
**PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DO *ATHLETE BURNOUT QUESTIONNAIRE*
PARA USO EM ATLETAS JOVENS BRASILEIROS****PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE *ATHLETE BURNOUT QUESTIONNAIRE* FOR
USE IN BRAZILIAN YOUNG ATHLETES**Dartagnan Pinto Guedes¹ e Rafael Octaviano de Souza¹¹Universidade Norte do Paraná, Londrina-PR, Brasil.

RESUMO

O objetivo do estudo foi identificar propriedades psicométricas para atletas jovens brasileiros do *Athlete Burnout Questionnaire* (ABQ). O inventário foi administrado em amostra de 1217 atletas jovens (410 moças e 807 rapazes) com idades entre 12 e 17 anos. Para identificar as propriedades psicométricas iniciais foi realizada análise fatorial exploratória e, na sequência, análise fatorial confirmatória. Para análise da consistência interna de cada fator associado ao *burnout* foi empregado coeficiente alfa de *Cronbach*. Os resultados confirmaram estrutura de três fatores originalmente proposta (exaustão física/emocional, reduzido senso de realização pessoal e desvalorização esportiva), mediante indicadores estatísticos equivalentes à $\chi^2/gf = 2,89$, CFI = 0,930, GFI = 0,928, AGFI = 0,937 e RMSR = 0,068 [IC_{90%}: 0,065 – 0,072]. O alfa de *Cronbach* apresentou coeficientes entre 0,80 e 0,87. Concluindo, as qualidades psicométricas do ABQ foram satisfatórias para atletas jovens brasileiros, o que viabiliza sua aplicação em futuros estudos no Brasil.

Palavras-chave: Questionário. Psicometria. Educação física e treinamento.

ABSTRACT

The objective of this study was to identify the psychometric properties to the Brazilian young athletes of the *Athlete Burnout Questionnaire* (ABQ). The inventory was administered in sample of 1217 young athletes (410 girls and 807 boys) aged 12 to 17 years-old. To identify initial psychometric properties exploratory factorial analysis were completed and, sequentially confirmatory factorial analysis. Cronbach's alpha coefficient was used to assess the internal consistency of each factor of the ABQ associated to burnout. Results confirmed structure of three factors originally proposed (physical/emotional exhaustion, reduced sense of accomplishment, and sport devaluation), through statistical indicators equivalent to $\chi^2/gf = 2.89$, CFI = 0.930, GFI = 0.928, AGFI = 0.937 e RMSR = 0.068 [IC_{90%}: 0.065 – 0.072]. The Cronbach-alpha ranged from 0.80 to 0.87. In conclusion, the psychometric qualities of the ABQ were satisfactory for Brazilian young athletes, thus enabling its application in future studies in Brazil.

Keywords: Questionnaire. Psychometrics. Physical education and training.

Introdução

Burnout é um tema de interesse crescente na literatura vinculada ao esporte. Atletas podem ser acometidos por essa síndrome em razão de complexa interação entre múltiplos fatores de estresse, recuperação inadequada e frustração por expectativas e metas não-alcançadas¹. Por conta de demandas cada vez mais exigentes em treinos e competições, associadas à pressão por melhores resultados impostas pela mídia, pelas organizações esportivas e pelos treinadores, fazem com que atualmente o *burnout* seja considerado um problema real no contexto esportivo².

Especificamente no caso de atletas jovens, estes podem auto-impor solicitações além de suas possibilidades, por consequência, fazendo com que o desempenho apresentado não atenda suas metas estabelecidas para o esporte³. Ainda, o receio de não satisfazer expectativas estabelecidas por treinadores, familiares e amigos também pode gerar fonte de estresse adicional, especialmente se o jovem atribui ao esporte importante meio de realização pessoal⁴.

Estudos têm mostrado que *burnout* em atletas jovens está relacionado à falta de prazer e motivação para prática de esporte⁵, à insatisfação com necessidades psicológicas básicas –

autonomia, competência e relacionamento⁶, e ao perfeccionismo mal-adaptado, ou seja, auto-crítica e preocupação exagerada com possíveis erros, insegurança e elevados padrões pessoais⁷. Portanto, monitorar eventuais alterações quanto à presença de *burnout*, proveniente de treinos e competições esportivas deve se constituir em tarefas das mais significativas no campo do esporte juvenil, contribuindo, dessa forma, para promoção da adesão e inibição do abandono da prática de esporte em idades jovens.

No entanto, até aproximadamente três décadas atrás, investigações mais seguras acerca do *burnout* em atletas eram obstaculizadas, em grande parte, devido a falta de instrumentos de medida válidos para uso no esporte⁸. Primeira proposta para dimensionar e ordenar os componentes de *burnout* em atletas constituiu de uma adaptação do *Maslach Burnout Inventory – MBI*, originalmente proposto para uso específico no meio laboral com trabalhadores que exercem funções nas áreas de assistência, como é o caso dos profissionais de serviços caracterizados por atenção intensa e prolongada a seus receptores – profissionais de saúde, educação, segurança, etc.⁹.

O processo de adaptação do *MBI* para uso em atletas, conhecido por *Sport Adaptation of the Maslach Burnout Inventory*, ocorreu tão somente mediante ajustes de expressões dos itens originais para atender situações do esporte. Com intuito de avaliar suas propriedades psicométricas a versão adaptada do *MBI* foi aplicada experimentalmente em uma amostra de atletas universitários norte-americanos. Contudo, a análise dos dados apontou fragilidades nos indicadores de consistência interna e vários itens do instrumento adaptado não apresentaram saturação fatorial significativa para compor o modelo fatorial¹⁰. Em vista disso, tentativa pioneira de idealizar instrumento para análise de *burnout* em atletas não alcançou resultado esperado, frustrando o propósito de utilizar versão adaptada do *MBI* no contexto esportivo.

O *Eades Athlete Burnout Inventory – EADES* foi o primeiro instrumento idealizado especificamente para análise de *burnout* em atletas¹¹. O *EADES* foi proposto com base na obra de Maslach e Jackson⁹, entrevistas realizadas com atletas supostamente acometidos por *burnout* e registro de relatos de experiências profissionais de psicólogos do esporte. Mesmo com validação psicométrica apresentando originalmente algumas deficiências, o que se confirmou em estudos posteriores¹², a partir de sua proposição, o *EADES* passou a se constituir na única opção disponível para análise de *burnout* em atletas.

Na sequência, diante das limitações psicométricas identificadas no *EADES*, foi sugerido novo instrumento para análise do *burnout* em atletas, o que se denominou de *Athlete Burnout Questionnaire – ABQ*^{8,13,14}. Versão preliminar do *ABQ* era dirigida especificamente para nadadores e foi idealizada com base no *EADES*, tanto é que, inicialmente, 11 dos 21 itens que compunham esta versão eram idênticos em ambos os instrumentos; porém, estava mais estreitamente relacionado às concepções originais e aos modelos teóricos de *burnout*¹³. Versão mais atual do *ABQ* é ajustada para ser utilizada em atletas de diferentes modalidades esportivas e consiste de 15 itens, cinco para cada um dos três componentes relacionados ao *burnout*: exaustão física/emocional, desvalorização esportiva e reduzido senso de realização pessoal⁸.

Resultados de estudos psicométricos envolvendo o *ABQ* apontaram indicadores de precisão bastante satisfatórios^{8,13,14}. Com relação aos diferentes indicadores de validação, informações produzidas originalmente quando da proposição do instrumento são confirmadas por outros estudos^{15,16}, apontando, portanto, seu potencial para análise de *burnout* em atletas.

O *ABQ* foi originalmente idealizado em língua inglesa; porém, vem sendo traduzido, adaptado e validado para uso em vários outros idiomas, como é o caso de alemão¹⁷, árabe¹⁸, chinês¹⁹, espanhol²⁰, francês⁶, norueguês²¹, português europeu²² e sueco²³, o que permite a expansão de sua utilização para outras culturas. Versão brasileira do *ABQ* foi proposta em estudo que reuniu atletas adultos de alto rendimento, com idade média próxima de 23 anos,

participantes de competições nacionais e internacionais em 12 modalidades – sete individuais e cinco coletivas²⁴. O processo de tradução do instrumento utilizado acompanhou protocolo sugerido internacionalmente e os procedimentos de validação fatorial confirmaram a presença dos 15 itens e a extração dos três componentes originalmente considerados. Contudo, diferentemente de achados apresentados por outros estudos envolvendo validade fatorial do *ABQ* em diferentes idiomas, os 15 itens que compõe o instrumento foram reagrupados nos seus respectivos componentes mediante disposição acentuadamente diferente da versão original. O componente exaustão física/emocional foi expresso por sete itens, enquanto o componente reduzido senso de realização pessoal foi representado por seis itens e o componente desvalorização esportiva por apenas dois itens. Portanto, três itens que, na versão original do *ABQ*, se referiam ao componente desvalorização esportiva, passaram a compor outros componentes. Dois desses itens se associaram ao componente exaustão física/emocional, e o outro foi atribuído ao componente reduzido senso de realização pessoal.

Neste caso, provavelmente, limitações metodológicas identificadas no estudo de validade fatorial da versão brasileira do *ABQ* possam comprometer sua aplicação. Com relação à amostra reunida no estudo, foram selecionados 200 sujeitos (77 mulheres e 123 homens), ou seja, em razão do perfil heterogêneo dos sujeitos selecionados, quantidade possivelmente insuficiente para que se possa alcançar ajuste do modelo fatorial estatisticamente adequado com 15 itens²⁵. Somado a isso, *ABQ* foi aplicado em diferentes épocas da temporada de treino/competição. Assim, alguns atletas selecionados para amostra, no momento que responderam ao inventário, se encontravam em período de competição, enquanto outros em fase inicial de preparação para temporada de competição, além de outros em período de transição de uma temporada para outra. Além do que, na análise fatorial utilizada não ocorreram possíveis re-especificações na busca de melhor adequação entre itens e componentes; assim, sólidos critérios conceituais associados ao *burnout* em atletas cederam preferência aos comprometidos achados estatísticos.

Desse modo, diante da necessidade de disponibilizar instrumento de medida que possa ser empregado para dimensionar e ordenar os componentes de *burnout* apropriados à cultura brasileira, o objetivo do estudo foi identificar propriedades psicométricas do *ABQ* para uso em atletas jovens brasileiros.

Métodos

Participantes

O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa Envolvendo Seres Humanos da Universidade Norte do Paraná – Plataforma Brasil (Parecer 208.975/2013). Para identificar as propriedades psicométrica do *ABQ* foi selecionada uma amostra de atletas jovens participantes dos Jogos da Juventude do Paraná no ano 2013. Por volta de 3600 atletas jovens participavam nesta competição em diferentes modalidades: basquetebol, handebol, voleibol, futsal, futebol, atletismo, natação, ciclismo, ginástica, judô, caratê, taekwondo e tênis. Para seleção dos sujeitos utilizou-se método não probabilístico casual. Para tanto, previamente ao início das competições, todos os técnicos e dirigentes participantes dos Jogos foram contatados e informados quanto à natureza, aos objetivos do estudo e ao princípio de sigilo. Na sequência, foi solicitado autorização para contatar e convidar os atletas jovens para participarem do estudo. Mediante confirmação pelo Termo de Consentimento Livre e Esclarecido, 1217 atletas jovens (410 moças e 807 rapazes), com idades entre 12 e 17 anos, concordaram em participar do estudo, o que representou por volta de 30% do universo de participantes da competição. Informações relacionadas ao sexo, à idade e ao histórico de treino da amostra de atletas jovens selecionada para o estudo estão descritas na Tabela 1.

Tabela 1. Informações relacionadas ao sexo, à idade e ao histórico de treino da amostra de atletas jovens analisada no estudo.

	Moças (n = 410)	Rapazes (n = 807)	Ambos os Sexos (n = 1217)
Idade			
≤ 14 Anos	130 (31,7%)	192 (23,8%)	322 (26,5%)
15 – 16 Anos	201 (49,0%)	364 (45,1%)	565 (46,4%)
17 Anos	79 (19,3%)	251 (31,1%)	330 (27,1%)
Idade de Início do Treino			
≤ 9 Anos	125 (30,5%)	237 (29,4%)	362 (29,7%)
10 – 11 Anos	116 (28,3%)	212 (26,2%)	328 (27,0%)
12 – 13 Anos	103 (25,1%)	188 (23,3%)	291 (23,9%)
≥ 14 Anos	66 (16,1%)	170 (21,1%)	236 (19,4%)
Tempo de Treino			
≤ 2 Anos	128 (31,2%)	131 (16,1%)	259 (21,3%)
3 – 4 Anos	101 (24,7%)	167 (20,7%)	268 (22,0%)
5 – 6 Anos	94 (22,9%)	212 (26,3%)	306 (25,1%)
≥ 7 Anos	87 (21,2%)	297 (36,9%)	384 (31,6%)
Volume de Treino			
≤ 4 horas/semana	38 (9,3%)	75 (9,3%)	113 (9,3%)
5 – 9 horas/semana	184 (44,9%)	360 (44,6%)	544 (44,8%)
≥ 10 horas/semana	188 (45,8%)	372 (47,2%)	560 (46,0%)
Modalidade Esportiva			
Individual	163 (39,8%)	300 (37,2%)	463 (38,0%)
Coletiva	247 (60,2%)	507 (62,8%)	754 (62,0%)
Nível de Competição			
Internacional	31 (7,6%)	82 (10,2%)	113 (9,3%)
Nacional	114 (27,8%)	148 (18,3%)	262 (21,5%)
Estadual	180 (43,9%)	372 (46,1%)	552 (45,4%)
Regional	85 (20,7%)	205 (25,4%)	290 (23,9%)

Fonte: Os autores.

Instrumento

O *ABQ* verifica os escores de *burnout* em relação à frequência com que são experimentados os sentimentos pessoais e as atitudes do atleta diante da prática de esporte. O inventário dispõe de uma escala *Lickert* com 15 itens distribuídos igualmente em três componentes (exaustão física/emocional, reduzido senso de realização pessoal e desvalorização esportiva). Precedidos pelo enunciado “Com que frequência você se sente desta maneira?”, a cada um dos itens são atribuídos graus de intensidade crescente com disposição em um *continuum* de 1 a 5: 1 (*quase nunca*); 2 (*raramente*); 3 (*algumas vezes*); 4 (*frequentemente*); e 5 (*quase sempre*).

Os escores de cada componente são atribuídos a partir do cálculo da média aritmética das pontuações assinaladas aos cinco itens que fazem parte do componente em questão. Neste caso, nos itens equivalentes ao componente exaustão física/emocional o atleta indica com que frequência se sente física e emocionalmente desgastado e exausto em consequência das demandas de treinos e competições (ex.: *Estou exausto pelas exigências físicas e mentais do esporte*).

Os itens correspondentes ao componente reduzido senso de realização pessoal informam sobre as insatisfações quanto às habilidades e às destrezas exigidas para a prática

do esporte (ex.: *Não estou atendendo meus interesses pessoais com o esporte*). Dos cinco itens que originam este componente, em dois deles a pontuação é reversa (Item 1- *Estou realizando muitas coisas que valem a pena no esporte*; e item 14 – *Sinto-me bem-sucedido no esporte*.); assim, quanto menor a magnitude de sua pontuação, mais reduzido é o senso de realização pessoal.

Os itens que dimensionam o componente desvalorização esportiva são direcionados a apontar atitudes negativas e indiferentes diante da prática de esporte (ex.: *Tenho sentimentos negativos em relação ao esporte*). Existe possibilidade também, de atribuir um escore adicional equivalente ao Índice de *burnout*, mediante o cálculo da média aritmética do conjunto dos 15 itens que compõe o *ABQ*.

Procedimentos

O *ABQ* foi aplicado em um único momento, individualmente para cada atleta jovem e por dois pesquisadores conhecedores do inventário e treinados previamente quanto aos seus procedimentos. Procurou-se evitar a aplicação do inventário em situações em que os atletas jovens pudessem estar imerso em estresse pré ou pós-competição. Neste caso, utilizaram-se os momentos em que os atletas jovens não se encontravam em ambiente de competição ou quando eram tão somente expectadores das competições. Os atletas jovens receberam o inventário com instruções e recomendações para o seu preenchimento, não sendo estabelecido limite de tempo para o seu término. Eventuais dúvidas manifestadas pelos respondentes foram prontamente esclarecidas pelos pesquisadores que acompanhavam a coleta dos dados.

Tratamento Estatístico

Inicialmente, envolvendo toda a amostra selecionada, foram calculados valores de média e desvio-padrão, acompanhados das indicações de simetria e curtose de cada item do inventário para verificar o comportamento de normalidade univariada da distribuição. A normalidade multivariada foi analisada mediante teste de Mardia assumindo procedimento de *bootstrapping*. Na sequência, especificamente para identificar as propriedades psicométricas do *ABQ*, a amostra total foi dividida aleatoriamente em dois subconjuntos independentes de igual tamanho, assegurando a representatividade proporcional quanto à distribuição dos participantes nos estratos referente ao sexo e à idade.

No primeiro subconjunto ($n_1 = 608$) foi empregada análise fatorial exploratória (AFE), por intermédio da técnica de componentes principais com rotação ortogonal (*Varimax*). A adequação do subconjunto de dados para os procedimentos da AFE foi verificada mediante testes estatísticos de *Kaiser-Meyers-Olkin* (KMO) e esfericidade de *Bartlett*. A matriz fatorial dos escores derivada dos 15 itens foi observada mediante análise da saturação fatorial itens-fatores. Para tanto, recorreu-se as correlações bivariadas por intermédio do coeficiente de correlação de *Pearson*. Neste caso, foi assumido como critério de exclusão aqueles itens com saturação fatorial inferior a 0,40 ou que estivessem representados em mais de um fator com saturação fatorial $\geq 0,40$. Para análise da consistência interna foram empregados os cálculos de alfa de *Cronbach*, acompanhados dos valores de média, desvio-padrão e correlações bivariadas inter-fatores.

Os procedimentos da análise fatorial confirmatória (AFC) por meio do método de estimativa *Maximum Likelihood* (máxima verossimilhança) foram conduzidos com os dados reunidos no segundo subconjunto da amostra ($n_2 = 609$) com intuito de identificar indicadores de validação equivalentes à estrutura fatorial extraída mediante a AFE. Quanto aos indicadores associados à validade de construto, o ajuste entre o modelo teórico proposto e a matriz de dados foi testado mediante múltiplos critérios: razão entre qui-quadrado e graus de liberdade (χ^2/gl), *Comparative Fit Index* (CFI), *Goodness-of-Fit Index* (GFI), *Adjusted*

Goodness-of-Fit Index (AGFI) e *Root Mean Square Residual* (RMSR). Neste caso, assumiu-se que $\chi^2/\text{gl} < 3$, CFI, GFI e AGFI $\geq 0,9$ juntos com valores de RMSR $\leq 0,08$ sugerem um bom ajuste do modelo²⁶. A validade convergente foi estimada por intermédio da variância extraída média (VEM) e da confiabilidade composta (CC), em que valores de VEM $\geq 0,50$ e CC $\geq 0,70$ foram considerados indicativos de validade adequada²⁵. Adicionalmente, para estimar a invariância fatorial do modelo ajustado para uso do *ABQ* em atletas jovens de ambos os sexos e de diferentes idades foi conduzida análise multigrupo, fixando-se cargas fatoriais, variância/covariâncias e resíduos. Para identificar eventuais diferenças significativas entre os submodelos extraídos separadamente por sexo (moças versus rapazes) e idade (≤ 14 anos versus 15-16 anos versus 17 anos) foram consideradas diferenças entre valores de qui-quadrado ($\Delta\chi^2$), respectivos graus de liberdade (Δgl) e CFI (ΔCFI). Valores de $p > 0,05$ para $\Delta\chi^2$ e $\Delta\text{CFI} \leq 0,01$ foram os critérios assumidos para definir invariância fatorial²⁷. Os dados foram tratados utilizando-se os pacotes estatísticos computadorizados SPSSv20 e AMOSv20.

Resultados

Valores de média e desvio-padrão acompanhados dos índices de assimetria e curtose para cada item individualmente referente à amostra selecionada ($n = 1217$) são apresentados na Tabela 2. Os escores equivalentes aos 15 itens apresentaram distribuição de dados normal (assimetria e curtose no intervalo ± 1) e valores de média que variaram de 1,65 a 2,80, com desvios-padrão associados entre 0,67 e 1,16. A normalidade multivariada dos dados foi confirmada com índice de Mardia = 3,97.

Tabela 2. Estatística descritiva equivalente aos itens do *Athlete Burnout Questionnaire* aplicado em atletas jovens Paranaenses de ambos os sexos, 2013 ($n = 1217$).

Itens	Média	DP	Assimetria	Curtose
1. Estou realizando muitas coisas que valem a pena no esporte.	2,08	0,88	-0,89	0,82
2. Sinto-me tão cansado dos treinos que não encontro ânimo para fazer outras coisas.	2,80	1,01	0,92	0,11
3. O esforço que preciso fazer para praticar esporte poderia ser melhor aproveitado em outra atividade.	1,88	0,74	0,80	0,79
4. Sinto-me extremamente cansado com a prática de esporte.	2,76	1,16	0,84	-0,06
5. Não estou atendendo meus interesses pessoais com o esporte.	2,01	0,94	0,94	0,91
6. Não me preocupo com meu desempenho no esporte como antes.	1,91	0,79	0,91	0,18
7. Não estou desempenhando todo o meu potencial no esporte.	2,17	0,95	0,70	-0,73
8. Sinto-me “destruído” pelo esporte.	2,34	0,74	0,89	0,94
9. Não estou tão interessado no esporte como costumava estar anteriormente.	1,79	0,67	0,81	0,91
10. Sinto-me fisicamente exausto pelo esporte.	2,59	0,84	0,78	0,58
11. Sinto que estou menos preocupado em ser bem-sucedido no esporte do que tempos atrás.	2,13	1,01	0,85	-0,77
12. Estou exausto pelas exigências física e mental do esporte.	2,48	1,06	0,90	0,96
13. Não importa o que faço no esporte, não consigo resultados tão bons quanto poderia conseguir.	2,16	0,80	0,64	-0,55
14. Sinto-me bem-sucedido no esporte.	2,19	0,98	-0,65	-0,63
15. Tenho sentimentos negativos em relação ao esporte.	1,65	0,71	0,89	0,78

Fonte: Os autores

Com relação à adequação do primeiro subconjunto de dados para uso dos procedimentos da AFE, o valor do teste de KMO foi equivalente a 0,911 e o teste de esfericidade de Bartlett $\chi^2_{(348)} = 6376,3$ ($p < 0,001$), apontando para a legitimidade da realização da análise fatorial. Informações disponibilizadas pela AFE podem ser observadas na Tabela 3. Mediante análise pormenorizada da matriz fatorial verifica-se que todos os valores de r associados ao peso fatorial apontaram significância estatística ($p < 0,001$), não sendo encontrados itens com saturação fatorial $\geq 0,40$ em mais de um fator ou com saturação insuficiente. A solução fatorial da matriz de dados definiu três fatores com *eigenvalues* superior a uma unidade, cada fator composto igualmente por cinco itens, contribuindo para explicar conjuntamente por volta de 61% da variância total e comunalidades superiores a 0,43. Definição de três fatores com igual quantidade de itens em cada fator confirma proposta original do *ABQ*, recomendando, desse modo, o uso de idênticas denominações: exaustão física/emocional (fator 1), reduzido senso de realização (fator 2) e desvalorização esportiva (fator 3).

Tabela 3. Análise fatorial exploratória do *Athlete Burnout Questionnaire* aplicado em atletas jovens do Estado do Paraná, Brasil.

Itens	Fator 1: Exaustão física/emocional	Fator 2: Reduzido senso de realização	Fator 3: Desvalorização esportiva
Item 2	0,72		
Item 4	0,81		
Item 8	0,78		
Item 10	0,80		
Item 12	0,80		
Item 1		0,71	
Item 5		0,79	
Item 7		0,86	
Item 13		0,82	
Item 14		0,72	
Item 3			0,71
Item 6			0,79
Item 9			0,68
Item 11			0,74
Item 15			0,76
<i>Eigenvalues</i>	9,876	4,249	2,971
% Variância Individual	41,27	12,48	7,30
% Variância Acumulada	41,27	53,75	61,05

Fonte: Os autores.

Com relação à magnitude dos índices de consistência interna dos três fatores apontados pela estrutura fatorial, previamente aos calculados dos coeficientes alfa de *Cronbach* (α), foram conduzidas estatísticas preliminares que fundamentam suas estimativas – Tabela 4. Os valores de média encontrados variaram de 1,89 a 2,63, com desvios-padrão entre 0,59 e 0,80. A princípio, pode-se interpretar essas informações referentes à estatística descritiva como satisfatórias, considerando que o valor médio de nenhum dos fatores equivalentes aos componentes de *burnout*, isoladamente, se aproximou dos escores extremos possíveis (1 ou 5). Destaca-se, ainda, que a variabilidade dos escores individuais foi restrita,

denotando-se, portanto, alguma homogeneidade em sua dispersão, independente do componente de *burnout* considerado.

Ao procederem os cálculos dos coeficientes alfa de *Cronbach* foram identificadas dimensões equivalentes aos componentes exaustão física/emocional e desvalorização esportiva mais elevadas ($\alpha_{\text{exaustão física/emocional}} = 0,87$; $\alpha_{\text{desvalorização esportiva}} = 0,85$) que o apresentado pelo componente reduzido senso de realização pessoal ($\alpha_{\text{reduzido senso de realização pessoal}} = 0,80$). No entanto, os três valores de α encontrados sugerem índices desejáveis de consistência interna e, por sua vez, bastante similares aos encontrados por ocasião da proposição da versão original do *ABQ*. As correlações bivariadas inter-fatores apresentaram valores entre 0,50 e 0,62.

Tabela 4. Estatística descritiva, coeficiente alfa de *Cronbach* e correlações bivariadas entre componentes do *Athlete Burnout Questionnaire* aplicado em atletas jovens do Estado do Paraná, Brasil.

	Média	Desvio-padrão	Alfa de <i>Cronbach</i>	1	2
1. Exaustão física/emocional	2,63	0,80	0,87		
2. Reduzido senso de realização pessoal	2,15	0,74	0,80	0,54	
3. Desvalorização esportiva	1,89	0,59	0,85	0,50	0,62

Fonte: Os autores.

Uma vez definida a estrutura fatorial mediante procedimentos da AFE, passou-se a analisar indicadores associados à validação do modelo proposto. Para tanto, foram empregados procedimentos da AFC no segundo subconjunto da amostra. Inicialmente, com auxílio do gráfico de *Bigodes*, constatou-se a ausência de casos *outliers*, atendendo, desse modo, importante pressuposto para os procedimentos da AFC.

Por intermédio da Figura 1 visualizam-se informações equivalentes à estrutura fatorial do modelo proposto. De imediato, verifica-se que a AFC sustenta a hipótese da presença de três fatores com cinco itens em cada fator, conforme demonstrado pelos índices de ajuste equivalentes à $\chi^2 = 251,43$, $gl = 87$, $\chi^2/gl = 2,89$, CFI = 0,932, GFI = 0,928, AGFI = 0,937 e RMSR = 0,068 [IC_{90%}: 0,065 – 0,072]. Ainda, as cargas fatoriais oscilaram entre 0,67 e 0,87 acompanhadas de variâncias residuais satisfatórias, o que permite assumir, pelo viés da AFC, a validade de construto do *ABQ* para uso em atletas jovens.

Valores associados à VEM dos fatores de primeira ordem do modelo proposto foi de 0,61 para o caso da exaustão física/emocional, 0,58 para o reduzido senso de realização e 0,56 para a desvalorização esportiva. No que se refere à CC, os valores encontrados foram equivalentes a 0,81, 0,77 e 0,73, respectivamente para cada um dos fatores. Destaca-se que os valores encontrados suportam fortemente a validade convergente da solução fatorial ajustada para o *ABQ*.

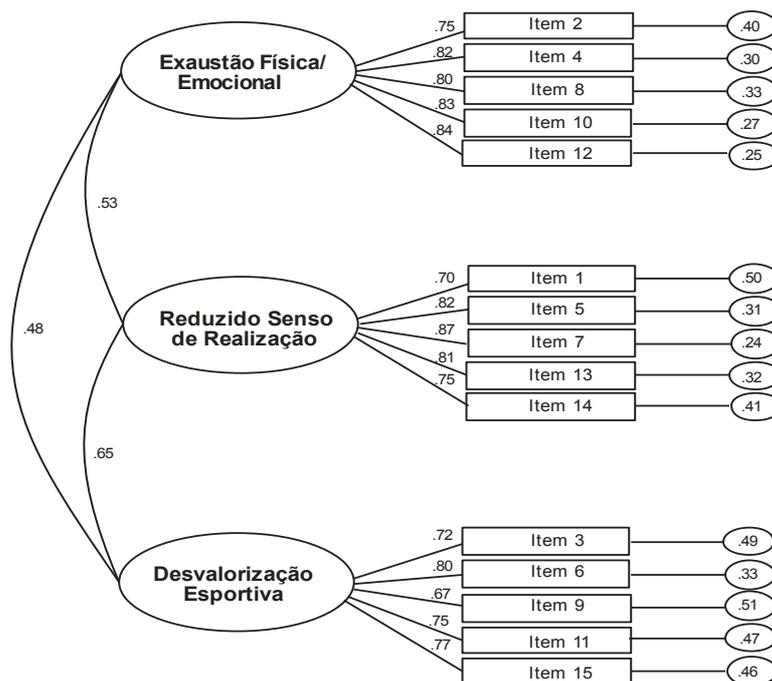


Figura 1. Estrutura fatorial do Athlete Burnout Questionnaire aplicado em atletas jovens do Estado do Paraná, Brasil. As elipses representam os componentes e os retângulos os itens do questionário. As variâncias residuais são mostradas nos círculos menores.

Fonte: Os autores.

Indicadores relacionados aos testes de invariância fatorial entre diferentes estratos associados ao sexo e à idade são disponibilizados na Tabela 5. A análise multigrupo conduzida para sexo apontou valores de $\Delta\chi^2$ e ΔCFI que revelam a existência de invariância entre moças e rapazes na estrutural fatorial do modelo considerado. De igual modo, encontraram-se indicadores que sugerem bons ajustes para os modelos que fixaram cargas fatoriais, variância/covariâncias e resíduos nos três grupos de idade (≤ 14 anos, 15-16 anos e 17 anos). Contudo, salienta-se que, mesmo se apresentando adequados, os ajustes foram mais aprimorados quando se comparou os estratos relacionados ao sexo que quando se comparou os estratos relacionados à idade.

Tabela 5. Indicadores produzidos pela análise fatorial confirmatória multigrupo para testes de invariância fatorial entre diferentes estratos relacionados ao sexo e à idade.

	χ^2	gl	$\Delta\chi^2$	Δgl	valor p	CFI	ΔCFI
Sexo							
Modelo 1	264,62	174	-	-		0,926	-
Modelo 2	273,63	188	9,01	14	> 0,05	0,926	0,000
Modelo 3	279,03	190	14,41	16	> 0,05	0,924	0,002
Modelo 4	287,30	202	22,68	28	> 0,05	0,921	0,005
Idade							
Modelo 1	269,27	174	-	-		0,921	-
Modelo 2	280,12	188	10,85	14	> 0,05	0,915	0,006
Modelo 3	286,90	190	17,63	16	> 0,05	0,914	0,007
Modelo 4	296,44	202	27,17	28	> 0,05	0,909	0,012

Modelo 1: Modelo de configuração (todos parâmetros estão livres para serem estimados); Modelo 2: Modelo em que cargas fatoriais são contrastadas; Modelo 3: Modelo em que variância/covariâncias são contrastadas; Modelo 4: Modelo em que resíduos são contrastados.

Fonte: Os autores.

Discussão

Mediante análise da estrutura fatorial do *ABQ* aplicado em atletas jovens brasileiros, constatou-se disposição semelhante a encontrada na versão original proposta por Raedeke e Smith^{8,14}, reunindo os mesmos itens em idêntica quantidade de fatores equivalentes ao *burnout*. Outro achado importante foi a confirmação da invariância fatorial, demonstrando que existem fortes indícios no sentido de que o inventário pode identificar de forma equivalente os três componentes de *burnout* em jovens de ambos os sexos e com idades ≤ 17 anos. Ainda, com valores equivalentes ao alfa de *Cronbach* superiores a 0,80 nos três componentes extraídos da estrutura fatorial, pode-se assumir que a versão traduzida para o idioma português do *ABQ* apresenta aceitável consistência interna, o que aponta sua confiabilidade para análise do *burnout* em atletas jovens no contexto brasileiro. Porém, observou-se que, em comparação com a versão original, a consistência interna de cada componente de *burnout* foi discretamente mais baixa na estrutura fatorial do *ABQ* aplicado no presente estudo.

Provável justificativa para esses achados possa estar associada às características das amostras selecionadas em um e outro estudo. Originalmente, o *ABQ* foi aplicado e validado em uma amostra de atletas universitários norte-americanos praticantes de sete modalidades individuais e coletivas, com idade média próxima de 20 anos, enquanto no presente estudo foram reunidos atletas jovens com idades ≤ 17 anos que participavam da etapa final dos Jogos da Juventude do Paraná, competição estadual que reuni participantes com experiência de competição/treino bastante diversificada. Portanto, é possível que os contextos em que ambos os estudos foram realizados possam ter definido diferenças quanto aos sentimentos pessoais e às atitudes dos dois grupos de atletas diante das demandas e exigências para prática de esporte.

Porém, destacou-se que, a amplitude de variação entre os escores mais elevado (0,87) e mais baixo (0,80) de consistência interna observada no presente estudo, foi bastante próxima da apresentada pela versão original do *ABQ* (0,91 e 0,85, respectivamente), o que sugere similar equilíbrio no nível de precisão entre os componentes de *burnout* quando de sua aplicação em atletas jovens brasileiros.

Outra opção de análise da validade de construto do *ABQ* aplicado no presente estudo é mediante as dimensões dos coeficientes de correlação inter-componentes decorrentes do modelo fatorial encontrado. Neste caso, constatou-se que a disposição dos valores de *r* entre os componentes (entre 0,48 e 0,65) acompanham tendência originalmente referida quando da proposição do *ABQ* (entre 0,52 e 0,71). O valor mais elevado foi encontrado entre os componentes reduzido senso de realização pessoal e desvalorização esportiva (0,65), seguido do valor observado entre os componentes exaustão física/emocional e reduzido senso de realização pessoal (0,53). Outros estudos apoiam estes resultados^{6,14,20,21} o que reforça a tese de que o conjunto dos componentes permite o cálculo de um índice de *burnout* mediante o uso do *ABQ*.

Entre as possíveis limitações derivadas da utilização do *ABQ*, como instrumento de coleta de dados direcionados à identificação de *burnout*, está a veracidade da frequência com que os atletas jovens experimentam sentimentos pessoais e atitudes diante da prática de esporte, considerando que as informações apresentadas no inventário são autorrelatadas. No entanto, autorrelato é o procedimento corrente em levantamentos com essas características, sendo a forma mais viável de reunir dados em estudos com este propósito. Outra limitação do estudo consiste no fato de que, mesmo que a amostra tenha sido composta por grande

quantidade de sujeitos (n=1217), a seleção não foi aleatória. Portanto, pode não ser verdadeiramente representativa da população delimitada.

Conclusões

Concluindo, o *ABQ* alcançou bom desempenho psicométrico frente à amostra do presente estudo, apresentando satisfatórios coeficientes alfa de *Cronbach* calculados para os três componentes de *burnout*. A solução fatorial gerada mediante a AFE, e validada por intermédio de indicadores produzidos pela AFC, foi similar a apresentada originalmente com confirmação de invariância fatorial entre sexo e idade. Desta maneira, a versão traduzida para o idioma português do *ABQ* aplicado no presente estudo mostrou-se promissora para utilização em futuras intervenções com objetivo de identificar *burnout* em atletas jovens brasileiros.

Como recomendações para continuidade dos procedimentos de validação do *ABQ* e sua estrutura fatorial sugerem-se estudos que possam replicar os resultados obtidos com atletas jovens que praticam outras modalidades esportivas, pertencentes a outras regiões do Brasil e com diferentes históricos de treino e competição. Apesar das indicações psicométricas satisfatórias, a versão em português do *ABQ* solicita evidências mais consistentes de validação baseadas na relação com outros construtos, como por exemplo, traços de depressão e ansiedade, estresse, motivação, prazer, estratégias de *coping*, compromisso, controle percebido e identidade. Estudos que contribuam para estabelecer pontos-de-corte voltados à classificação dos atletas jovens nas diferentes fases do processo de *burnout* também poderão fornecer informações úteis sobre sua prevalência e incidência, possibilitando, desse modo, delinear ações de intervenção mais efetivas. Recomenda-se ainda, realizar estudos longitudinais que possam analisar empiricamente a relação precursores-consequências de comportamentos e atitudes de risco, visando esclarecer implicações associadas ao aparecimento e ao desenvolvimento de *burnout*.

Referências

1. Goodger K, Gorely T, Harwood C, Lavallee D. Burnout in sport: a systematic review. *Sport Psychol* 2007;21:127-151.
2. Jayanthi, N.; Pinkham, C.; Dugas, L.; Patrick, B.; Labella, C. Sports specialization in young athletes: evidence-based recommendations. *Sports Health* 2012;5(3):251-257. Doi: 10.1177/1941738112464626.
3. Gustafsson H, Hassmén P, Podlog L. Exploring the relationship between hope and burnout in competitive sport. *J Sports Sci* 2010;28(14):1495-1504. Doi: 10.1080/02640414.2010.521943.
4. Difiori JP, Benjamin HJ, Brenner J, Gregory A, Jayanthi N, Landry Gl, Luke A. Overuse injuries and burnout in youth sports: a position statement from the American Medical Society for Sports Medicine. *British Journal of Sport Medicine* 2014;48(4):287-288. Doi: 10.1136/bjsports-2013-093299.
5. Martinent G, Decret JC, Duillet-Descas E, Isoard-Gautheur S. A reciprocal effects model of the temporal ordering of motivation and burnout among youth table tennis players in intensive training settings. *J Sports Sci* 2014;32(17):1648-1658. Doi: 10.1080/02640414.2014.912757.

6. Perreault S, Gaudreau P, Lapointe MC, Lacroix C. Does it take three to tango? Psychological need satisfaction and athlete burnout. *Int J Sport Psychol* 2007;38(4):437-450.
7. Hill AP. Perfectionism and burnout in junior soccer players. A test of the 2x2 model of dispositional perfectionism. *J Sport Exerc Psychol* 2013; 35(1):18-29.
8. Raedeke TD, Smith AL. The athlete burnout questionnaire manual. Morgantown: Fitness Information Technology; 2009.
9. Maslach C, Jackson SE. Maslach burnout inventory manual. 3.ed. Palo Alto: Consulting Psychologists Press; 1981.
10. Fender L. Athletic burnout: a sport adaptation of the Maslach Burnout Inventory. [Master thesis]. Ohio: Kent State University, USA; 1988.
11. Eades AM. An investigation of burnout of intercollegiate athletes: the development of the Eades Athlete Burnout Inventory. [Master thesis]. Berkeley: University of California; 1990.
12. Vealey RS, Armstrong L, Comar W.; Greenleaf, P. Influence of perceived coaching behaviors on burnout and competitive anxiety in female college athletes. *J Appl Sport Psychol* 1998;10(2):297-318. Doi: 10.1080/10413209808406395.
13. Raedeke TD. Is athlete burnout more than just stress? A sport commitment perspective. *J Sport Exerc Psychol* 1997;19:396-417.
14. Raedeke TD, Smith AL. Development and preliminary validation of an athlete burnout measure. *J Sport Exerc Psychol* 2001;23:281-306.
15. Cresswell SL, Eklund RC. The convergent and discriminant validity of burnout measures in sport: a multitrait/multi-method analysis. *J Sports Sci* 2006;24:209-220. Doi: <http://dx.doi.org/10.1080/02640410500131431>.
16. Lonsdale C, Hodge KJ, Rose EA. Athlete burnout in elite sport: a self-determination perspective. *J Sports Sci*, 2009;27(8):785-795. Doi: 10.1080/02640410902929366.
17. Ziemainz H, Abu-Omar K, Raedeke TD, Krause K. Burnout im sport. Zur praevalenz von burnout aus bedingungsbezogener perspektive. *Leistungssport*, 2004;34(6):12-17.
18. Altahaynet Z. The effects of coaches behaviors and burnout on the satisfaction and burnout of athletes. (Jordan). *Dissertation Abstracts International Section A. Humanities and Social Sciences* 2005;66(5-A):1689.
19. Chen LH, Kee YH. Gratitude and adolescent athletes' well-being. *Soc Indic Res* 2008;89(2):361-373. Doi: 10.1007/s11205-008-9237-4.
20. Arce C, De Francisco C, Andrade E, Seoane G, Raedeke T. Adaptation of the athlete Burnout Questionnaire in a Spanish sample of athletes. *Span J Psychol* 2012; 15(3):1529-1536. Doi: 10.5209/rev_sjop.2012.v15.n3.39437.
21. Lemyre PN, Roberts GC, Stray-Gundersen J. Motivation, overtraining, and burnout: can self-determined motivation predict overtraining and burnout in elite athletes? *Eur J Sport Sci* 2007;7(2):115-126. Doi: 10.1080/17461390701302607.
22. Alvarez D, Ferreira MR, Borim C. Validação do questionário de *Burnout* para atletas. *Rev Educ Fís UEM* 2006;17(1):27-36.
23. Gustafsson H, Kenttä G, Hassmén P, Lundqvist C. Prevalence of burnout in competitive adolescent athletes. *Sport Psychol* 2007;21(1):21-37.

24. Pires DA, Brandão MR, Silva CB. Validação do questionário de *Burnout* para atletas. *Rev Educ Fís UEM* 2006;17(1):27-36.
25. Hair J, Black W, Babin B, Anderson R, Tatham R. *Multivariate data analysis*. 6th ed. New Jersey: Pearson Educational; 2006.
26. Hu L, Bentler P. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling* 1999;6(1):1-55. Doi: 10.1080/10705519909540118.
27. Byrne BM. *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates; 2010.

Recebido em 01/04/15.

Revisado em 21/06/15.

Aceito em 20/07/15.

Autor para correspondência: Dartagnan Pinto Guedes. Rua Ildefonso Werner 177. Condomínio Royal Golf. CEP 86055-545. Londrina. Paraná. Email: darta@sercomtel.com.br