum, R. C. Recovery of Weak Common Factors by Maximum Likelihood and Ordinary Least Squares Estimation. *Multivariate Behav Res*. Vol. 38. Num. 1. 2003. p.25-56.

3-Camilli, G.; Fox, J. P. An aggregate IRT procedure for exploratory factor analysis. *Journal of educational and behavioral statistics*. Vol. 40. Num. 4. 2015. p.377-401.

4-Carron, A. V. Cohesiveness in sport groups: interpretations and considerations. *Journal of Sport Psychology*. Vol. 4. Num. 2. 1982. p.123-138.

5-Carron, A. V.; Brawley, L. R. Cohesion conceptual and measurement issues. *Small Group Research*. Vol. 43. Num. 6. 2012. p.726-743.

6-Carron, A. V.; Brawley, L. R.; Widmeyer, W. N. The measurement of cohesion in sports groups. In Duda, J. L. (Coord.). *Advances in sport and exercise psychology measurement*. Morgantown. Fitness Information Technology. 1998.

7-Cho S. J.; Li, F.; Bandalos, D. Accuracy of the parallel analysis procedure with polychoric correlations. *Educational and Psychological Measurement*. Vol. 69. Num. 5. 2009. p.748-759.

8-Choi, J.; Kim, S.; Chen, J.; Dannels, S. A comparison of maximum likelihood and Bayesian estimation for polychoric correlation using Monte Carlo simulation. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*. Vol. 36. 2011. p. 523-549.

9-Cortina, J. M. What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of applied psychology*. Vol. 78. Num. 1. 1993. p.98.

10-Couto, G.; Primi, R. Teoria de resposta ao item (TRI): conceitos elementares dos modelos para itens dicotômicos. *Boletim de Psicologia*. Vol. 61. Num. 134. 2011. p.1-15.

11-Cronbach, L. J. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*. Vol. 16. Num. 3. 1951. p.297-334.

12-Eaton, N. R.; Krueger, R. F.; Docherty, A. R.; Sponheim, S. R. Toward a model-based approach to the clinical assessment of personality psychopathology. *Journal of personality assessment*. Vol. 96. Num. 3. 2014. p.283-292.

- 13-Eys, M. A.; Carron, A. V.; Bray, S. R.; Brawley, L. R. Item wording and internal consistency of a measure of cohesion: The Group Environment Questionnaire. *Journal of Sport & Exercise Psychology*. Vol. 29. 2007. p.395-402.
- 14-Ferrando, P. J.; Lorenzo-Seva, U. Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*. 2017. p. 0013164417719308.
- 15-Field A. *Discovering Statistics Using SPSS*. Londres. Sage. 2013. p. 952.
- 16-Fokkema, M.; Greiff, S. How Performing PCA and CFA on the Same Data Equals Trouble. *European Journal of Psychological Assessment*. Vol. 33. Num. 6. 2017. p.399-402.
- 17-Gaskin, C. J.; Happell, B. On exploratory factor analysis: A review of recent evidence, an assessment of current practice, and recommendations for future use. *International journal of nursing studies*. Vol. 51. Num. 3. 2014. p. 511-521.
- 18-Gomes Neto, D. A. *Teste à validade do questionário de coesão de grupo em atletas de futebol*. 2011. Dissertação de Mestrado. Faculdade de Motricidade Humana, Universidade Técnica de Lisboa. Lisboa. 2011.
- 19-Grice, J. W. Computing and evaluating factor scores. *Psychological methods*. Vol. 6. Num. 4. 2001. p.430.
- 20-Hair, J. R.; Black, W. C.; Babin, B. J.; Anderson, R.; Tatham R. L. *Multivariate Data Analysis*. Upper Saddle River, NJ. Pearson Prentice Hall. 2014. p.682.
- 21-Holgado-Tello, F. P.; Chacon-Moscoso, S.; Barbero-Garcia, I.; Vila-Abad, E. Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity*. Vol. 44. 2010. p.153-166.
- 22-Howard, M. C. 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*. Vol.32. Num. 1. 2016. p.51-62.
- 23-Kaiser, H.F. The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*. Vol. 20. 1960. p.141-151.
- 24-Leme, K. E. F.; Zanon, C. Criação de um índice de aquiescência para a escala de satisfação de vida. Encontro de pós-graduação, 25., 2016. Bragança Paulista. Anais... Bragança Paulista: USF, 2016.
- 25-Mardia, K. V. Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*. Vol. 57. Num. 3. 1970. p. 519-530.
- 26-McDonald, R. P. *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ. Lawrence Erlbaum. 1999. p. 504.
- 27-Muthén, B.; Kaplan, D. A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*. Vol. 38. 1985. p.171-189.
- 28-Muthén, B.; Kaplan, D. A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*. Vol. 45. 1992. p.19-30.
- 29-Nascimento Junior, J. R. A.; Balbim, G. M.; Vieira, L. F. Coesão de grupo em equipes adultas de voleibol do estado do Paraná. *Revista Psicologia: Teoria e Prática*. Vol.15. Num.1. 2013. p.105-115.
- 30-Osborne, J. W.; Costello, A. B. Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Pan-Pacific Management Review*. Vol. 12. Num. 2. 2009. p.131-146.
- 31-Paes, M. J.; Machado, T. M.; Berbetz, S. R.; Stefanello, J. M. F. Frequência, intensidade e direção da ansiedade e sua relação com a coesão grupal em uma equipe de voleibol infanto-juvenil masculina. *Revista Brasileira de Psicologia do Esporte*. Vol.6. Num. 3. 2016. p.46-56.

- 32-Panayides, P. Coefficient alpha: interpret with caution. *Europe's Journal of Psychology*. Vol. 9. Num. 4. 2013. p.687-696.
- 33-Petrillo J.; Cano, S. J.; McLeod, L. D.; Coon, C. D. Using classical test theory, item response theory, and Rasch measurement theory to evaluate patient-reported outcome measures: a comparison of worked examples. *Value in Health*. Vol. 18. 2015. p.25-34.
- 34-Pieri, R. V.; Filgueiras, P. P. A.; Oliva, A. D. Adaptação Transcultural e Validação de Conteúdo do Questionário de Coesão no Esporte Infantil para o Português do Brasil. *Revista Brasileira de Psicologia do Esporte*. Vol. 6. Num. 2. 2016.
- 35-Pollard, B.; Dixon, D., Dieppe, P.; Johnston, M. Measuring the ICF components of impairment, activity limitation and participation restriction: an item analysis using classical test theory and item response theory. *Health and Quality of Life Outcomes*. Vol. 7. Num. 1. 2009.
- 36-Quinn, H. O. Bifactor models, explained common variance (ECV), and the usefulness of scores from unidimensional item response theory analyses. Unpublished Master's thesis. The University of North Carolina at Chapel Hill. Chapel Hill. 2014.
- 37-Reckase, M. D. The difficulty of test items that measure more than one ability. *Applied Psychological Measurement*. Vol. 9. 1985. p.401-412.
- 38-Rodriguez, A.; Reise, S. P.; Haviland, M. G. Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*. Vol. 98. Num. 3. 2016a. p.223-237.
- 39-Rodriguez, A.; Reise, S. P.; Haviland, M. G. Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*. Vol. 21. Num. 2. 2016b. p.137.
- 40-Schmitt, N. Uses and abuses of coefficient alpha. *Psychological assessment*. Vol. 8. Num. 4. 1996. p.350.
- 41-Sijtsma, K. On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*. Vol. 74. Num. 1. 2009. p.107.
- 42-Stepp, S. D.; Yu, L.; Miller, J. D.; Hallquist, M. N.; Trull, T. J.; Pilkonis, P. A. Integrating competing dimensional models of personality: Linking the SNAP, TCI, and NEO using Item Response Theory. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*. Vol. 3. Num. 2. 2012. p.107.
- 43-Tabachnick, B. G.; Fidell, L. S. Using multivariate statistics. 6 ed. Boston, MA. Allyn & Bacon. 2013. p. 983.
- 44-Timmerman, M.E.; Lorenzo-Seva. U. Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*. Vol. 16. 2011. p.209-220.
- 45-Trizano-Hermosilla, I.; Alvarado, J. M. Best Alternatives to Cronbach's Alpha Reliability in Realistic Conditions: Congeneric and Asymmetrical Measurements. *Frontiers in psychology*. Vol. 7. 2016.
- 46-Tuerlinckx, F.; De Boeck, P. The effect of ignoring item interactions on the estimated discrimination parameters in item response theory. *Psychological methods*. Vol. 6. Num. 2. 2001. p.181.
- 47-Vaske, J. J.; Beaman, J.; Sponarski, C. C. Rethinking internal consistency in Cronbach's Alpha. *Leisure Sciences*. Vol. 39. Num. 2. 2017. p.163-173.
- 48-Weinberg, R.S.; Gould, D. Fundamentos da psicologia do esporte e do exercício. 6.ed. Porto Alegre. Artmed. 2017. p. 624.
- 49-Widaman, K. F. Common factor versus components: Principals and principles, errors and misconceptions. IN Cudeck, R.; MacCallum, R. C. *Factor Analysis at 100: Historical Developments and Future Directions*. London. Lawrence Erlbaum Associates. 2007.

Recebido para publicação em 14/03/2019  
Aceito em 27/05/2019