

Adaptação do ABQ para a medida do *burnout* em jovens jogadores de futebol cabo-verdianos¹

Cristina De Francisco², Euclides Lopes-Furtado³, Constantino Arce⁴

Resumo

O ABQ é um questionário elaborado com amostras constituídas por atletas dos Estados Unidos com o propósito de medir a síndrome de *burnout*. Com o presente estudo pretendeu-se fazer uma adaptação para permitir que o instrumento passe a ser utilizado em Cabo Verde, país de língua oficial portuguesa. Foi administrado o questionário a uma amostra de 400 jogadores de futebol de ambos os sexos, com idades compreendidas entre 14 e 18 anos. Utilizando a aproximação da análise fatorial confirmatória, foi definido um modelo de medida, à semelhança do original, com três constructos principais: esgotamento físico/emocional (EFE), desvalorização da modalidade desportiva (D) e reduzido sentido de realização (RSR). Os índices de ajustamento global do modelo foram satisfatórios a nível individual de cada parâmetro e a nível global. Foram, também, satisfatórios os índices de fiabilidade dos fatores. A nível do sexo foi constatado a invariância do modelo nas cargas fatoriais e nas correlações entre fatores, o que não aconteceu com os erros de medida. Em conclusão, a versão em Português do ABQ pode ser utilizado em Cabo Verde com as suficientes garantias psicométricas.

Palavras-chave: ABQ, validação fatorial, futebol.

O *burnout* começou a ser objeto de investigação em meados dos 1970 nos Estados Unidos pelo psiquiatra Herbert Freudenberger, o qual, ancorado na perspectiva médica, publicou o primeiro estudo sobre *burnout* em 1974, altura em que descreveu *burnout* como um sentimento de fracasso e exaustão provocado pela excessiva perda de energia e recursos para fazer face à sobrecarga de trabalho. Entre os sintomas que o/a profissional manifesta aparecem os comportamentos de depressão, irritabilidade, aborrecimento, falta de motivação para o trabalho, fadiga, depressão, irritabilidade, perda de motivação, rigidez e inflexibilidade na relação com os destinatários do serviço que presta, com os responsáveis e seus pares (Freudenberger, 1974).

Anos depois Maslach e Jackson (1981) propõem a definição de *burnout* que mais reúne consenso, ancorada num modelo tridimensional: (i) exaustão emocional; (ii) despersonalização; (iii) reduzido sentido de realização. Maslach, Schaufeli e Leiter (2001), sem alterarem o modelo explicativo tridimensional, reformularam o conceito de *burnout* como uma síndrome que se espelha através de três dimensões-chave, exaustão extrema, sentimentos de cinismo e distanciamento do trabalho, e uma sensação de ineficácia e a falta de realização.

A nível do desporto, os cenários que envolvem o *burnout*, são, de uma forma geral, idênticos àqueles identificados noutras áreas. Abordar sobre o *burnout* no âmbito do desporto exige falar dos trabalhos de Raedeke e colaboradores (Raedeke, 1997; Raedeke e Smith, 2001; 2009) por ter proposto a definição de *burnout* que mais reúne consenso no seio de investigadores do contexto do desporto (Goodger, Gorely, Lavallee e Harwood, 2007). Acrescenta Raedeke (1997) que o desempenho ou performance é o elemento principal para os atletas e que, por conseguinte, as dimensões do *burnout* devem ser definidas em função do desempenho desportivo. Para o mesmo autor, os atletas podem estar emocional e fisicamente exaustos das demandas psicológicas e fisiológicas que envolvem os treinos e as competições, o que significa estar perante um esgotamento físico/emocional (EFE). Já a reduzido sentido de realização pessoal, segundo o autor, reflete uma avaliação negativa que o/a atleta faz de si mesmo, especialmente em relação à sua capacidade para ter sucesso, o que significa, por sua vez, um reduzido sentido de realização de resultados (RSR). Já a resposta negativa aos destinatários de serviços ao estar focalizada na modalidade desportiva, passa a se chamar de desvalorização pela modalidade desportiva (D).

1 Investigação apresentada com o apoio do Ministério de Economia, Indústria e Competitividade (PSI2014-56935-P).

2 Universidad Católica de Murcia, Espanha

Correspondência: Cristina De Francisco Palacios, Facultad de Ciencias Sociales y de la Comunicación, Departamento de Ciencias Sociales, Jurídicas y de la Empresa, Universidad Católica de Murcia, Avda. de los Jerónimos nº135, 30107, Guadalupe, Murcia, Espanha. E-mail: cdefrancisco@ucam.edu

3 Universidade Jean Piaget, Cabo Verde

4 Universidade de Santiago de Compostela, Espanha

Em função desta definição, Raedeke e Smith (2001; 2009) elaboraram um instrumento de medida do *burnout* no desporto – o *Athlete Burnout Questionnaire* (ABQ) – que tem revelado como válido e fiável na avaliação e monitoramento da síndrome de *burnout* em atletas. Os resultados da análise fatorial confirmatória apresentam um bom nível de ajustamento ($\chi^2 = 149.7, p < 0.1$; GFI = .91; NNFI = .96; CFI = .97; RMSEA = .060). Raedeke e Smith (2001) ao verificarem a fiabilidade dos resultados, a partir dos coeficientes Alpha de Cronbach, constataram valores acima dos mínimos exigidos, para os três constructos de *burnout* em atletas, EFE, RSR e D (.88; .76, .80, respetivamente). No que respeita à fiabilidade *test-retest*, os valores foram, igualmente, adequados entre, pois oscilaram entre .86 (RSR) e .92 (EFE e D). Mais recentemente, Holmberg e Sheridan (2013), envolvendo 598 atletas americanos, encontraram valores do coeficiente Alpha de Cronbach que, também, se enquadram nos mínimos exigidos, chegando a superar os obtidos por Raedeke e Smith (2001) a nível de duas dimensões EFE (.94) e D (.88). Contudo, a nível da RSR (.70) o valor ficou aquém do obtido por Raedeke e Smith (2001). Por sua vez, merece igual destaque o estudo de Cresswell e Eklund (2006), pelo facto de terem analisado a validade convergente e discriminante do ABQ em relação ao MBI-*General Survey*, instrumento que resulta da conceptualização de *burnout* de Maslach et al. (2001). Os autores oferecem evidências de validade convergente e discriminante com altas correlações entre as subescalas teoricamente equivalentes e baixas correlações entre as subescalas não correspondentes ao nível dos dois instrumentos utilizados, bem como ao nível do constructo «depressão».

A síndrome de *burnout*, pelas consequências para o indivíduo, para a instituição e para a sociedade, de uma forma geral, é um problema que requer uma especial atenção da sociedade. Vários estudiosos sustentam que o *burnout* acarreta um conjunto de consequências para os indivíduos como baixo desempenho, problemas a nível da saúde física e psicológica como problemas emocionais (depressão, desespero, irritação, apatia, pessimismo, etc) ou cognitivos (baixa expectativa, desorientação, fraca criatividade, cinismo, alteração no autoconceito, etc.), bem como consequências sociais como isolamento, inibição profissional e mau humor constante (Goodger et al., 2007).

Em jeito de síntese, diremos que perceber em que consiste a síndrome de *burnout* e seus constructos, sem dúvida, um passo muito importante tanto para quem pratica qualquer modalidade desportiva de alta competição como para quem esteja directa ou indirectamente envolvido com o desporto. Devido às nefastas consequências que acarreta a síndrome de *burnout*, é necessário que haja um compromisso no sentido de se conhecer e dar a conhecer este fenómeno, suas causas, mas, também, essas mesmas consequências e as possíveis medidas de intervenção. Por tanto, entendemos que em Cabo Verde, o primeiro passo é dispor de um instrumento de medida, adaptado para a língua portuguesa, de

forma a permitir diagnosticar os sintomas ou casos de atletas que vêm tendo experiências *burnout* sem que saibam que estão a passar por isso e, conseqüentemente, propor medidas que possam contribuir para a melhoria do bem-estar físico e psicológico dos mesmos. Verardi et al. (2012) sustentam que «o enfrentamento adequado, quando empregado pelos atletas, pode minimizar o impacto do stress. Assim, a identificação de estratégias positivas permitirá delinear programas preventivos e de intervenção durante as fases de pré-competição e competição» (p. 312).

Essas preocupações ajudam-nos a ter argumentos para justificar a o presente estudo. Embora existe uma versão em português desenvolvida por Pires, Brandão e Da Silva (2006), atendendo as características socioculturais dos atletas brasileiros, os próprios resultados obtidos reforçam a necessidade de aprofundar sobre a adaptação do ABQ para a língua portuguesa. Aliás, pese embora, a análise fatorial exploratória ter confirmado as três dimensões de *burnout*, o agrupamento dos itens não corresponde ao cenário encontrado nos estudos originais (Raedeke e Smith, 2001). Os achados mostram a EFE com sete itens, a RSR com seis itens e a D com apenas dois itens. Pires et al. (2006) din que «tais divergências se constituíram como surpreendentes, e não há explicações concretas acerca das mesmas» (p. 33). Os autores falam dos valores de consistência interna da escala total e de cada um dos itens, e omitem os valores referentes a cada uma das três dimensões. Há elementos para se afirmar que os resultados do estudo de Pires et al. (2006) não confirmam a validade de constructo e nem a fiabilidade da versão brasileira do ABQ. É necessário realizar, por tanto, um estudo para validar e adaptar uma adequada versão portuguesa do ABQ no que se refere às suas propriedades psicométricas, permitindo que haja uma versão que reproduza fielmente a versão original. Diferentes investigadores já tiveram êxito na iniciativa de adaptar o ABQ nos seus idiomas/culturas. De entre as que são próximas ao português destacam-se as versões espanholas (Arce, De Francisco, Andrade, Seoane e Raedeke, 2012; Arce, De Francisco, Andrade, Arce e Raedeke, 2010; De Francisco, Arce, Andrade, Arce e Raedeke, 2009; Pedrosa e García-Cueto, 2012; Pedrosa, Suárez, Pérez e García-Cueto, 2011), por terem revelado um bom ajustamento do modelo, através da análise fatorial confirmatória e dos valores aceitáveis da fiabilidade. Em vários outros estudos (Pedrosa e García-Cueto, 2012; Raedeke, Arce, De Francisco, Seoane e Ferraces, 2013) foram, também, encontrados resultados que asseguram a validade convergente e discriminante das versões espanholas do ABQ.

Atendendo aos bons resultados referidos, o presente trabalho foi desenhado, tomando como referência uma destas validações, a investigação de De Francisco et al. (2009), por se tratar de um estudo que, por um lado, envolveu uma amostra constituída por jovens futebolistas espanhóis e, por outro, pelo seu pioneirismo no processo de adaptação do ABQ para o espanhol.

Método

Participantes

A amostra do presente estudo foi constituída por 400 jogadores de futebol em Cabo Verde, sendo 200 do sexo masculino e 200 do sexo feminino e cujas idades oscilam entre 14 e 18 anos. A distribuição de frequência foi idêntica para todas as idades, o que significa que foram 80 jogadores com 14 anos, 80 com 15 anos e, sucessivamente. O tamanho da amostra foi estimado com base num nível de confiança de 95.5% e um erro máximo de 5%. Os 400 inquiridos pertenciam a um total de 28 clubes ou associações desportivas. A grande maioria (86.4%) tinha já, na altura, mais de cinco anos de prática de futebol a nível competitivo. Da mesma forma apurámos que a larga maioria (91%) tinha entre três a cinco ou mais vezes de treino por semana, cujas durações variavam entre uma e duas horas por semana.

Instrumentos de medida

O instrumento incluía na sua parte inicial questões de natureza sociodemográfica e, de seguida, a versão portuguesa do ABQ. O questionário sociodemográfico incorpora questões que encetam para a recolha de dados de natureza individual ou pessoal (idade e sexo) e desportiva (modalidade que pratica, anos de prática desta mesma modalidade, clube em que pratica, categoria e nível competitivo, número e duração de treinos, entre outros, aspectos) dos atletas.

Atendendo que o original do ABQ está em inglês e ao imperativo que se coloca de seguir as normas gerais acerca da tradução e adaptação de testes propostas por Muñiz e Hambleton (2000), foi levado a cabo um processo de dupla tradução dos itens (direta e inversa). Um processo que envolveu dois professores universitários com formação em inglês. A versão portuguesa do ABQ apresenta 15 itens da original e outros nove criados para garantir a possibilidade de substituição de um ou outro item que viesse comprometer tanto a compreensão dos enunciados como a validade de constructo e a fiabilidade do questionário (Anexo). Destes nove itens, o item 22 (Creio que estou tendo um desempenho ao meu nível real de futebol) foi incorporado na versão final, substituindo o item 13 (Parece que, faça o que eu fizer, o meu desempenho no futebol não é satisfatório), que se mostrou ter causado maior incompreensão dos inquiridos.

Procedimentos

Inicialmente foi estabelecido contactos com os responsáveis de mais de 40 equipas ou associações de futebol que dispõem atletas em escalões de formação, aos quais foram explicados os propósitos da pesquisa, bem como lhes garantidos o anonimato na recolha e tratamento dos dados. Os contactos serviram, ainda, para a entrega da carta de pedido de autorização para a administração dos questionários aos atletas e para o acerto das datas em que este processo iria decorrer. Seguiu-se à fase de recolha nos locais de

treino das equipas/associações. Antes de preencherem, os atletas receberam canetas e explicações, bem como foram instados a serem autónomos, evitando ser influenciados ou influenciar um/a colega. Os dados foram tratados, seguindo as normas de privacidade e de proteção de dados em Cabo Verde. Pois, antes de preencherem os questionários, todos os atletas receberam, leram e assinaram uma carta de consentimento informado, na qual era explicado o contexto e o propósito da pesquisa. Nos casos em que os atletas que não tinham atingido a maioridade, foram os próprios encarregados de educação que assinaram por eles.

Análise de dados

Em primeiro lugar foram calculados os valores descritivos (média, desvio-padrão, assimetria e curtose) dos itens dos fatores. De seguida, foi dada uma particular atenção ao propósito de obter evidências que permitem pronunciar sobre a validade fatorial, convergente e discriminante do questionário, recorrendo à aproximação do modelo de análise fatorial confirmatório (Byrne, 2010; Fornell e Larcker, 1981) com o método de estimação ML combinado com bootstrap. Para a avaliação do ajustamento global dos modelos especificados optou-se pela razão do valor estatístico χ^2 entre os seus graus de liberdade, o índice de bondade de ajustamento (GFI), o índice de ajustamento comparativo (CFI), o índice de ajustamento não normalizado (NNFI), a raiz do erro médio quadrático de aproximação (RMSEA) e raiz do erro médio quadrático residual padronizado (SRMR). Foi assumido, desde logo, que se considera um bom ajustamento quando valores oscilarem entre 0 e 3 para a razão entre χ^2 e os seus graus de liberdade, valores superiores a .90 para GFI, valores maiores ou iguais a .95 para CFI e NNFI e, por fim, valores inferiores a .08 no que se refere à RMSEA e SRMR (Bentler, 1990; Bollen e Long, 1993; Browne e Cudeck, 1993; Jöreskog e Sörbom, 1993; Tucker e Lewis, 1973). As análises ficaram concluídas com a estimação da fiabilidade compósita do questionário (Wertz, Linn e Jöreskog, 1974) e da invariância do modelo de medida nos atletas masculinos e femininos, à luz da perspectiva dos modelos SEM (Jöreskog, 1971). O procedimento para a invariância foi seguido na especificação de um modelo-base, sem restrições na estimação de parâmetros a nível dos dois grupos. Prosseguindo, foi especificado mais três modelos, através dos quais foram assumidos restrições, de maneira sequencial, para a estimação de parâmetros: o modelo 1 foi imposto a restrição de que as cargas factoriais são iguais para ambos os grupos; o modelo 2 incorpora a restrição do modelo anterior e outra restrição que aponta para a condição de que as correlações entre os factores e as variâncias dos factores fossem também iguais em ambos os grupos; o modelo 3 incorporou todas as restrições anteriores e admitiu uma outra restrição, a de que as variâncias dos erros e as correlações entre os erros fossem iguais nos dois grupos.

Enfim, os cálculos estatísticos foram feitos com IBM SPSS Statistics, versão 20, e IBM SPSS Amos, versão 19.

Resultados

Descrição inicial das respostas aos itens da versão cabo-verdiana do ABQ

A Tabela 1 oferece a média (\bar{X}), o desvio-padrão (DP), assimetria e curtose de cada um dos itens em estudo. Os itens 16 e 19 apresentam as médias mais altas, porque es-

tão invertidos. As assimetrias são positivas, indicando que existem mais pontuações baixas do que altas, com exceção dos itens 16 e 19 que apresentam valores de assimetria negativos, apontando para o sentido contrário, que existem mais pontuações altas do que baixas. As distribuições são, na sua maioria, leptocúrticas (índices de curtose maiores que zero), com exceção dos itens 13 e 16 cujos índices de curtoses são inferiores a zero (distribuições platocúrticas).

Tabela 1

Dados descritivos dos itens e dos fatores

	Itens	Media	DP	Assimetria E. T. = .122	Curtose. E. T. = .243
EFE	2	1.74	.861	1.084	.886
	4	1.69	.922	1.419	1.724
	8	1.67	.924	1.531	2.209
	10	1.66	.825	1.268	1.414
	12	1.76	.938	1.393	1.888
	18	1.75	1.004	1.493	1.858
	21	1.70	.938	1.315	1.195
	24	1.78	.992	1.351	1.364
	D	3	1.61	.921	1.726
6		1.90	.947	1.102	1.127
9		1.62	.978	1.654	2.243
11		1.97	1.046	1.108	.819
15		1.60	.890	1.540	1.941
17		2.05	1.100	.924	.181
20		1.62	.940	1.668	2.449
23		1.66	.934	1.622	2.431
RSR		1	1.87	.940	1.091
	5	1.91	1.083	1.305	1.146
	7	1.98	1.111	1.290	1.081
	13	2.78	1.036	.152	-.171
	14	1.82	.934	1.284	1.577
	16	3.54	1.268	-.589	-.692
	19	4.07	1.150	-1.309	.975
	22	1.79	.848	1.114	1.227
	EFE	1.71	.698	1.767	3.713
D	1.74	.705	1.549	2.525	
RSR	1.87	.836	1.390	1.320	

DP = desvio padrão, E. T. = erro padrão, EFE = esgotamento físico/emocional, D = desvalorização pela modalidade desportiva; RSR = redução do sentido de realização de resultados

Análise fatorial confirmatório

Foi determinado um modelo de análise, em que a cada fator aparecem associados os cinco respetivos itens, à semelhança do instrumento original (Raedeke e Smith, 2001). Foi escolhido o método de Máxima Verossimilhança (ML) para estimativa de parâmetros e o procedimento de inicialização (*bootstrap*) para estimar os erros-padrão dos parâmetros, dado que o coeficiente de curtose multivariada foi bastante elevado (101.071, $p < .001$).

A Tabela 2 apresenta as cargas fatoriais (λ) e as variâncias dos erros (δ) com suas probabilidades associadas obtidas com *bootstrap* (1000 amostras). Todas as cargas fatoriais se revelam significativas ($p\text{-value} < .01$). O item D4 foi o que apresentou uma carga menor (.501), ao contrário o item RSR1 que exhibe o maior valor (.838).

Tabela 2
Cargas factoriais (λ) e variância dos erros (δ) do modelo de medida

Ítem	Carga factorial (λ)	p-valor	Variância do error (δ)	p-valor
EFE1	.688	.002	.527	.002
EFE2	.740	.002	.453	.002
EFE3	.682	.002	.536	.002
EFE4	.755	.002	.429	.002
EFE5	.720	.002	.482	.002
D1	.781	.003	.391	.002
D2	.501	.001	.750	.003
D3	.745	.002	.445	.002
D4	.532	.003	.717	.001
D5	.716	.003	.487	.001
RSR1	.838	.003	.297	.001
RSR2	.825	.004	.319	.001
RSR3	.778	.003	.394	.001
RSR4	.764	.002	.417	.002
RSR5	.836	.004	.300	.001

EFE= esgotamento físico/emocional, D = desvalorização pela modalidade desportiva; RSR= reduzido sentido de realização de resultados médio quadrático de aproximação, SRMR = erro médio quadrático residual padronizado

A correlação observada entre EFE e D foi de .659 ($p = .003$), entre EFE e RSR foi de .409 ($p = .001$) e entre D e RSR .539 ($p = .002$). Em relação ao ajustamento global do modelo (Tabela 3) se verificou um valor de $\chi^2_{(87)}$ de 136.378 ($p = .001$). Os restantes índices de ajustamento foram: $\chi^2/gl = 1.567$. Índice de bondade de ajustament. (*Goodness of Fit Index*; GFI) = 0.956, índice de ajustamento não normalizado (NNFI; *Non-normed fit index*) = 0.978, índice de ajustamento comparativo (*Comparative Fit Index*; CFI) = .982, raiz do erro médio quadrático de aproximação (*Root Mean Square Error of Approximation*; RMSEA) = .038 (com 90 % de intervalo de confiança; .025 -.050), erro medio quadrático residual padronizado (*Standardized Root Mean Square Residual*; SRMR) = .037.

Tabela 3
Ajustamento global do modelo de medida

Índices	Valores
χ^2	136.378 ($p = .001$)
χ^2/gl	1.567
GFI	.956
NNFI	.978
CFI	.982
RMSEA	.038
SRMSR	.037

χ^2 = qui quadrado, gl = graus de liberdade, GFI = índice de bondade de ajustamento, NNFI = índice de ajustamento não normalizado, CFI = índice de ajustamento comparativo, RMSEA = raiz do erro

Validade convergente e discriminante

Na diagonal principal da Tabela 4 encontram-se os valores da variância média extraída de cada um dos fatores e no triângulo inferior aparecem os quadrados das correlações entre fatores. Observa-se que todas as variâncias médias extraídas (VME) superam o limite mínimo recomendado (.50), um resultado que pode ser interpretado como uma evidência favorável à validade convergente do questionário (Fornell e Larcker, 1981). Observa-se que os valores das VMEs são superiores aos dos outros elementos da matriz, o que pode ser tomado como prova para a favorável à validade discriminante dos traços ou fatores do questionário.

Tabela 4
Variância média extraída e correlações entre os factores ao quadrado

	EFE	D	RSR
EFE	.619	--	--
D	.434	.579	--
RSR	.167	.290	.709

EFE= esgotamento físico/emocional. D = desvalorização pela modalidade desportiva; RSR= reduzido sentido de realização de resultados

Análise de fiabilidade

Todos os indicadores de fiabilidade calculados registaram valores acima de .70, o que significa que são satisfatórios, de acordo com Carmines e Zeller (1979) ou Nunnally (1978). Por seu turno, no que concerne à fiabilidade compósita, por um lado, em termos dos fatores individuais, temos EFE com .841, D com .794 e RSR com .904 e, por outro, a fiabilidade global com .944, incluindo os 15 itens do ABQ.

Invariância do modelo de medida nos atletas masculinos e femininos

Com o propósito de obter evidências da invariância do modelo de medida nos atletas e nas atletas, foram constituídos dois grupos, atletas do sexo masculino ($n = 200$) e atletas do sexo feminino ($n = 200$).

Na Tabela 5 constam os valores de χ^2 , os graus de liberdade, o p -value e o valor de CFI para cada um dos quatro modelos especificados. A diferença entre os modelos 1 e o modelo-base não é estatisticamente significativa ($\chi^2_{\text{dif}(12)} = 12.958$; $p > .05$). Este resultado fornece evidências favoráveis à conclusão sobre a invariância ou homogeneidade das cargas factoriais no grupo de atletas do sexo masculino e no de atletas do sexo feminino. Igualmente, não se verifica diferença estatisticamente significativa entre o modelo 2 e modelo-base ($\chi^2_{\text{dif}(18)} = 27.05$; $p > .05$), pois os valores indicam que há também invariância ou homogeneidade a nível quer das correlações entre os factores quer das variâncias dos factores em ambos os grupos de atletas.

Finalmente, a diferença entre o modelo 3 e o modelo-base é onde se constata a significância estatística ($\chi^2_{\text{dif}(33)} = 43.74$; $p < .05$), dado que os valores apontam para a não invariância ou homogeneidade entre as variâncias dos erros em ambos os grupos de atletas. Importa referirmos que, de acordo com Byrne (2010), a falta de invariância nas variâncias dos erros não é material para a validação de um modelo de medida.

Tabela 5

Modelos de medida para o estudo da invariância em função do género

Modelos	χ^2	Graus de liberdade	p -value	CFI
Base	251.524	174	<.001	.972
1	264.482	186	<.001	.972
2	278.574	192	<.001	.969
3	354.108	207	<.001	.948

$\chi^2 = \text{qui quadrado}$

Verificamos que, se ao invés da abordagem clássica χ^2_{dif} preferíssemos o critério de Cheung e Rensvold (2002) que

avalia a diferença em CFI (consideram diferentes dois modelos se a diferença entre os respectivos valores do CFI dos modelos especificados e o modelo-base for superior a .01, chegaríamos a mesma conclusão. A diferença ao nível do CFI entre o modelo 1 e o modelo base é 0, entre o modelo 2 e o modelo base é .003 e entre o modelo 3 e o modelo base é .024.

Discussão

O propósito deste estudo foi adaptar o ABQ à realidade sociocultural cabo-verdiana, a começar pela sua tradução para o português, por esta ser a língua oficial do país, a língua que ocupa a sexta posição a nível mundial e a terceira entre as línguas europeias, apenas superada pelo inglês e espanhol. Para cada constructo, a par dos 15 itens originais traduzidos e adaptados, foram criados outros três por factor para assegurar a possível a substituição do/s item/itens que revelasse/m resultados não esperados. Apenas o item 13 (Parece que, faça o que eu fizer, o meu desempenho no futebol não é satisfatório) revelou a necessidade de substituição ou troca pelo item 22 (Creio que estou tendo um desempenho ao meu nível real de futebol), tendo em conta dificuldade de compreensão que colocou aos atletas. O item incorporado espelha uma adaptação de um dos itens alternativos que Raedeke e Smith criaram no quadro da construção do ABQ original, bem como os sugeridos por De Francisco et al. (2009), aquando da adaptação preliminar do ABQ nos jovens atletas futebolistas espanhóis.

A versão portuguesa do ABQ com esta única modificação replica a estrutura trifatorial da versão original de Raedeke e Smith (2001), o que não aconteceu com a versão em português anterior (Pires et al., 2006), na qual vários itens não funcionaram bem nas suas respetivas dimensões. Esta versão apresenta bons indicadores de ajustamento ao modelo, superando os obtidos na utilização da versão original estadunidense. As análises confirmaram as validades convergente e discriminante e apresentam evidências da invariância do modelo. Esta nova versão do ABQ evidencia bons níveis de fiabilidade, pois apresenta valores que, também, superam os obtidos com a versão portuguesa do Brasil.

Os resultados, para além de estarem em sintonia com os obtidos com a versão original e outras adaptações, envolvendo atletas de diferentes modalidades, são equiparáveis a outras versões do instrumento, envolvendo atletas de futebol espanhóis (Arce et al., 2010; De Francisco et al., 2009; Pedrosa et al., 2011). É possível identificar algumas limitações neste estudo. Por agora, destaca o facto de só ter abrangido atletas de escalão de formação de uma única modalidade. No obstante, Davies e Armstrong (1991) tinham defendido que aos 16 anos alguns adolescentes podem evidenciar fortes tendências para o abandono, em definitivo, da prática desportiva, devido a pressões, dado que justifica a seleção

de jovens atletas para este estudo. Além disso, embora se reconheça que o estudo foi realizado com uma amostra e num contexto específicos (jovens futebolistas de um país lusófono), o instrumento evidencia adequadas propriedades psicométricas, melhores inclusive àquelas referidas ao nível do estudo preliminar de De Francisco et al. (2009), envolvendo jovens atletas de fútbol, no qual tanto os índices de ajustamento do modelo ($\chi^2/\text{gl}= 2.06$; RMSEA =.08; SRMR =.10; GFI= .86; CFI= .91; NNFI= .89) como os valores de fiabilidade (EFE= .71; D= .74; RSR= .79) foram inferiores aos obtidos no presente estudo.

No obstante, é necessário realizar mais estudos em Cabo Verde, envolvendo, quer outras modalidades desportivas colectivas e/ou individuais. Aliás, De Francisco et al. (2009) reconheceram esta necessidade, pois posteriormente adaptaram o ABQ, inicialmente validado em jogadores de futebol, a outras modalidades desportivas (Arce et al., 2012). A realização de mais estudos sobre *burnout* em Cabo Verde é uma condição sine qua non para se pôr cobro ao défice de estudos existentes no país, para uma maior divulgação dessa problemática e dos seus contornos na vida dos atletas.

Anexo

Itens da versão original traduzidos para português, e itens alternativos

	Enunciados originais	Dimensão
1	Estou conseguindo muitas coisas que valem a pena no futebol	RSR
2	Sinto-me tão cansado devido aos treinos que tenho dificuldades em recuperar energia para outras coisas.	EFE
3	O esforço que faço ao praticar desporto seria melhor aproveitado noutras coisas.	D
4	Sinto-me extremamente cansado com a minha dedicação ao futebol.	EFE
5	Sinto que estou a alcançar muito no desporto.	RSR
6	O meu desempenho no desporto preocupa-me menos que antes.	D
7	Sinto que estou a desempenhar todo o meu potencial no desporto.	RSR
8	A prática de desporto deixa-me esgotado.	EFE
9	O desporto já não me interessa tanto como antes.	D
10	Sinto-me fisicamente exausto pelo desporto.	EFE
11	Preocupo-me menos com o ser bem-sucedido no desporto do que antes.	D
12	Sinto-me exausto devido às exigências mentais e físicas do desporto	EFE
13	Parece que, faça o que eu fizer, o meu desempenho no desporto não é satisfatório.	RSR
14	Sinto que sou um atleta com sucesso no desporto.	RSR
15	Tenho sentimentos negativos em relação ao desporto.	D
	Enunciados alternativos	Dimensão
16	Tenho evoluído muito pouco no desporto.	RSR
17	Tenho dúvidas se o desporto merece todo o tempo que tenho dedicado.	D
18	Sinto-me fisicamente desgastado pelo desporto.	EFE
19	Sinto que as coisas me têm saído bem no desporto.	RSR
20	Estou a perder tempo a praticar desporto.	D
21	Sinto-me esgotado pelas exigências mentais e físicas do desporto.	EFE
22	Creio que estou tendo um desempenho ao meu nível real de desporto.	RSR
23	Desporto já perdeu a importância para mim.	D
24	Os treinos de desporto deixam-me sem forças para fazer outras coisas.	EFE

EFE= esgotamento físico/emocional. D = desvalorização pela modalidade desportiva; RSR= reduzido sentido de realização de resultados

Adaptación del ABQ para la medida del burnout en jóvenes jugadores de fútbol cabo-verdianos

Resumen

El ABQ es un cuestionario elaborado con muestras de deportistas de los Estados Unidos para la medida del síndrome de *burnout* en deportistas. Con el presente estudio se pretendió hacer una adaptación para que pudiera ser utilizado en Cabo Verde de habla portuguesa. Se administró el cuestionario a una muestra de 400 futbolistas de ambos sexos y con edades comprendidas entre los 14 y los 18 años. Utilizando la aproximación del análisis factorial confirmatorio, se especificó un modelo de medida a semejanza del original tomando los ítems como indicadores de tres factores primarios: agotamiento físico/emocional (AFE), devaluación (D) y reducida sensación de logro (RSL). Los índices de ajuste fueron satisfactorios a nivel individual de cada parámetro y a nivel global. También fueron satisfactorios los valores de fiabilidad de los factores. Respecto al género de los deportistas, se obtuvo evidencia de invariancia del modelo en las cargas factoriales y en las correlaciones entre factores, pero no entre los errores de medida. En conclusión, la versión portuguesa del ABQ puede ser utilizada en Cabo Verde con las suficientes garantías psicométricas.

Palabras clave: ABQ, validación factorial, fútbol.

Adaptation of ABQ for the burnout measurement burnout in young Cape Verdean soccer players

Abstract

The ABQ is a questionnaire to measurement of athlete burnout. It was elaborated with the responses of athletes of United States. The present study was the objective of adapt the ABQ to sport context of Cape Verde with Portuguese language. The Portuguese version of ABQ was administered to a sample of 400 soccer players of both sexes and with ages between 14 and 18 years old. A model with three factors as the original was specified using confirmatory factor analysis: physical/emotional exhaustion (PEE), sport devaluation (SD), reduced sense of accomplishment and (RSA). Overall fit of the model, fit individual parameters and values of reliability were satisfactory. Regarding to the gender of athletes, evidence of invariance model was confirmed in factorial loads and in correlations between factors, but not in measurement errors. In conclusion, this study shows that Portuguese version of ABQ can be used in Cape Verde with sufficient psychometric guarantees.

Keywords: ABQ, factor validation, soccer.

Referências

- Arce, C., De Francisco, C., Andrade, E., Arce, I. e Raedeke, T. (2010). Adaptación española del Athlete Burnout Questionnaire (ABQ) para la medida del burnout en futbolistas. *Psicothema*, 22(2), 250-255.
- Arce, C., De Francisco, C., Andrade, E., Seoane, G. e Raedeke, T. D. (2012). Adaptation of the Athlete Burnout Questionnaire (ABQ) in a Spanish sample of athletes. *Spanish Journal of Psychology*, 15, 1529-1536
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS*. New York: Psychology Press.
- Carmines, E.G. e Zeller, R.A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Cheung, G. W. e Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5.
- Cresswell, S. L. e Eklund, R. C. (2006). The convergent and discriminant validity of burnout measures in sport: A multi trait/multi-method analysis. *Journal of Sport Sciences*, 24, 209-220. doi: 10.1080/02640410500131431.
- De Francisco, C., Arce, C., Andrade, E., Arce, I. e Raedeke, T. (2009). Propiedades psicométricas preliminares de la versión española del Athlete Burnout Questionnaire en una muestra de jóvenes futbolistas. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 9, 45-56.
- Fornell, C. e Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 27, 39-50.
- Freudenberger, H. (1974). Staff burnout. *Journal of Social Issues*, 30, 159-165.
- Goodger, K, Gorely, T., Lavallee, D. e Harwood, C. (2007). Burnout in Sport: a Systematic Review. *The Sport Psychologist*, 21, 127-151.
- Holmberg, P. M. e Sheridan, D. A. (2013). Self-Determined Motivation as a Predictor of Burnout Among College Athletes. *The Sport Psychologist*, 27, 177-187.
- Jöreskog, K. G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36, 409-426.
- Maslach, C. e Jackson, S. E. (1981). *MBI: Maslach Burnout Inventory Manual*. Palo Alto CA: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B. e Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397-422.
- Muñiz, J. e Hambleton, R. (2000). Adaptación de los tests de unas culturas a otras. *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, 2(2), 129-149.

- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.
- Pedrosa, I. e García-Cueto, E. (2012). Adaptación al español del Athlete Burnout Questionnaire (ABQ) en una muestra española de deportistas. *Ansiedad y Estrés*, 18, 155-166.
- Pedrosa, I., Suárez, J., Pérez, B. e García-Cueto, E. (2011). Adaptación preliminar al castellano del Athlete Burnout Questionnaire en futbolistas. *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 16, 35-49.
- Pires, D. A., Brandão, M. R. F. e Da Silva, C. B. (2006). Validação do Questionário de Burnout para Atletas. *Revista da Educação Física/UEM (Maringá)*, 17, 27-36.
- Raedeke, T. D. (1997). Is athlete burnout more than just stress? A sport commitment perspective. *Journal of Sport eExercisePsychology*, 19, 396-417.
- Raedeke, T. D., Arce, C., De Francisco, C., Seoane, G. e Ferraces, M. J. (2013). The construct validity of the Spanish version of the ABQ using a multitrait/multimethod approach. *Anales de Psicología*, 29, 693-700.
- Raedeke, T. D. e Smith, A. L. (2001). Development and preliminary validation of an athlete burnout measure. *Journal of Sport Exercise Psychology*, 23, 281-306.
- Raedeke, T. D. e Smith, A. L. (2009). *The Athlete Burnout Questionnaire Manual*. Morgantown: Fitness Information Technology.
- Verardi, C. E. L., Miyazaki, M. C. O. S., Nagamine, K. K., Lobo, A. P. S. e Domingos, N. A. M. (2012). *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 29, 305-313.
- Wertz, C., Linn, R. e Jöreskog, K. (1974). Intraclass reliability estimates: Testing structural assumptions. *Educational and Psychological Measurement*, 34(1), 25-33.