

Propriedades psicométricas da versão brasileira do TOPS2

Psychometric properties of the Brazilian version of the TOPS2

FERNANDES - GIMENES MARCOS¹, VASCONCELOS - RAPOSO JOSÉ ²
Y FERNANDES - HELDER MIGUEL³

Endereço de correspondência:

Marcos Fernandes - Gimenes

Departamento de Ciências da Saúde

Universidade Estadual de Santa Cruz

Campus Soane Nazaré de Andrade, Km 16 Rodovia Ilhéus-Itabuna

CEP- 45662-900

Ilhéus-Bahia- Brasil

e-mail: gimenes@uesc.br

1 Universidade Estadual de Santa Cruz, Ilhéus – Brasil.

2 Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Vila Real – Portugal

3 Centro de Investigação em Desporto, Saúde e Desenvolvimento Humano; Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Vila Real – Portugal.

RESUMO

O presente estudo tem como objetivos: i) traduzir e adaptar para o contexto brasileiro (equivalência semântica/conceitual e validade de conteúdo) o TOPS2; ii) verificar as suas propriedades psicométricas (fidelidade e validade fatorial); e iii) examinar o efeito do contexto, sexo, tipo de desporto, nível competitivo e idade no uso das habilidades psicológicas. A amostra foi constituída por 540 sujeitos (423 homens e 117 mulheres). A fidelidade dos fatores variou entre 0.50 e 0.82. Os resultados das CFA indicaram uma versão reduzida (39 itens) do TOPS2, aceitando covariâncias entre erros residuais de alguns itens do instrumento, como a melhor representação estrutural dos dados analisados. A análise multivariada revelou que os efeitos do contexto, sexo, tipo de desporto, nível competitivo e idade foram significativos na utilização das habilidades psicológicas. Estes resultados sugerem que o TOPS2 possui propriedades psicométricas adequadas para ser utilizado em atletas brasileiros, embora sejam necessários estudos adicionais de validação.

Palavras-chaves: Habilidades psicológicas; propriedades psicométricas; TOPS2.

ABSTRACT

The present study aims: i) to translate and adapt the TOPS2 to the Brazilian context (semantic equivalence/conceptual and content validity) ii) to examine its psychometric properties (fidelity and factorial validity), and iii) to examine the effects of context, gender, type of sport, competitive level and age in the use of psychological skills. The sample consisted of 540 subjects (423 male and 117 female). The fidelity of the factors varied between 0.50 and 0.82. The results indicated the AFC a reduced version (39 items) of TOPS2, accepting covariances between residual errors of some items of the instrument, as the best structural representations of the data analyzed. Multivariate analysis revealed that the effects of context, gender, type of sport, competitive level and age were significant in the use of psychological skills. These results suggest that the TOPS2 presents psychometric properties for use in Brazilian athletes, although further studies are recommended.

Keywords: Psychological skills; psychometric properties; TOPS2

Propriedades psicométricas do TOPS2 em atletas brasileiros

O estudo e avaliação das habilidades psicológicas em situação de treino e competição têm constituído uma das principais áreas de investigação e intervenção na psicologia do desporto, procurando-se identificar as habilidades psicológicas que são mais relevantes para o rendimento desportivo. De acordo com Vealey (1988), o termo habilidades psicológicas refere-se a competências que facilitam o desempenho e promovem uma abordagem positiva para a competição esportiva. Estas habilidades podem ser desenvolvidas através de técnicas e estratégias que são denominados por *psychological skills training* (PST). Para este efeito, múltiplos instrumentos de avaliação foram desenvolvidos, como por exemplo: *Psychological Skills Inventory for Sport* (PSIS: Mahoney, Gabriel, & Perkins, 1987); *Athletic Coping Skills Inventory* (ACSI-28: Smith, Schutz, Smoll, & Ptacek, 1995); *Ottawa Mental Skills Assessment Tool* (OMSAT-3: Durand-Bush, Salmela, & Green-Demers, 2001); e o *Test of Performance Strategies* (TOPS: Thomas, Murphy, & Hardy, 1999).

Segundo Weinberg e Gould (2010), o TOPS tende a ser um dos mais populares testes utilizados no âmbito da psicologia do desporto, tendo o mérito de avaliar simultaneamente um

conjunto diversificado de habilidades psicológicas, tanto em situação de treino como em competição. Contudo, vários problemas de medida foram identificados num estudo posterior de Lane, Harwood, Terry e Karageorghis (2004) com relação à sua validade fatorial. Este estudo teve como objetivos verificar a estrutura fatorial do TOPS em atletas adolescentes, utilizando a análise fatorial confirmatória (AFC) e examinar as diferenças de uso das habilidades psicológicas em situação de treino ou competição. Os resultados revelaram suporte parcial para o modelo dos fatores psicológicos em situação de competição (TLI = 0.88, RCFI = 0.92 e RMSEA = 0.05) e mínimo suporte para o modelo dos fatores psicológicos em situação de treino (TLI = 0.81, RCFI = 0.86 e RMSEA = 0.06). Quando aplicados os procedimentos de AFC separadamente nos fatores, os resultados revelaram que alguns fatores psicológicos em situação de competição (automatização, definição de objetivos, relaxamento e diálogo interno) apresentaram bons índices de ajustamento, enquanto outros (ativação, controle emocional, imagética e pensamentos negativos) revelaram problemas de medida. Já no que se refere à situação de treino, os fatores psicológicos controle atencional, controle emocional, definição de objetivos, imagética e diálogo interno, apresentaram índices de ajustamento aceitáveis, enquanto a ativação, automatização e relaxa-

mento não apresentaram bons índices de ajustamento. No que diz respeito à fidelidade, os autores concluíram que ela foi suportada em todos os fatores psicológicos em situação de competição e na maioria dos fatores psicológicos, em situação de treino, com a exceção do fator psicológico ativação ($\alpha = 0.57$). Já com relação ao efeito do contexto (treino ou competição) na utilização das habilidades psicológicas, os resultados demonstraram que os atletas fazem um maior uso de estratégias psicológicas (ativação, automatização, controle emocional, definição de objetivos, imagética e relaxamento) nas competições do que nos treinos. Em posse desses resultados, os autores concluíram que a validade fatorial do TOPS, para uso com adolescentes, era questionável sendo necessários futuros estudos centrados nesta problemática.

Perante o exposto, Hardy, Roberts, Thomas e Murphy (2010) tiveram como propósito examinar a integridade estrutural do TOPS e melhorar este instrumento. Preliminarmente, estes autores realizaram um estudo piloto no qual atletas norte americanos ($n = 520$) responderam ao TOPS. Os resultados das AFC, efetuadas em fatores isolados ou em fatores emparelhados (correlacionados), revelaram problemas em certas escalas da situação de treino (controle emocional, pensamentos negativos e ativação) e de competição (ativação, automatização, ativação e controle atencional). Na fase seguinte,

com o objetivo de resolver os problemas identificados (no estudo piloto) e desenvolver uma versão melhorada do questionário, uma amostra de atletas australianos, norte-americanos e britânicos ($n = 565$) responderam a uma nova versão inicialmente constituída pelos 64 itens originais adicionados a 44 novos itens e uma nova dimensão (distração). O conjunto de novos itens foi desenvolvido por dois dos quatro autores após uma aprofundada revisão teórica dos construtos em causa. Para a seleção dos itens mais adequados foi adotada uma estratégia analítica baseada na eliminação de itens que não cumpriam um dos seguintes critérios: a) saturação do item no respetivo fator superior a 0.40; b) residuo estandardizado menor que 3.00; e c) baixos índices de modificação associados ao item. Esta estratégia resultou numa versão final de 68 itens que foi denominada de TOPS2. Os resultados da aplicação dos procedimentos de AFC revelaram bons índices de ajustamento tanto para as escalas da situação de competição (SRMR = 0.05; RMSEA = 0.04; NNFI = 0.98 e CFI = 0.98) como de treino (SRMR = 0.06; RMSEA = 0.05; NNFI = 0.96 e CFI = 0.97). No entanto, a nova dimensão proposta (distração) apresentou baixa saturação de seus itens e baixos níveis de confiabilidade, pelo que foi removida de futuras análises. Posteriormente, uma amostra de atletas australianos ($n = 277$) responderam ao TOPS2 na sua versão de 64

itens (tendo sido subtraída a dimensão distração), com o objetivo de confirmar a sua estrutura fatorial. Os procedimentos de AFC revelaram bons índices de ajustamento para os fatores de competição (SRMR = 0.06; RMSEA = 0.05; NNFI = 0.97 e CFI = 0.97) e de treino (SRMR = 0.06; RMSEA = 0.04; NNFI = 0.96 e CFI = 0.96). Perante estes resultados, os autores concluíram que o TOPS2 pode ser utilizado como instrumento de pesquisa para responder a questões relacionadas a competências psicológicas em situação de competição e de treino, sendo, no entanto, sugerido que futuras pesquisas também testem a viabilidade da nova dimensão distração.

Deste modo e considerando o fato de que: i) a validação de um instrumento psicométrico ser um processo contínuo, ii) o TOPS2 atingiu, no seu processo de desenvolvimento, a necessidade da tradução e adaptação para outras culturas (Hardy et al., 2010) e iii) não existem investigações de validação deste instrumento em amostras brasileiras, julga-se pertinente realizar estudos com o propósito de colmatar a lacuna relacionada com a validade fatorial da versão brasileira do TOPS2. Perante o exposto e dado este instrumento resultar da tradução de outra língua, também é necessário investigar a equivalência semântica/conceitual entre as diferentes versões. Assim, o presente estudo têm como objetivos: i) traduzir e adaptar para o

contexto brasileiro a versão de 68 itens do TOPS2 (equivalência semântica/conceitual e validade de conteúdo); ii) verificar a sua validade de conteúdo; iii) investigar as suas propriedades psicométricas (confiabilidade e validade fatorial); iv) examinar o efeito do contexto (treino vs competição) no uso das habilidades psicológicas; e, v) examinar o efeito do sexo, tipo de desporto (individual vs coletivo), nível competitivo (municipal/estadual vs regional/nacional) e idade no uso das habilidades psicológicas em situação de treino e competição.

MÉTODO

Amostra

A amostra total do estudo foi composta por 540 sujeitos, sendo 444 atletas de diversas modalidades e 96 estudantes universitários de um curso de educação física com mais de um ano de experiência desportiva competitiva.

A amostra foi constituída por 423 indivíduos do sexo masculino com idades compreendidas entre 16 e 49 anos (M idade = 24.77, DP = 6.99) e 117 indivíduos do sexo feminino com idades compreendidas entre 16 e 44 anos (M idade = 24.22, DP = 6.52). Os participantes tinham entre 1 e 40 anos de experiência competitiva (M = 6.87, DP = 5.68). Não se verificaram diferenças significativas entre sexos para as variáveis idade e experiência competitiva

($p > 0.05$). Quando analisada a modalidade desportiva praticada, obteve-se a seguinte distribuição: futebol de campo ($n = 146$), futebol de salão ($n = 111$), voleibol ($n = 79$), handebol ($n = 47$), basquetebol ($n = 37$), desportos de combate ($n = 73$), surfe ($n = 4$), ténis ($n = 5$), triatlo ($n = 1$), natação ($n = 17$), corrida ($n = 7$), motocross ($n = 12$) e hipismo ($n = 1$). De um modo geral, 120 atletas praticavam modalidades esportivas individuais, enquanto 420 atletas praticavam modalidades esportivas coletivas. Relativamente ao nível competitivo, 136 atletas afirmaram participar em competições de nível municipal/estadual, enquanto os restantes 404 atletas participavam em competições de nível regional/nacional.

Instrumento

O Test of Performance Strategies-2 (TOPS2) é um instrumento de autorrelato e foi desenvolvido por Hardy et al. (2010), a partir do TOPS (Thomas, Murphy, & Hardy, 1999), sendo constituído por um total de 68 itens distribuídos em duas escalas que avaliam as habilidades psicológicas em situação de treino ou competição. A escala de habilidades psicológicas no treino é composta por oito fatores: definição de objetivos (itens: 1, 23, 30 e 34), controle emocional (14, 36, 50 e 65), automatização (18, 43, 47 e 59), relaxamento (5, 10, 46 e 66), diálogo interno (2, 11, 27 e 29), imagética (3,

8, 24 e 39), controle atencional (4, 13, 25 e 28) e ativação (42, 52, 55 e 68). A escala de habilidades psicológicas na competição é composta por nove fatores: definição de objetivos (itens: 6, 16, 17 e 26), controle emocional (37, 38, 45 e 48), automatização (40, 56, 60 e 62), relaxamento (41, 54, 57 e 61), diálogo interno (15, 20, 22 e 33), imagética (12, 21, 31 e 35), pensamentos negativos (7, 9, 19, 32), ativação (44, 53, 58 e 63) e distração (49, 51, 64 e 67). As afirmações foram respondidas de acordo com uma escala do tipo *Likert* de cinco pontos que tem como objetivo medir a frequência desses constructos (1 = nunca a 5 = sempre). Os escores da cada fator são somados e divididos por quatro, resultando em um escore por fator que pode variar de 1 a 5. Antes da análise estatística propriamente dita, foi invertida a pontuação dos seguintes itens: 4, 14, 19, 28, 34, 37, 38, 45, 47, 48, 50, 51, 52, 64 e 65.

Tradução e adaptação cultural

A primeira etapa consistiu na tradução/retrotradução (método de back-translation) do instrumento (Brislin, 1970). Este procedimento contou com a colaboração de dois especialistas bilíngues e doutores em Psicologia. Num primeiro momento, um especialista fluente em ambas as línguas traduziu o instrumento do inglês para português do Brasil; posteriormente outro especialista traduziu o instrumento do

português do Brasil para o inglês sem consultar a versão original. O resultado foram duas versões do instrumento, uma em cada língua. Num segundo momento, os especialistas se reuniram para avaliar e realizar as modificações na versão preliminar. A versão em inglês foi comparada com a versão original, tendo-se verificado uma equivalência semântica e de conteúdo na grande maioria dos itens. A versão da língua portuguesa foi revisada em quatro itens e correções foram realizadas com relação à especificidade de alguns termos técnicos, de modo a ser assegurado o consenso entre especialistas e não existirem incompatibilidades com a versão original. Esta consulta também serviu para se analisar a forma e conteúdo dos itens em termos de clareza, compreensibilidade e adequação (Almeida & Freire, 2003).

Validade de conteúdo

Numa segunda etapa, a avaliação da validade de conteúdo foi verificada por um comitê constituído por três doutores em psicologia com experiência na área de pesquisa. Num primeiro momento, foi solicitado individualmente aos integrantes do comitê que indicassem a sua concordância ou não em relação à inclusão dos itens nos seus respectivos fatores. Num segundo momento foi calculado a percentagem de pertinência e concordância

dos itens nos seus respectivos fatores, tendo por base as avaliações do comitê numa escala de 10 pontos (1 = nada pertinente/importante a 10 = extremamente pertinente/importante). Este processo permitiu o cálculo do índice de validade de conteúdo (IVC) (Waltz, Strickland, & Lenz, 1991), tendo-se obtido valores médios superiores a 80% para todos os itens, o que suporta a adequação/inclusão dos itens nos seus respectivos fatores.

Procedimentos

Após a devida autorização dos organizadores das competições e dos técnicos para a coleta de dados, os atletas foram informados dos objetivos da investigação e assinaram um termo de consentimento livre e esclarecido (TCLE), sendo garantidos o anonimato e a confidencialidade de todos os dados recolhidos. Aos atletas menores de 18 anos foi solicitado que um responsável maior de idade assinasse o TCLE. O preenchimento do questionário decorreu em ambiente calmo e sereno, de forma isolada ou em pequenos grupos de 5-10 atletas, e ocorreu aproximadamente uma hora antes do início das competições.

O presente estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa (Protocolo 425/2010) da Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC), de acordo com a Resolução CNS/MS n. 196/1996.

Análise Estatística

De início, foi verificada a estatística descritiva das variáveis, através da média, desvio-padrão, mínimo e máximo. Para verificar a assimetria da distribuição das médias foram utilizados os coeficientes assimetria (*skewness*) e achatamento (*kurtosis*), sendo considerados valores aceitáveis os verificados no intervalo de -1 e $+1$. Posteriormente, foi calculada a consistência interna dos fatores através do alfa de *Cronbach*. Para examinar o efeito do contexto (treino vs competição) na utilização das habilidades psicológicas foi utilizado o teste estatístico *MANOVA* para medidas repetidas. Para examinar o efeito do sexo, nível competitivo e tipo de desporto na utilização das habilidades psicológicas efetuámos uma *MANOVA* a um fator fixo. A relação entre a idade e os factores do TOPS2 foi analisada através dos coeficientes de correlação de *Pearson*. Estas análises foram efetuadas no SPSS 16.0, sendo mantido o nível de significância em 5% ($p < 0.05$).

A AFC (AMOS 16.0) foi utilizada para testar os modelos, utilizando-se o método de estimação *maximum likelihood* e respeitando-se um número mínimo de 5 observações por item (Ding, Velicer, & Harlow, 1995). Após a especificação e estimação do modelo, a sua adequação foi avaliada por um conjunto de índices de ajustamento/adequação. O valor de χ^2 (Qui-quadrado)

indica ajustamento quando o valor não é significativo ($p > 0.05$). No entanto, esse teste é sensível ao tamanho da amostra, ou seja, em amostras numerosas o valor tende a ser significativo, embora o modelo possa estar ajustado aos dados. Jöreskog e Sörbom (1989) sugeriram uma razão do Qui-quadrado pelos graus de liberdade (*df*), representado por χ^2/df , pelo que Ullman (2001) sugere valores abaixo de 2.0 como aceitáveis. Adicionalmente, foram utilizados os seguintes índices de ajustamento: a) CFI (*Comparative Fit Index*) e GFI (*Goodness Fit Index*) podendo os seus valores variar de 0 a 1. Segundo Bentler e Bonnet (1980), valores acima de 0.90 representam um ajuste adequado para o modelo. Mais recentemente, Hu e Bentler (1999) sugeriram um ponto de corte de 0.95 como indicativo de um bom ajustamento do modelo; b) RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), em que valores menores que 0.08 indicam uma adequação aceitável (Browne & Cudeck, 1993), embora Hu e Bentler (1999) tenham sugerido um ponto de corte de 0.06.

RESULTADOS

Propriedades psicométricas

As médias dos valores das respostas dos itens situaram-se entre 1.74 $\pm$ 0.91 (item 19) e 3.93 $\pm$ 1.05 (item 60). Os valores de normalidade univaria-

da (skewness e kurtosis) tenderam a situar-se num intervalo associado a uma distribuição normal, com algumas exceções (itens 7, 15 e 19). Contudo, em nenhum desses casos, os valores dos itens ultrapassaram o intervalo de -1.5 a $+1.5$.

Análise Fatorial Confirmatória

Foram testados 28 modelos de medida através de AFC, nomeadamente 14 modelos para situação de treino e 14 modelos para a situação de competição.

Os dois primeiros modelos contemplaram uma estrutura unidimensional para ambas as situações (treino e competição) (Modelos 1 e 2). O segundo e o terceiro modelos testados foram os originais, constituídos de oito dimensões para situação de treino (Modelo 3) e nove dimensões para a situação de competição (Modelo 4).

Seguidamente foi adotada a metodologia proposta por Hardy et al. (2010) de excluir os fatores que apresentaram baixos índices de confiabilidade no presente estudo. Deste modo, os próximos cinco modelos testados (5, 7, 9, 11 e 13) para a situação de treino seguiram a estratégia de remover, respetivamente, os

seguintes fatores: imagética, controle atencional, controle emocional, automatização e ativação. Para a situação de competição, três modelos testados (6, 8, 10) seguiram a estratégia de remover, respetivamente, os seguintes fatores: distração, pensamentos negativos e diálogo interno. Os modelos 12 e 14 foram constituídos por sete fatores, contemplando a eliminação conjunta dos construtos distração e diálogo interno, e distração e pensamentos negativos, respetivamente.

Em virtude dos primeiros modelos testados (do 1 ao 14) não terem alcançado índices satisfatórios de ajustamento, procedeu-se a reespecificação dos modelos com a eliminação dos itens (Moreira, Almeida, Sampaio, & Almeida, 1998) que diminuíam a confiabilidade de cada fator ou com menor saturação nesse fator específico para ambas as situações (*loadings* inferiores a 0.30) (modelos 15 e 16). Dessa forma, o modelo 15 para a situação de treino contemplou a eliminação dos itens 3, 4, 11, 14, 34, 47, 52 e 66, enquanto o modelo 16 para a situação de competição contemplou a eliminação dos itens 6, 12, 19, 22, 48, 51, 60, 61 e 63. Os índices de ajustamento resultantes da AFC são apresentados no quadro 1.

Quadro 3. Análise comparativa dos fatores do TOPS2 em função do contexto (treino vs competição)

Modelos	χ^2	df	GFI	CFI	RMSEA
Modelo 1 (T)	2560.88	465	0.712	0.501	0.091
Modelo 2 (C)	3912.94	594	0.596	0.425	0.102
Modelo 3 (T)	1390.80	436	0.853	0.773	0.064
Modelo 4 (C)	1494.31	558	0.862	0.838	0.056
Modelo 5 (T)	1167.72	329	0.857	0.776	0.069
Modelo 6 (C)	1147.98	436	0.880	0.866	0.055
Modelo 7 (T)	990.90	329	0.883	0.818	0.061
Modelo 8 (C)	1235.68	436	0.870	0.832	0.058
Modelo 9 (T)	1030.82	329	0.876	0.809	0.063
Modelo 10 (C)	1124.28	436	0.883	0.863	0.054
Modelo 11 (T)	1028.24	329	0.875	0.810	0.063
Modelo 12 (C)	901.67	329	0.893	0.858	0.057
Modelo 13 (T)	1087.49	329	0.869	0.787	0.065
Modelo 14 (C)	805.80	329	0.900	0.896	0.052
Modelo 15 (T)	589.00	224	0.917	0.879	0.055
Modelo 16 (C)	592.06	288	0.924	0.924	0.044
Modelo 17 (T)	551.44	219	0.924	0.890	0.053
Modelo 18 (C)	573.72	283	0.926	0.927	0.044
Modelo 19 (T)	346.62	163	0.944	0.930	0.046
Modelo 20 (C)	476.89	219	0.930	0.931	0.047
Modelo 21 (T)	464.03	164	0.927	0.889	0.058
Modelo 22 (C)	422.23	220	0.936	0.942	0.041
Modelo 23 (T)	432.07	165	0.932	0.901	0.055
Modelo 24 (T)	429.81	163	0.930	0.895	0.055
Modelo 25 (C)	455.27	219	0.934	0.928	0.045
Modelo 26 (T)	248.61	116	0.953	0.944	0.046
Modelo 27 (C)	341.18	164	0.941	0.945	0.045
Modelo 28 (C)	315.99	164	0.946	0.946	0.041

Nota: Todos os valores de χ^2 são significativos ($p < 0.01$)

Os resultados demonstraram que os modelos multifatoriais apresentam melhores índices que os modelos unidimensionais. Entre os modelos multifatoriais, os modelos 15 e 16 apresentaram aceitáveis índices de ajustamento, embora passíveis de melhoria.

De acordo com Byrne (2010), há a possibilidade de incluir associações entre as variância-erro dos itens com o objetivo de melhorar o ajustamento global do modelo. Em virtude deste fato e tendo em consideração os índices de modificação, verificou-se que poderia melhorar notoriamente a adequação dos modelos adicionando covariâncias entre os erros residuais (Cruz et al., 2011) de itens pertencentes ao mesmo fator. Deste modo, procedeu-se à seguinte reespecificação: covariâncias entre os erros residuais dos itens 18 e 43, 24 e 39, 50 e 65, 5 e 10, 43 e 59 para a situação de treino (Modelo 17) e entre os erros dos itens 41 e 54, 54 e 57, 40 e 56, 56 e 62, 49 e 67 para a situação de competição (Modelo 18). Foram encontrados aceitáveis índices de ajustamentos para estes modelos revistos (17 e 18), entretanto o modelo 17 (situação de treino) apresentou o Comparative Fit Index abaixo do ponto de corte.

Após observar a notória melhoria dos índices de ajustamento dos Modelos 17 e 18, procedeu-se novas reespecificações com o objetivo de melhorar a adequação dos modelos, principalmente para a situação de treino. Foram testados quatro modelos de sete

fatores (Modelos 19, 21, 23 e 24) para a situação de treino com os seguintes fatores removidos: controle atencional, imagética, automatização e ativação. Para a situação de competição foram testados três modelos de oito fatores (Modelos 20, 22 e 25) com os seguintes fatores removidos: pensamentos negativos, distração e diálogo interno. Estes modelos revistos (19 ao 25) revelaram-se adequados aos dados analisados através de satisfatórios índices de ajustamento com exceção dos modelos 21 (sem imagética) e 24 (sem ativação) para a situação de treino, os quais revelaram um CFI ligeiramente abaixo do ponto de corte (ver Tabela 1).

Finalmente, foi testado um modelo de seis fatores que contemplou a eliminação conjunta dos fatores controle emocional e controle atencional (Modelo 26) para a situação de treino e dois modelos de sete fatores que contemplaram a eliminação conjunta dos fatores distração e pensamentos negativos (Modelo 27), e distração e diálogo interno (Modelo 28) para a situação de competição. De acordo com os resultados obtidos, os Modelos 26 e 28 revelaram-se como as melhores representações estruturais dos dados analisados (ver Tabela 1).

A análise dos coeficientes padronizados das cargas fatoriais do modelo de seis fatores para a situação de treino (Modelo 26) revelou que os loadings dos itens variaram entre 0.386 (item 55) e 0.858 (item 29), sendo todos estes

parâmetros significativos ($p < 0.01$). A correlação entre os fatores variou entre -0.181 ($p < 0.05$) para a automatização e relaxamento, e 0.779 ($p < 0.01$) para definição de objetivos e imagética. O fator automatização não se correlacionou significativamente com definição de objetivos, diálogo interno e imagética. Para o modelo de sete fatores da situação de competição (Modelo 28), as saturações fatoriais dos itens variaram entre 0.372 (item 7) e 0.930 (item 57), sendo todos estes parâmetros significativos ($p < 0.01$). A correlação entre os fatores variou entre -0.640 ($p < 0.01$) para controle emocional e pensamentos negativos, e 0.718 ($p < 0.01$) para definição de objetivos e imagética. O fator automatização não se correlacionou significativamente com definição de objetivos, controle emocional, relaxamento e pensamentos negativos, enquanto o fator definição de objetivos não se correlacionou significativamente com pensamentos negativos e controle emocional. Finalmente o fator pensamentos negativos não se correlacionou significativamente com relaxamento.

Fidelidade

A análise dos valores de alfa de Cronbach indicou que a consistência interna das dimensões do TOPS2 não foi suportada ($\alpha < 0.60$) em cinco dos oitos fatores psicológicos em situação de treino e em dois dos nove fatores psicológicos em situação de competição, o que sugere um baixo índice de homogeneidade/uniformidade entre as respostas dos sujeitos da amostra (ver quadro 2).

O cálculo dos valores de consistência interna para a versão de três itens por fator (foram eliminados os itens que diminuíam a confiabilidade de cada fator ou com menor saturação nesse fator específico), tal como sugerido por Hardy et al. (2010), revelou resultados algo semelhantes, onde a consistência interna das dimensões do TOPS2 não foi suportada ($\alpha < 0.60$) em quatro dos oitos fatores psicológicos em situação de treino e em dois dos nove fatores psicológicos em situação de competição (ver quadro 2).

Quadro 2. Consistência interna dos fatores do modelo original do TOPS2 e do modelo de três itens por fator

Fatores	α Cronbach (4 itens)	α Cronbach (3 itens)
Treino		
<i>Definição de objetivos</i>	0.66	0.65
<i>Controle emocional</i>	0.51	0.54
<i>Automatização</i>	0.57	0.64
<i>Relaxamento</i>	0.82	0.80
<i>Diálogo interno</i>	0.75	0.78
<i>Imagética</i>	0.50	0.52
<i>Ativação</i>	0.51	0.50
<i>Controle atencional</i>	0.53	0.52
Competição		
<i>Definição de objetivos</i>	0.76	0.76
<i>Controle emocional</i>	0.76	0.73
<i>Automatização</i>	0.63	0.63
<i>Relaxamento</i>	0.80	0.84
<i>Diálogo interno</i>	0.78	0.74
<i>Imagética</i>	0.72	0.68
<i>Ativação</i>	0.64	0.70
<i>Pensamentos negativos</i>	0.52	0.51
<i>Distracção</i>	0.59	0.57

Análise do efeito do contexto

Os resultados da MANOVA por contexto (treino vs competição) são apresentados na quadro 3. De um modo

geral, verificou-se que esta variável exerce um efeito elevado ($F(7,533) = 22.77$, $p < 0.001$, Wilks' Lambda = 0.77, $\eta^2 = 0.230$) na diferenciação dos fatores do TOPS2.

Quadro 3. Análise comparativa dos fatores do TOPS2 em função do contexto (treino vs competição)

	Situação de Treino <i>M ± DP</i>	Situação de Competição <i>M ± DP</i>	<i>F</i>	η^2
Definição de objetivos	3.56 ± 0.78	3.81 ± 0.89	57.93**	0.097
Controle emocional	3.32 ± 0.77	3.46 ± 0.87	19.97**	0.036
Automatização	3.26 ± 0.78	3.20 ± 0.81	4.19*	0.008
Relaxamento	2.82 ± 0.97	2.91 ± 1.03	7.38*	0.014
Diálogo interno	3.63 ± 0.94	3.55 ± 0.98	7.18*	0.013
Imagética	3.19 ± 0.82	3.37 ± 0.87	30.59**	0.054
Ativação	3.43 ± 0.74	3.62 ± 0.76	34.04**	0.059
Controle atencional	3.54 ± 0.75	—	—	—
Pensamentos negativos	—	2.18 ± 0.79	—	—
Distração	—	2.38 ± 0.77	—	—

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

A análise univariada subsequente permitiu verificar que esta influência ocorre ao nível de todas as dimensões emparelhadas, verificando-se um maior uso da definição de objetivos, controle emocional, relaxamento, imagética e ativação em situações de competição, enquanto os fatores automatização e diálogo interno foram mais reportados em situações de treino.

Análise do efeito do sexo

Os resultados da MANOVA por sexo (masculino vs feminino) são apresentados na quadro 4. De um modo geral, verificou-se que esta variável não exerceu um efeito significativo na situação de treino ($F(8,531) = 1.59$, $p > 0.05$, Wilks' Lambda = 0.98, $\eta^2 = 0.023$), enquanto na situação de competição obteve-se um efeito significativo ($F(9,530) = 1.96$, $p < 0.05$, Wilks' Lambda = 0.97, $\eta^2 = 0.032$) na diferenciação dos fatores do TOPS2.

Quadro 4. Análise comparativa dos fatores do TOPS2 em função do sexo (feminino vs masculino)

	Feminino <i>M</i> ± <i>DP</i>	Masculino <i>M</i> ± <i>DP</i>	<i>F</i>	η^2
Treino				
<i>Definição de objetivos</i>	3.53 ± 0.72	3.57 ± 0.80	0.34	0.001
<i>Controle emocional</i>	3.25 ± 0.72	3.35 ± 0.76	1.52	0.003
<i>Automatização</i>	3.21 ± 0.77	3.27 ± 0.78	0.54	0.001
<i>Relaxamento</i>	2.94 ± 0.94	2.79 ± 0.97	2.28	0.004
<i>Diálogo interno</i>	3.72 ± 0.83	3.61 ± 0.97	1.11	0.002
<i>Imagética</i>	3.17 ± 0.76	3.19 ± 0.84	0.07	0.000
<i>Ativação</i>	3.29 ± 0.72	3.47 ± 0.75	5.09*	0.009
<i>Controle atencional</i>	3.46 ± 0.71	3.56 ± 0.75	1.50	0.003
Competição				
<i>Definição de objetivos</i>	3.84 ± 0.88	3.80 ± 0.89	0.18	0.000
<i>Controle emocional</i>	3.33 ± 0.80	3.50 ± 0.88	3.51	0.006
<i>Automatização</i>	3.08 ± 0.77	3.23 ± 0.82	3.21	0.006
<i>Relaxamento</i>	3.11 ± 1.01	2.85 ± 1.03	5.90*	0.011
<i>Diálogo interno</i>	3.71 ± 0.89	3.51 ± 0.99	3.76	0.007
<i>Imagética</i>	3.35 ± 0.81	3.37 ± 0.89	0.09	0.000
<i>Ativação</i>	3.57 ± 0.74	3.63 ± 0.76	0.62	0.001
<i>Pensamentos negativos</i>	2.19 ± 0.73	2.18 ± 0.80	0.03	0.000
<i>Distração</i>	2.40 ± 0.77	2.37 ± 0.77	0.17	0.000

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

A análise univariada subsequente permitiu verificar que os homens reportaram níveis superiores de ativação em situação de treino, enquanto as mulheres valores superiores de relaxamento em situação de competição. Porém, é importante denotar que os efeitos significativos são algo reduzidos (0.009 e 0.011, respetivamente).

Análise do efeito do tipo de desporto

Os resultados da MANOVA por tipo de desporto (modalidades individuais vs coletivas) são apresentados na quadro 5. De modo geral, verificou-se que esta variável exerce um efeito moderado na situação de treino ($F(8,531) = 4.92$, $p < 0.01$, Wilks' Lambda = 0.93, $\eta p^2 = 0.069$), enquanto na situação de competição não se verificou um efeito significativo ($F(9,530) = 1.77$, $p > 0.05$, Wilks' Lambda = 0.97, $\eta p^2 = 0.029$).

Quadro 5. Análise comparativa dos fatores do TOPS2 em função do tipo de desporto individual vs coletivo)

	Individual <i>M ± DP</i>	Coletivo <i>M ± DP</i>	<i>F</i>	η_p^2
Treino				
<i>Definição de objetivos</i>	3.87 ± 0.66	3.48 ± 0.80	24.08**	0.043
<i>Controle emocional</i>	3.44 ± 0.80	3.29 ± 0.77	3.31	0.006
<i>Automatização</i>	3.25 ± 0.75	3.26 ± 0.79	0.01	0.000
<i>Relaxamento</i>	2.90 ± 0.97	2.80 ± 0.96	0.97	0.002
<i>Diálogo interno</i>	3.81 ± 0.93	3.58 ± 0.94	5.41*	0.010
<i>Imagética</i>	3.15 ± 0.81	3.20 ± 0.83	0.42	0.001
<i>Ativação</i>	3.54 ± 0.68	3.39 ± 0.76	3.87*	0.008
<i>Controle atencional</i>	3.53 ± 0.77	3.54 ± 0.74	0.04	0.000
Competição				
<i>Definição de objetivos</i>	4.01 ± 0.82	3.75 ± 0.90	7.84**	0.014
<i>Controle emocional</i>	3.45 ± 0.91	3.47 ± 0.86	0.07	0.000
<i>Automatização</i>	3.14 ± 0.88	3.21 ± 0.79	0.82	0.002
<i>Relaxamento</i>	2.88 ± 1.02	2.91 ± 1.03	0.07	0.000
<i>Diálogo interno</i>	3.63 ± 1.03	3.53 ± 0.96	0.90	0.002
<i>Imagética</i>	3.56 ± 0.84	3.31 ± 0.87	7.99**	0.015
<i>Ativação</i>	3.63 ± 0.71	3.62 ± 0.77	0.01	0.000
<i>Pensamentos negativos</i>	2.18 ± 0.83	2.18 ± 0.77	0.00	0.000
<i>Distração</i>	2.31 ± 0.77	2.40 ± 0.77	1.19	0.002

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

A análise univariada subsequente permitiu verificar que os praticantes de desportos individuais reportaram valores médios superiores de definição de objetivos, diálogo interno e ativação em situação de treino, bem como, maiores níveis de definição de objetivos e imagética na situação de competição.

Análise do efeito para nível competitivo

Os resultados da MANOVA por nível competitivo (municipal/estadual vs regional/nacional) são apresentados na quadro 6. De modo geral, verificou-se que esta variável exerce um efeito significativo reduzido nas situações de treino ($F(8,531) = 2.22$, $p < 0.05$, Wilks' Lambda = 0.97, $\eta^2 = 0.025$) e de competição ($F(9,530) = 2.26$, $p < 0.05$, Wilks' Lambda = 0.96, $\eta^2 = 0.037$).

Quadro 6. Análise comparativa dos fatores do TOPS2 em função do nível competitivo municipal/estadual vs regional/nacional)

	Estadual <i>M ± DP</i>	Nacional <i>M ± DP</i>	<i>F</i>	η_p^2
Treino				
<i>Definição de objetivos</i>	3.61 ± 0.73	3.55 ± 0.80	0.50	0.001
<i>Controle emocional</i>	3.28 ± 0.79	3.34 ± 0.76	0.56	0.001
<i>Automatização</i>	3.18 ± 0.70	3.28 ± 0.81	1.71	0.003
<i>Relaxamento</i>	2.66 ± 0.91	2.87 ± 0.98	4.81*	0.009
<i>Diálogo interno</i>	3.60 ± 0.98	3.64 ± 0.93	0.20	0.000
<i>Imagética</i>	3.24 ± 0.85	3.18 ± 0.82	0.65	0.001
<i>Ativação</i>	3.48 ± 0.74	3.41 ± 0.74	0.85	0.002
<i>Controle atencional</i>	3.61 ± 0.80	3.51 ± 0.72	1.68	0.003
Competição				
<i>Definição de objetivos</i>	3.88 ± 0.88	3.79 ± 0.89	1.22	0.002
<i>Controle emocional</i>	3.41 ± 0.90	3.48 ± 0.86	0.75	0.001
<i>Automatização</i>	3.15 ± 0.69	3.21 ± 0.84	0.58	0.001
<i>Relaxamento</i>	2.70 ± 1.03	2.97 ± 1.02	7.24**	0.013
<i>Diálogo interno</i>	3.54 ± 1.02	3.56 ± 0.96	0.04	0.000
<i>Imagética</i>	3.41 ± 0.83	3.35 ± 0.88	0.38	0.001
<i>Ativação</i>	3.69 ± 0.78	3.60 ± 0.75	1.56	0.003
<i>Pensamentos negativos</i>	2.20 ± 0.85	2.17 ± 0.76	0.11	0.000
<i>Distração</i>	2.32 ± 0.74	2.39 ± 0.78	0.84	0.002

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

A análise univariada subsequente permitiu verificar que os atletas de nível competitivo superior (regional/nacional) reportaram níveis superiores de relaxamento em ambas as situações (treino e competição).

Análise do efeito da idade

Relativamente aos fatores em situação de treino, a idade apresentou uma correlação positiva com as dimensões definição de objetivos ($r = 0.13$, $p < 0.01$), relaxamento ($r = 0.12$, $p < 0.01$), diálogo interno ($r = 0.10$, $p < 0.05$) e controle atencional ($r = 0.09$, $p < 0.05$). Por sua vez, em relação à situação de competição, a idade correlacionou-se positivamente com a imagética ($r = 0.11$, $p < 0.01$) e negativamente com as dimensões automatização ($r = -0.10$, $p < 0.05$) e distração ($r = -0.12$, $p < 0.01$).

Discussão

O presente estudo pretendeu efetuar a tradução e adaptação para o contexto brasileiro do *Test Performance Strategies-2* (TOPS2), bem como, apresentar os índices de confiabilidade e validade. Vale ressaltar que este estudo é pioneiro em traduzir e adaptar para o contexto brasileiro o TOPS2, sendo o segundo estudo a utilizar o procedimento de AFC para analisar a estrutura fatorial do TOPS2.

No que se refere aos processos de tradução e equivalência das versões

do TOPS2, constatou-se um satisfatório grau de equivalência entre as versões produzidas. Os resultados da quantificação da validade de conteúdo (IVC) relativa ao painel de especialistas superaram o ponto de corte de 0.80, tal como recomendado na literatura (Waltz et al., 1991; Alexandre & Coluci, 2011).

Devidos a baixos índices de fidelidade, foram identificados problemas com os fatores imagética, controle atencional, controle emocional, automatização e ativação para situação de treino, e pensamentos negativos e distração para a situação de competição. Hardy et al (2010) reportaram resultados semelhantes com relação a confiabilidade do fatores distração e automatização. Embora o critério de 0.70 seja o mais utilizado, outros autores (Loewenthal, 2001; Maroco & Garcia-Marques, 2006) sugerem que valores de 0.60 ou superiores são adequados para escalas com um reduzido número de itens por fator, como é o caso do TOPS2, em que cada dimensão é unicamente constituída por quatro itens.

As AFC revelaram que os modelos unifatoriais para ambas as situações (treino e competição) não apresentaram adequação aos dados analisados, confirmando a necessidade de uma estrutura multifatorial. No entanto, as soluções originais (multifatorial) do TOPS2 para ambas as situações (treino e competição) não se apresentaram ajustadas aos dados analisados embora

houvesse uma melhora nos índices de ajustamento comparado com os modelos unidimensionais.

Como tal, parece notório existir a possibilidade de melhoria dos modelos originais, através da reespecificação de parâmetros (cargas fatoriais, covariâncias ou termos de erros residuais). Tendo presente esta consideração, procedeu-se a reespecificações de modelos que contemplaram a eliminação de itens com menor saturação ou que diminuía a confiabilidade naquele fator específico, adicionando correlação entre termos de erros residuais para ambas as situações (treino e competição). Estes modelos reespecificados obtiveram índices de ajustamento satisfatórios indicando certa representação estrutural dos dados para a subescala de competição, no entanto, para a subescala da situação de treino, o χ^2/df revelou-se acima do ponto de corte ($\chi^2/\text{df} > 2.00$) e o *Comparative Fit Index* com um índice ligeiramente abaixo do recomendado (>0.90), nota-se, portanto, a necessidade de modelos alternativos, para a situação de treino, com o objetivo de melhorar a sua adequação.

Sendo assim, os modelos (19, 21, 23 e 24) de sete fatores para a situação de treino apresentaram satisfatórios índices de ajustamento (GFI , $\text{CFI} > 0.90$), entretanto os modelos (21 e 24) apresentaram o χ^2/df acima do ponto de corte ($\chi^2/\text{df} > 2.00$) e o *Comparative Fit Index* ligeiramente abaixo do recomendado. Dessa forma, de acordo

com os resultados obtidos, destacamos o modelo 19 (sem controle atencional) com os melhores índices de ajustamento indicando ser entre os modelos de sete fatores da situação de treino o que melhor representa os dados analisados.

Na situação de competição os modelos (20, 22 e 25), de oito fatores apresentaram-se ajustados aos dados analisados, no entanto destacamos o modelo 22 (sem distração) pelos melhores índices de ajustamento, corroborando com os resultados reportados por Hardy et al., (2010) quando concluíram que houve “falha” na tentativa de incluir este fator ao TOPS2, embora recomendasse em análises futuras soluções fatoriais com a inclusão do fator distração.

Para finalizar, o modelo (26) (sem controle emocional e controle atencional) de seis fatores para situação de treino e o modelo (28) (sem distração e dialogo interno) de sete fatores para situação de competição revelaram-se como os modelos que melhor representam os dados analisados. No entanto, o modelo 27 (sem pensamentos negativos e distração) também se apresentou ajustado aos dados analisados, embora os seus índices de ajustamento situaram-se ligeiramente inferiores aos índices do modelo 28, indo de encontro aos resultados reportados por Hardy et al. (2010). A análise comparativa dos valores de χ^2 e CFI destes modelos (26 e 28) (treino e competição) com os restantes modelos providenciam evidên-

cia empírica para esta preferência ($p < 0.05$ para $\Delta\chi^2$ e $\Delta CFI > 0.01$).

Os resultados da análise multivariada de variância revelaram que o contexto (treino/competição) de uso das habilidades psicológicas exerce um efeito elevado ($\eta^2 = 0.230$) na diferenciação das dimensões emparelhadas. À semelhança de estudos anteriores (Lane et al., 2004; Hardy et al., 2010) verificou-se um maior uso dos fatores definição de objetivos, controle emocional, relaxamento, imagética e ativação em situação de competição, enquanto os fatores automatização e diálogo interno foram mais reportados em situações de treino.

Com relação ao efeito do sexo na utilização das habilidades psicológicas, a análise multivariada de variância revelou um efeito significativo ($\eta^2 = 0.032$) sobre a utilização das habilidades psicológicas para a situação de competição, enquanto para a situação de treino não houve um efeito significativo ($\eta^2 = 0.023$). Na análise univariada somente foi revelado efeito significativo para a maior utilização da ativação por homens na situação de treino, como reportado por Lima (2008) e Thomas et al., (1999), embora, no presente estudo, o relaxamento foi mais utilizado pelas mulheres na competição.

Relativamente ao efeito do tipo de desporto (individual vs coletivo) na utilização das habilidades psicológicas verificou-se um efeito moderado sig-

nificativo para situação de treino ($\eta^2 = 0.069$), enquanto para a situação de competição este efeito não foi significativo ($\eta^2 = 0.029$). Estes resultados têm algo semelhante com os achados obtidos por Nicholls, Polman, Levy, Taylor e Cobley (2007) quando relataram que atletas de esportes individuais fizeram maior utilização de relaxamento, auto-culpabilização (self-blame) e visualização do que atletas de esportes coletivos. Da mesma forma, Jonker, Elferink-Gemser e Visscher (2010) relataram que atletas de esportes individuais utilizaram mais planejamento e esforço (*effort*) do que esportes coletivos. Estas diferenças relacionadas com a utilização de habilidades psicológicas nos esportes individuais e coletivos, reforçam a forma diferente que estes atletas utilizam estes recursos, ressaltando a importância de intervenções específicas no treinamento de psicológico de atletas.

Contrário ao esperado, o nível competitivo revelou um efeito significativo reduzido, tanto para a situação de treino ($\eta^2 = 0.025$) como para a situação de competição ($\eta^2 = 0.037$). Na análise univariada, apenas o fator relaxamento foi mais utilizado pelos atletas de nível superior (regional/nacional), enquanto para as restantes competências psicológicas avaliadas pelo TOPS2 não houve uma maior utilização significativa pelos atletas. Nota-se, portanto, que o TOPS2 deveria ter evidenciado mais diferenças por nível competitivo com

relação a utilização das competências psicológicas, como reportado por Thomas et al., (1999), na medida em que os atletas de nível competitivo regional/nacional deveriam fazer maior uso das competências psicológicas do que os atletas de nível competitivo municipal/estadual. Há duas possíveis razões para explicar estes resultados do presente estudo: i) as diferenças entre nível municipal/estadual e regional/nacional não parecem ser suficientes para discriminar os atletas quanto ao uso das competências psicológicas tal como medidas pelo TOPS2; e ii) não há diferenças significativas entre os grupos relativo a experiência desportiva (anos de prática) ($p > 0.05$). Estes resultados possuem algo semelhante com os achados reportados por Soares (2007), o qual relatou que os atletas que competiram em competições internacionais, os quais se presumem que são mais experientes, não fizeram maior uso das competências psicológicas comparado aos que não competiram em competições internacionais.

Para finalizar, a idade se correlacionou significativamente com quatro das oito habilidades psicológicas na situação de treino (definição de objetivos, relaxamento, diálogo interno e controle atencional). Para a situação de competição houve correlação significativa com imagética, automatização e distração, o que ao de encontro aos resultados reportados por Taylor, Gould e Rolo (2008), embora estes autores ten-

ham utilizado a versão anterior (TOPS-Thomas et al., 1999) do TOPS2.

A versão brasileira do TOPS2, obtida no presente estudo, além de ter alcançado suporte para a validade fatorial por AFC, de um modo geral, foi capaz de diferenciar a utilização das habilidades psicológicas pelos atletas, a exemplo de estudos semelhantes, em função do contexto e do nível competitivo (Thomas et al. 1999), do sexo e da idade (Taylor et al. 2008), e do tipo de esporte (Jonker et al. 2010). Entretanto, parecem existir ligeiras diferenças que podem ser explicadas pelas particularidades nos modelos fatoriais, diferenças amostrais ou a relevância que os atletas podem dar às habilidades psicológicas nos distintos contextos culturais (Schinke & Hanrahan, 2009).

Diante do fato de que o TOPS2 tem provado sua popularidade no domínio aplicado (Hardy et al., 2010) e de que Psychology Skills Training ocupa lugar importante e reconhecido no processo de treinamento de atletas (Holliday, Burton, Sun, Hammermeister & Naylor, 2008), ainda no tema aplicado, diversos pesquisadores (Frey, Laguna & Ravizza, 2003; Thomas et al., 1999) sugerem que a prática de habilidades psicológicas em seus treinamentos pode trazer efeitos benéficos para os atletas nas competições ou mesmo melhorar o seu desempenho (Barwood, Thelwell & Tipton, 2008). Assim, os resultados das AFC do presente estudo, disponibiliza para pesquisadores e

profissionais brasileiros o TOPS2 na sua versão brasileira devidamente validada para investigações de habilidades psicológicas em atletas de competição.

O presente estudo possui algumas limitações que merecem ser destacadas: i) a amostra do estudo foi composta por diversas modalidades esportivas; ii) a amostra do estudo foi composta por atletas e estudantes de educação física; e iii) a amostra do estudo foi composta em sua maioria de atletas masculinos, de nível competitivo regional e de desportos coletivos. Dessa forma, é sugerido que em estudos futuros seja utilizada uma amostra exclusivamente de atletas e de proporção equilibrada e que se avance para a análise de invariância (Byrne, 2008) por gênero, nível competitivo e tipo de desporto para a versão brasileira do TOPS2.

Conclusões

Numa primeira etapa do presente estudo verificou-se que os procedimentos de tradução e adaptação do TOPS originaram uma versão brasileira semelhante à original (inglesa) e com índices adequados de validade de conteúdo, o que demonstra a relevância dos itens/instrumento para a avaliação de habilidades psicológicas neste contexto esportivo. Relativamente às propriedades psicométricas, os resultados revelaram valores de confiabilidade baixos a moderados e

índices de validade fatorial satisfatórios a bons. Por fim, a análise multivariada revelou que o efeito do contexto e do nível competitivo em ambas situações (treino e competição), bem como o efeito do sexo na situação de competição e do tipo de desporto na situação de treino, foi significativo na utilização das habilidades psicológicas. A correlação revelou-se significativa entre idade e quatro (definição de objetivos, relaxamento, diálogo interno e controle atencional) dos oito fatores do TOPS2 para situação de treino, enquanto para situação de competição a idade se correlacionou significativamente com três dos nove fatores do TOPS2 (imagética, automatização e distração). Perante estes resultados, a versão brasileira do TOPS2, aceitando-se as covariâncias-erros entre alguns itens, pode ser utilizada por pesquisadores com o objetivo de investigar habilidades psicológicas de atletas em situação de treino e competição, embora sejam necessários estudos adicionais de validação.

Agradecimentos

Os autores agradecem aos técnicos, dirigentes e atletas na colaboração da recolha de dados, sem os quais este estudo não seria possível. Da mesma forma, agradecemos a contribuição excepcional dos dois revisores na avaliação deste manuscrito.

REFERÊNCIAS

Alexandre, N., & Coluci, M. (2011). Validade de conteúdo nos processos de construção e adaptação de instrumentos de medidas. *Ciência & Saúde Coletiva*, 16, 3061-3068.

Almeida, L., & Freire, T. (2003) *Metodologia da investigação em psicologia e educação*. Braga: Psiquilíbrios.

Barwood, M. J., Thelwell, R. C., & Tipton, M. J. (2008). Psychological skills training improves exercise performance in the heat. *Medicine & Science in Sports & Exercise*. 40, 387-396.

Beckmann, J., & Kellmann, M. (2003). Procedures and principles of sport psychological assessment. *The Sport Psychologist*, 17, 338-350.

Bentler, P., & Bonnet, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.

Brislin, R. (1970). Back translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Culture Psychology*, 1, 185-216.

Browne, M. W., & Cudek, R. (1993). Alternate ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.

Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.

Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). New York/London: Routledge.

Cruz, O., Vasconcelos - Raposo, J., Ducharne, M. A. B., Almeida, L. S., Teixeira, C. M., & Fernandes, H. M. (2011). Parenting Scales: Contributions to the factorial validity of the Portuguese versión. *Revista Ibero-Americana de Diagnóstico e Avaliação Psicológica*, 31, 157-176.

Ding, L., Velicer, W. F., & Harlow, L. L. (1995). Effects of estimation methods, number indicators per factor, and improper solutions on structural equation modeling fit indices. *Structural Equation Modeling*, 2, 119-144.

Durand-Bush, N., Salmela, J. H., & Green-Demers, I. (2001). The Ottawa mental skills assessment tool (OMSAT-3). *The Sport Psychologist*, 15, 1-19.

Frey, M., Laguna, P. L., & Ravizza, K. (2003). Collegiate athletes' mental skill use and perceptions of success: an exploration of the practice and competition settings. *Journal of Applied Sport Psychology*, 15, 115-128.

Hardy, L., Roberts, R., Thomas, P. R. & Murphy, S. M. (2010). Test of Performance Strategies (TOPS): Instrument refinement using confirmatory factor analy-

sis. *Psychology of Sport and Exercise*, 11, 27-35.

Holliday, B., Burton, D., Sun, G., Hammermeister, J., Naylor, S. & Friegang, D. (2008) Building the better mental training mousetrap: Is periodisation a more systematic approach to promoting performance excellence? *Journal of Applied Sport Psychology*, 20, 199-219.

Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.

Jonker, L., Elferink-Gemser, M. T., & Visscher, C. (2010). Differences in self-regulatory skills among talented athletes: The significance of competitive level and type of sport. *Journal of Sports Sciences*, 28, 901-908.

Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). LISREL 7: *User's reference guide*. Mooresville, IN: Scientific Software.

Lane, A. M., Harwood, C., Terry, P. C., & Karageorghis, C. I. (2004). Confirmatory factor analysis of the Test of Performance Strategies (TOPS) among adolescent athletes. *Journal of Sports Sciences*, 22, 803-812.

Lima, P. (2008). *As competências psicológicas no desporto: Estudo com atletas de natação*. Porto: FADEUP.

Loewenthal, K. M. (2001). *An introduction to psychological tests and scales* (2nd ed.). London: UCL Press.

Mahoney, M. J., Gabriel, T. J., & Perkins, T. S. (1987). *Psychological skills and exceptional athletic performance*. *The Sport Psychologist*, 1, 181-199.

Maroco, J., & Garcia-Marques, T. (2006). Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas. *Laboratório de Psicologia*, 4, 65-90.

Moreira, P., Almeida P., Sampaio D., & Almeida, M. D. V. (1998). Validação de uma escala para avaliação do comportamento alimentar de jovens universitários saudáveis. *Revista Ibero-Americana de Diagnóstico e Avaliação Psicológica*, 6, 125-126.

Nicholls, A. R., Polman, R., Levy, A. R., Taylor, J., & Coble, S. (2007). Stressors, coping, and coping effectiveness: Gender, type of sport, and skill differences. *Journal of Sports Sciences*. 25, 1521-1530.

Schinke, R., & Hanrahan, S. J. (2009). *Cultural Sport Psychological*. Champaign, IL: Human Kinetics.

Smith, R. E., Schutz, R. W., Smoll, F. L., & Ptacek, J. T. (1995). Development and validation of a multidimensional measure of sport-specific psychological skills: the Athletic Coping Skills Inventory-28. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 17, 379-398.

Soares, A. (2007). *A utilização das competências psicológicas pelos atletas de*

boccia. Porto: FADEUP.

Taylor, M. K., Gould, D., & Rolo, C. (2008). Performance strategies of US Olympians in practice and competition. *High Ability Studies*, 19, 19-36.

Thomas, P. R., Murphy, S. M., & Hardy, L. (1999). Test of Performance Strategies: development and preliminary validation of a comprehensive measure of athletes' psychological skills. *Journal of Sports Sciences*, 17, 697– 711.

Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick & L. S. Fidell (2001). *Using multivariate statistics* (4th ed., pp. 653-771). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.

Waltz, C. F.; Strickland, O. L. & Lenz, E. R. (1991). *Measurement in nursing research* (2nd ed.) Philadelphia: Davis.

Vealey, R. S. (1988). Future directions in psychological skills training. *The Sport Psychologist*, 4, 318 - 336.

Vealey, R. S. & Garner-Holman, M. (1998). Applied sport psychology: Measurement issues. In J. L. Duda (Ed.), *Advances in sport and exercise psychology measurement* (p. 433-446). Champaign, IL: Human Kinetics.

Weinberg, R., & Gould, D. (2010). *Psychological foundations in sport and exercise*. Champaign, IL: Human Kinetics Press.