

ADAPTAÇÃO TRANSCULTURAL E ANÁLISE DAS PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DA VERSÃO BRASILEIRA DO TRAIT ROBUSTNESS OF SELF-CONFIDENCE INVENTORY

Marcos Gimenes Fernandes¹, Sandra Adriana Neves Nunes² e Helder Miguel Fernandes³

Universidade Estadual de Santa Cruz¹, Brasil, Universidade Federal do Sul da Bahia², Brasil e Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro³, Vila Real, Portugal

RESUMO: A autoconfiança robusta consiste num conjunto de crenças positivas maleáveis que protegem contra os desafios psicológicos e ambientais em curso do esporte competitivo. No Brasil há uma carência de instrumentos psicométricos que avaliem esse constructo. Este estudo teve como objetivos: i) a tradução e adaptação transcultural do *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory*; ii) verificar as suas propriedades psicométricas (confiabilidade e validade fatorial), iii) verificação da validade convergente e discriminante. A amostra de calibração foi constituída por 163 atletas (27.6% de mulheres) com média de idades de 25.55 anos ($DP = 8.44$) e a amostra de validação foi constituída por 152 atletas (30.9% de mulheres) com média de idades de 25.95 anos ($DP = 8.94$). O *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory* foi aplicado no local de treino dos atletas. Os resultados indicaram boas propriedades psicométricas ($\chi^2_{df} = 0.61$; CFI = 1.00; GFI = 0.99; RMSEA = 0.000 e AIC = 39.32), para uma versão bidimensional de sete itens. Foi suportada a validade convergente, assim como a validade discriminante. Em função desses resultados, recomendamos aos pesquisadores que objetivam avaliar autoconfiança robusta em atletas brasileiros, que utilizem o TROSCI.

PALAVRAS-CHAVE: validação; adaptação transcultural; autoconfiança; resiliência.

CULTURAL ADAPTATION AND ANALYSIS OF THE PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE BRAZILIAN VERSION OF THE TRAIT ROBUSTNESS OF SELF-CONFIDENCE INVENTORY

ABSTRACT: Robust self-confidence consists of a set of malleable positive beliefs that are used to cope with psychological and environmental demands in sport settings. In Brazil there is a lack of validated measures to assess this construct. Therefore, this study aimed to: i) translate and culturally adapt (semantic equivalence / conceptual and content validity) of the *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory*; ii) verify its psychometric properties (composite reliability and factorial validity), iii) verify the convergent validity between TROSCI and self-confidence of the CSAI-2R questionnaire and iv) verify the convergent and discriminant validity, through the average variance extracted and correlation factors. The calibration sample was constituted by 163 athletes (27.6% of women) with age average of 25.55 years old ($SD = 8.44$) and the validation sample was constituted by 152 athletes (30.99% of women) with age average of 25.95 years old ($SD = 8.94$). The instruments were applied to the athletes in training situations. The results indicated good psychometric properties for the calibration sample ($\chi^2_{df} = 1.68$; CFI = 0.96; GFI = 0.97; RMSEA = 0.065 e AIC = 52.12), as well as for the validation ($\chi^2_{df} = 0.61$; CFI = 1.00; GFI = 0.99; RMSEA = 0.000 e AIC = 39.32) sample for the bidimensional version of seven items. The average variance extracted showed below the recommended cutoff (0.50) for both factors. Given these results, we recommend the researchers aimed to assess robust confidence in Brazilian athletes who use TROSCI.

KEYWORDS: validation; transcultural adaptation; self-confidence; resilience.

ADAPTACIÓN TRANSCULTURAL Y ANÁLISIS DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN BRASILEÑA DEL TRAIT ROBUSTNESS OF SELF-CONFIDENCE INVENTORY

RESUMEN: La autoconfianza robusta consiste en un conjunto de creencias positivas y maleables que se utilizan para hacer frente a las demandas psicológicas y ambientales en entornos deportivos. En Brasil hay una falta de medidas validadas para evaluar esta dimensión. Este estudio tuvo como objetivo: i) la traducción y adaptación cultural del *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory*; ii) investigación de las propiedades psicométricas (fiabilidad y validez factorial), iii) la verificación de la validez convergente y discriminante, a través de la varianza media extraída y de la correlación entre factores. La muestra de calibración consistió de 163 atletas (27.6% mujeres) con una edad media de 25.55 años ($DT = 8.44$) y la muestra de validación

Manuscrito recibido: 20/12/2016
Manuscrito aceptado: 29/11/2017

Dirección de contacto: Marcos Gimenes Fernandes. Campus Soane Nazaré de Andrade - Rod. Jorge Amado, km 16 - Salobrinho, Ilhéus - BA-Brasil, 45662-900
Correo-e: gimenes@uesc.br

consistió de 152 atletas (30.9% de mujeres) con una edad media de 25.95 años ($DT = 8.94$). El instrumento fue aplicado durante el entrenamiento de los atletas. Los resultados indicaron buenas propiedades psicométricas ($c^2 / df = 0.61$, $CFI = 1.00$; $GFI = 0.99$; $RMSEA = 0.000$ y $AIC = 39.32$) a una versión bidimensional de siete ítems. La validez convergente fue apoyada, así como la validez discriminante. Teniendo en cuenta estos resultados, se recomienda a los investigadores que quieren evaluar la auto-confianza en atletas brasileños que utilicen TROSCI.

PALABRAS CLAVE: validación; adaptación transcultural; auto-confianza; resistencia.

Alcançar o sucesso no desempenho esportivo é o maior desafio dos atletas de competições. Esse sucesso depende de vários fatores, de ordem técnica, física e psicológica, dentre outros. Neste âmbito, a autoconfiança tem sido repetidamente confirmada como uma variável que influencia significativamente o desempenho de atletas em competições (Craft, Magyar, Becker, e Feltz, 2003). Esses autores, em seu estudo seminal de meta-análise, identificaram a autoconfiança, mensurada através do *Competitive State Anxiety Inventory-2* (CSAI-2) (Martens, Vealey, e Burton, 1990), como uma variável que tem um efeito positivo e relevante sobre o desempenho.

Em outro estudo de meta-análise, Woodman e Hardy (2003) relatam que em 76% dos estudos analisados, a autoconfiança estabeleceu uma relação positiva com o desempenho, com um tamanho do efeito de 0.24. Nesse mesmo estudo, os autores concluíram que autoconfiança está mais fortemente relacionada com desempenho no esporte do que a ansiedade cognitiva. Em concordância com esses achados, Craft et al. (2003), revelaram que todas as três variáveis do modelo teórico apresentaram um efeito significativo sobre o desempenho (autoconfiança, ansiedade cognitiva e ansiedade somática). Entretanto, como é possível perceber a partir do valor do coeficiente beta (β), a autoconfiança apareceu como o melhor preditor entre os três, ou seja, é a variável que melhor explica a variabilidade no desempenho. Da mesma forma, estudos realizados no contexto brasileiro e internacional (Campos, Valdivia, Zagalaz, Ortega, e Romero, 2017; Fernandes, Vasconcelos-Raposo, e Fernandes, 2012a, 2012b; Fernandes, Nunes, Vasconcelos-Raposo, Fernandes, e Brustad, 2013; Fernandes, Nunes, Vasconcelos-Raposo, e Fernandes, 2014; Ruiz-Juan, Sancho, e Flores-Allende, 2016; Sánchez, Gómez, Dueñas, e Gómez-Millán, 2012) encontraram correlações negativas entre os dois tipos de ansiedades (cognitiva e somática) e a autoconfiança. Ao que tudo indica, elevados níveis de autoconfiança ajudam a diminuir a ansiedade competitiva (cognitiva e somática), ou vice-versa, aumentando assim as possibilidades de alcançar o sucesso competitivo nos esportes.

Diversos estudos recentes tiveram como objetivo avaliar a autoconfiança, como por exemplo, fontes predictoras de autoconfiança em atletas colegiais (Machida, Ward, e Vealey, 2012), estratégias para desenvolver e manter autoconfiança robusta (Beaumont, Maynard, e Butt, 2015), intolerância a incerteza como preditor de autoconfiança robusta (Robinson, e Freeston, 2015) e comparação de autoconfiança robusta entre atletas jovens e mais velhos (Burns, Burns, e Ward, 2016). Dessa forma é importante que no Brasil, os pesquisadores possam utilizar um instrumento válido que verifique autoconfiança robusta, para investigar as possíveis relações com outras

variáveis do contexto competitivo, a exemplo de estudos internacionais.

No contexto do esporte, há duas principais conceituações relativas à autoconfiança: A primeira é o conceito de autoeficácia, oferecido pela Teoria da Autoeficácia (*Self-efficacy Theory*) (Bandura, 1977, 1986, 1997) e o segundo é o conceito de *sport-confidence* (Vealey, 1986, 2009; Vealey e Chase, 2008). O conceito de autoeficácia de Bandura não foi pensado originalmente para ser aplicado no contexto esportivo, mas ao longo do seu desenvolvimento passou a ser aplicado a vários contextos. Já o conceito de confiança no esporte, é específico do esporte e foi pensado exatamente para suprir a falta de um constructo específico dessa área.

A autoeficácia diz respeito a uma forma de confiança em situação específica. Ela pode ser definida como a crença de uma pessoa em sua capacidade de organizar e executar ações necessárias para que atinja um bom desempenho, numa situação ou contexto específicos (Bandura, 1977, 1986, 1997). A autoeficácia é composta de três dimensões, a saber: nível, generalidade e força. De acordo com Bandura (1977), o nível da autoeficácia refere-se à demanda que a tarefa exige e a capacidade que o indivíduo deve ter para o sucesso. Generalidade da autoeficácia refere-se ao grau em que a eficácia pode ser generalizada para outras situações ou tarefas. Por fim, a força da autoeficácia refere-se à extensão em que a autoeficácia precisa ser mantida em face aos obstáculos. De acordo com a teoria social cognitiva (Bandura, 1997), a crença na autoeficácia (uma forma específica de autoconfiança) promove resiliência frente à adversidade (Bull, Shambrook, James, e Brooks (2007).

Segundo Beattie, Hardy, Savage, Woodman, e Callow (2011), Bandura (1977, 1986, 1997) desenvolveu uma importante teoria sobre a auto-eficácia, entretanto o seu enfoque na avaliação deste constructo (força da autoeficácia) resguarda o conceito de autoeficácia resiliente, ou seja, a capacidade do indivíduo de restaurar a autoeficácia ou autoconfiança frente às adversidades. Para estes autores, é necessário avaliar a autoconfiança baseada na capacidade de o indivíduo manter os níveis de autoconfiança (robusta) frente às adversidades.

Vealey (1986, 2009) e Vealey e Chase (2008) conceituaram autoconfiança no esporte como o grau de certeza em que certos indivíduos possuem acerca de seu sucesso no esporte. De acordo com esses autores, autoconfiança no esporte é um constructo multidimensional que é composto de seis dimensões: habilidade de execução, realização, fatores físicos e psicológicos, superioridade do oponente, fatores específicos do atleta e consciência tática. Além dos avanços da definição original e específica de autoconfiança no esporte, mais recentemente, Vealey e Chase (2008) sugeriram que somente ter

autoconfiança no esporte pode ser insuficiente para ter sucesso no desempenho esportivo. Em outras palavras, atletas necessitam ter autoconfiança robusta e resiliente para enfrentar as dificuldades da competição. De fato, o sucesso do desempenho dos atletas nas competições depende dessas duas competências (autoconfiança robusta e resiliente), as quais estão altamente relacionadas à *mental toughness* e sucesso no esporte (Bull et al., 2007; Jones, Hanton, e Connaughton, 2002; Jones, Hanton, e Connaughton, 2007).

Por definição, autoconfiança robusta é um conjunto de crenças positivas maleáveis que protegem contra os desafios psicológicos e ambientais em curso, associados com o esporte competitivo (Thomas, Lane, e Kingston, 2011). Para Bull et al. (2007) e Thomas et al. (2011), a autoconfiança resiliente, a qual é um tipo de autoconfiança que é estável, e autoconfiança robusta, que tem como características a superação de dúvidas e manutenção de foco são características da *mental toughness*. De acordo com Gucciard, Gordon, e Dimmock (2008), *mental toughness* está relacionada a excelentes desempenhos, caracterizando-se como uma variável psicológica de extrema importância para o sucesso competitivo.

Com intuito de instrumentalizar a avaliação da autoconfiança de atletas em ambientes competitivos, Beattie et al. (2011) realizaram um estudo que teve como objetivo desenvolver um inventário que avalia a dimensão traço da autoconfiança robusta de atletas, baseando-se na Teoria da Autoeficácia (*Self-efficacy Theory*) (Bandura, 1977, 1986, 1997) e o no conceito de *sport-confidence* (Vealey, 1986, 2009; Vealey e Chase, 2008). Estes autores recorreram à Análise Fatorial Confirmatória (AFC) para verificar a validade de constructo. Os resultados de seu estudo revelaram bons índices de ajustamento (CFI = 0.97; RMSEA = 0.05 e SRMR = 0.04) do modelo unifatorial composto de oito itens (questões) indicando que o referido instrumento é uma medida válida para verificar traço de autoconfiança robusta de atletas, o qual foi denominado de *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory* (TROSCI). Mais recentemente, Faghir, Tojari e Amirtash (2013) também recorreram ao procedimento de AFC para verificar a validade de constructo do TROSCI no contexto cultural do Irã e obtiveram aceitáveis índices de ajustamento ($\chi^2/DF = 2.34$; RMSEA = 0.062) constituindo uma medida válida de autoconfiança robusta para esse contexto cultural.

Segundo Beattie et al. (2011), a autoconfiança robusta tem recebido pouca atenção de pesquisas no contexto esportivo competitivo, no mundo. No Brasil, isso não é diferente, pois não dispomos, até a presente data, de instrumentos validados por meio de AFC que meçam esse constructo. Dessa forma, o presente estudo teve como objetivos: i) tradução e adaptação transcultural do TROSCI para Português do Brasil, ii) avaliação das suas propriedades psicométricas (confiabilidade composta e validade fatorial), iii) verificação da validade convergente entre o TROSCI e o CSAI-2R e, finalmente, iv) verificação da validade convergente e discriminante, pela variância média extraída e correlação entre fatores.

MÉTODO

Participantes

A seleção dos participantes foi do tipo não-probabilística e intencional, e foi composta de 315 atletas amadores de nível competitivo regional e nacional (223 do sexo masculino e 92 do

sexo feminino) com idades compreendidas entre 18 e 50 anos ($M = 25.74$ e $DP = 8.67$) de diversas modalidades esportivas (futebol, vôlei, handebol, basquete, artes marciais, natação, surfe, ciclismo, tênis e corrida). A experiência competitiva variou entre 1 e 40 anos ($M = 7.01$ e $DP = 6.47$). Para efeitos de análise das propriedades psicométricas da escala, a amostra total foi subdividida aleatoriamente em duas subamostras (calibração e validação) com dimensões e características semelhantes. A amostra de calibração foi constituída por 163 atletas (27.6% de mulheres) com média de idades de 25.55 anos ($DP = 8.44$) e 7.20 anos de experiência competitiva ($DP = 6.75$). Por sua vez, a amostra de validação foi constituída por 152 atletas (30.9% de mulheres) com média de idades de 25.95 anos ($DP = 8.94$) e 6.81 anos de experiência competitiva ($DP = 6.17$). Não se verificaram diferenças significativas, entre subamostras, nas variáveis idade, sexo e experiência competitiva ($p > 0,05$). O tamanho das subamostras do estudo respeitou uma proporção maior do que 10:1, ou seja, dez sujeitos por variável observável (i.e., item) do instrumento, tal como recomendado por Tabanick e Fidell (2001).

Instrumentos

O *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory* foi desenvolvido por Beattie et al. (2011) e é constituído de oito itens respondidos de acordo com uma escala de concordância, do tipo *Likert*, de nove pontos (1 = Discordo Completamente à 9 = Concordo Completamente). O instrumento é composto de cinco itens positivos (ex.: "Minha autoconfiança permanece estável, independentemente de oscilações no meu desempenho") e de três itens negativos/invertidos (ex.: "Minha autoconfiança varia muito"). É possível calcular um escore estandardizado, através da soma das respostas dos itens do respectivo fator dividida pelo número de itens, podendo os valores variar entre 1 e 9.

Para a validade convergente, os atletas também preencheram a versão brasileira (Fernandes et al., 2012) do CSAI-2R (Cox, Martens, e Russell, 2003). Essa escala é constituída 17 itens, distribuídos em três dimensões (ansiedade cognitiva, ansiedade somática e autoconfiança). As afirmações foram respondidas de acordo com uma escala do tipo *Likert* de quatro pontos (1 = nada a 4 = muito). Foi possível calcular um escore estandardizado, através da soma das respostas dos itens do respectivo fator dividida pelo número de itens, podendo os valores variar entre 1 e 4. Especificamente, foi analisada a correlação entre a autoconfiança estado avaliada pelo CSAI-2R (Fernandes et al., 2012) e autoconfiança traço avaliada pelo TROSCI (Beattie et al., 2011) em função da evidência empírica de associação em entre essas duas variáveis (Vealey, e Chase, 2008; Vealey, 2009).

Procedimentos

O presente estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa (Protocolo 307.148) da Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC), de acordo com a Resolução CNS/MS n. 466/2012.

Antes de ser aplicado aos atletas, o TROSCI foi traduzido pelo método de *back-translation* (Brislin, 1986) e verificado a sua validade de conteúdo por um conjunto de três doutores em Psicologia e dois doutores em Educação Física. Após a autorização dos técnicos e dirigentes responsáveis, os atletas assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido, e preencheram o TROSCI (Beattie et al., 2011) e a versão brasileira

(Fernandes et al., 2012) do CSAI-2R (Cox et al., 2003). Os instrumentos foram aplicados nos locais de treino dos atletas, por avaliadores devidamente treinados e supervisionados por um Psicólogo e Doutor em Psicologia, o qual é um dos autores do artigo. Os instrumentos foram preenchidos num tempo aproximado de 5 e 10 minutos.

Tradução e adaptação cultural

O procedimento para a adaptação transcultural de instrumentos psicológicos adotado nesse estudo seguiu as orientações de Brislin (1970), i) preparação da versão preliminar, através da técnica tradução/retroversão *translation/backtranslation technique*), com a utilização de dois professores bilingües doutores em Psicologia, tendo um deles vasta experiência em Psicologia do Esporte; ii) avaliação da versão preliminar e preparação da versão experimental, com a finalidade de averiguar-se a versão retrovertida traduziu-se, de forma exata, na versão original do instrumento. Nessa etapa, a versão retrovertida do instrumento foi submetida a um painel de avaliação formado pelos dois tradutores. A versão brasileira foi revisada 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, e 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 e dois doutores em Educação Física com experiência na área de pesquisa e em validação de instrumentos psicométricos. 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 calculada 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 importante/pertinente) (Fernandes e Fernandes, 2015). Este processo permitiu o cálculo do índice de validade de conteúdo (IVC) Waltz, Strickland, e Lenz, 1991).

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 dos dados foram utilizados os coeficientes de assimetria (Sk) e curtose (Ku) uni e multivariado (coeficiente de Mardia). A existência de *outliers* foi verificada por meio da distância quadrada de Mahalanobis (D^2). A consistência interna das escalas foi determinada através do alfa de Cronbach com um ponto de corte $> .60$ (Loewenthal, 2001; Maroco e Garcia-Marques, 2006) e do índice de confiabilidade composta (CC).

A Análise Fatorial Confirmatória (AMOS 22) foi utilizada para analisar a validade de construto do instrumento - *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory*, utilizando-se o método de estimação *maximum likelihood*. Tendo por base o estudo original de Beattie et al. (2011), foram testados dois modelos: um

modelo unidimensional constituído pelos oito itens (M1) e um modelo com dois fatores correlacionados (M2), sendo uma dimensão constituída pelos itens formulados na positiva e outra pelos itens formulados na negativa. Após a especificação e estimação dos modelos, 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 ($p > .05$).

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 .90 representam um ajuste adequado para o modelo. Mais recentemente, Hu e Bentler (1999) sugeriram um ponto de corte de .95 como indicativo de um bom ajustamento do modelo; b) RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), em que valores menores que .08 indicam uma adequação aceitável (Browne e Cudeck, 1993), embora Hu e Bentler (1999) tenham sugerido um ponto de corte de .06; e, c) AIC (*Akaike Information Criterion*) que indica a parcimônia e simplicidade do modelo através do menor valor entre os modelos testados.

A qualidade do ajustamento local dos modelos foi avaliada pelos pesos fatoriais e pela confiabilidade individual dos itens, permitindo assim a análise da validade fatorial, convergente e discriminante da escala de medida (i.e., a sua validade de construto) (Marôco, 2014). Inicialmente, para a análise da validade convergente entre instrumentos, foram calculados os coeficientes de correlação de Pearson entre o *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory* e a dimensão autoconfiança do CSAI-2R. Além disso, para fins de validade convergente e discriminante, foram empregados os seguintes procedimentos: (1) investigação da magnitude das cargas fatoriais e da variância média extraída (VME), que representa o percentual médio de variação explicada por todos os itens que medem o construto. Os valores do VME podem variar de 0 a 1, sendo que valores maiores ou iguais a .50 ($VME \geq .50$) sugerem que os itens compartilham de uma elevada variância em comum; (2) investigação da magnitude das correlações entre fatores ($\leq .80$) e pela comparação da raiz quadrada da VME de determinado fator com a magnitude da correlação entre este fator e os demais do modelo (Marôco, 2014). A validade discriminante é corroborada se a raiz quadrada da VME de um fator for maior do que as correlações entre este e os demais fatores (Hair, Black, Babin, Anderson, e Tatham, 2009). Para estas análises foram utilizados os *softwares* SPSS 17.0 e AMOS 22.

RESULTADOS

Validade de conteúdo

Em termos da validade de conteúdo realizada pelos membros do comitê de especialistas, foi suportado a o ponto de corte superior a 80% para todos os itens, o que suporta a adequação/inclusão dos itens nos seus respectivos fatores (Waltz et al., 1991; Almeida e Freire, 2003)

Análise Fatorial Confirmatória

Uma análise inicial dos dados na subamostra de calibração revelou a existência de quatro observações cujo valor elevado e significativo das distâncias de Mahalanobis indica serem *outliers*, assim como, um valor de Mardia igual a 6.97, o que demonstra uma violação moderada à distribuição normal multivariada

(Satorra e Bentler, 2001). Após a eliminação das quatro observações *outliers*, verificou-se que as variáveis apresentaram adequados valores de normalidade univariada (i.e., $|Sk|$ e $|Ku| < 2$), assim como um valor adequado e indicativo de normalidade multivariada (i.e., coeficiente de Mardia igual a 2.49).

Na tabela 1 são apresentados os índices de qualidade de ajustamento para os modelos testados.

Tabela 1
Índices de ajustamento das AFC aos diferentes modelos

	χ^2/df	CFI	GFI	RMSEA (90%IC)	AIC
M1: unifatorial	7.21	0.51	0.82	0.198 (0.168-0.229)	176.11
M2: bi-fatorial	4.75	0.72	0.88	0.154 (0.123-0.187)	124.29

Nota: Todos os valores de χ^2 são significativos ($p < .01$)

A análise dos índices revelou que ambos os modelos revelaram uma qualidade de ajustamento inadequada, apesar do modelo bi-fatorial demonstrar melhores índices. Deste modo, analisaram-se os índices de modificação produzidos para o modelo 2, tendo-se verificado que o item 3 apresentava um peso fatorial reduzido ($< .50$) (Hair, Black, Babin, e Anderson, 2014) no respectivo fator. De igual modo (índices de modificação), identificou-se uma possível covariância entre os erros dos itens 2 e 5. Dado pertencerem a diferentes fatores, procedeu-se à análise semântica do conteúdo dos itens, tendo-se verificado que estes apresentam uma certa afinidade inversa em termos da estabilidade da autoconfiança. Depois de eliminado o item 3 e permitida a correlação dos erros de medida dos itens 2 e 5, foi possível obter uma qualidade de ajustamento ótima ($\chi^2_{df} = 1.68$; CFI = 0.96; GFI = 0.97; RMSEA (90% IC) = 0.065 (0.000 - 0.114); AIC = 52.12). Adicionalmente, este modelo revisado apresentou uma qualidade de ajustamento significativamente superior à do modelo bi-fatorial original ($\Delta\chi^2_{(7)} = 70.17$; $p < .001$), assim como, um menor valor de AIC. Todos os itens revelaram um peso fatorial superior a .50 (Hair et al., 2014) no respectivo fator.

Atendendo ao conteúdo dos itens, os fatores foram denominados como "Autoconfiança robusta (*robust self-confidence*)" — itens 4, 5, 6 e 8 e "Autoconfiança instável (*unstable self-confidence*)" — itens 1, 2 e 7.

A confiabilidade dos fatores foi avaliada pelo alfa de Cronbach e pelo índice de fiabilidade compósita. Para o fator "Autoconfiança robusta" verificaram-se valores de .69 e .69, respetivamente. Para o fator "Autoconfiança instável" obtiveram-se valores de .64 e .67, respetivamente.

No que diz respeito à validade convergente e discriminante, a variância extraída média (VME) revelou-se baixa para os fatores "Autoconfiança robusta" (.368) e "Autoconfiança instável" (.410). A validade discriminante dos fatores foi avaliada pela comparação dos valores de variância extraída média com o quadrado da correlação entre os fatores ($r = .210$; $r^2 = .044$), verificando-se que estes dois fatores possuem validade discriminante (i.e., .410 e .368 $> .044$).

Para efeitos de validação cruzada do modelo obtido, procedeu-se à análise desta última estrutura fatorial na subamostra de validação. Uma análise inicial permitiu verificar que nenhuma observação apresentou valores elevados de D^2 , nem se verificaram variáveis com valores elevados de assimetria ($|Sk| < 1$) e curtose uni ($|Ku| < 2$) e multivariada (1.70). Também não foram identificadas quaisquer sugestões significativas de modificação do modelo, por parte do AMOS. O modelo bi-fatorial com a remoção do item 3 e a permissão de correlação dos erros de medida dos itens 2 e 5 revelou uma excelente qualidade de ajustamento na subamostra de validação ($\chi^2_{df} = 0.61$; CFI = 1.00; GFI = 0.99; RMSEA (90% IC) = .000 (.000 - .049); AIC = 39.32). Todos os itens revelaram um peso fatorial superior a .50 no respectivo fator, com exceção do item 4 (0.432). A confiabilidade dos fatores revelou-se satisfatória, a saber: "Autoconfiança robusta": $\alpha = .64$; FC = .65; "Autoconfiança instável" $\alpha = .68$; FC = .68.

A Figura 1 apresenta os valores dos pesos fatoriais standardizados, a fiabilidade individual de cada um dos itens no modelo e a correlação entre fatores.

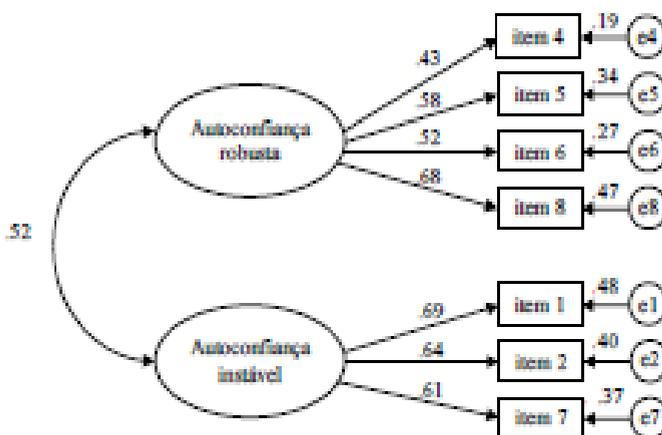


Figura 1. Modelo bi-fatorial do *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory* ajustado a atletas brasileiros

Validade Convergente e Validade discriminante

Relativamente à análise da validade convergente dos fatores do instrumento com a escala de autoconfiança do CSAI-2R, observou-se que esta última escala de estado de autoconfiança correlacionou-se moderada e positivamente com as dimensões "Autoconfiança robusta" ($r = .32$; $p < .001$) e "Autoconfiança instável" ($r = .24$; $p < .01$).

A variância extraída média revelou-se baixa para os fatores "Autoconfiança robusta" (.316) e "Autoconfiança instável" (.419). A validade discriminante dos fatores foi avaliada pela comparação dos valores de variância extraída média com o quadrado da correlação entre os fatores ($r = .524$; $r^2 = .275$), verificando-se que estes dois fatores possuem validade discriminante (i.e., .419 e .316 > .275).

DISCUSSÃO

O presente estudo teve como propósito verificar a confiabilidade e validade fatorial (validade de constructo) da versão brasileira do *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory* (Beattie et al., 2011). Salvo nossos conhecimentos, este estudo é pioneiro em examinar as propriedades psicométricas (Análise Fatorial Confirmatória) do referido instrumento no contexto brasileiro, o qual possibilitará avaliação da autoconfiança para o planejamento de intervenções na Psicologia do Esporte Brasileira e a possibilidade de futuras pesquisas com objetivo de compreender esse constructo, o qual é de fundamental importância para o desempenho esportivo (Jones et al., 2007; Cowden, 2016).

Com relação à tradução e equivalência entre as versões original e brasileira, observou-se uma satisfatória equivalência. Os resultados da verificação da validade de conteúdo (IVC) relativa ao painel de especialistas superaram o ponto de corte de .80, de acordo com o recomendado pela literatura (Alexandre e Coluci, 2011). Dessa forma, a versão brasileira do *Trait Robustness of Self-Confidence Inventory* contém um conjunto de itens que determinam adequadamente o conteúdo do hipotético fator (Rubio, Berg-Weger, Tebri, Lee, e Rauch, 2003). Para Sireci (1998) a validade de conteúdo é de fundamental importância no processo de adaptação de instrumentos de medidas.

A Análise Fatorial Confirmatória revelou uma solução fatorial ajustada aos dados analisados (CFI e GFI > 0.90 e RMSEA < 0.06), constituída de dois fatores (autoconfiança robusta e autoconfiança instável). Essa solução fatorial apresentou carregamentos significativos de seus itens nos respectivos fatores que variaram entre .43 e .69, assim como, valores de fiabilidade individual de item variando entre .19 e .48. Dessa forma, foi suportada a validade de constructo da versão brasileira do TROSCI. De acordo com Pasquali (2009), a validade de constructo é considerada a forma mais fundamental de validade dos instrumentos psicológicos, por constituir a maneira direta de verificar a representação comportamental das variáveis latentes.

No que se refere à confiabilidade, o presente estudo foi pioneiro em utilizar a confiabilidade composta conjuntamente com o alpha de Cronbach na versão brasileira do TROSCI, a qual demonstrou, para as suas duas dimensões, satisfatórios índices de consistência interna, semelhante ao resultado do modelo original (Beattie et al., 2011). Embora o critério de .70 seja o mais

utilizado, outros autores (Loewenthal, 2001; Maroco, e Garcia-Marques, 2006) sugerem que valores de 0,60 ou superiores são adequados para escalas com um reduzido número de itens por fator (Fernandes, e Fernandes, 2015; Fernandes, Vasconcelos-Raposo, e Fernandes (2013). A esse respeito, vale ressaltar que a versão brasileira do TROSCI, em suas duas dimensões (autoconfiança robusta e autoconfiança estável) são constituídas de 4 e 3 itens, respectivamente. Nesse sentido, um índice de confiabilidade abaixo de 0,70 não indica necessariamente pouca confiabilidade e nem traduz uma limitação para o presente estudo. De fato, sugere existir pouca variabilidade nas respostas do número reduzido de itens que constitui cada dimensão do instrumento (Rodríguez, e Maeda, 2006). De forma geral, o resultado obtido sugere existir uma satisfatória homogeneidade e uniformidade entre as respostas dos sujeitos da amostra (Fernandes et al., 2013; Fernandes, Nunes, e Fernandes, 2015). Para além disso, um índice de consistência interna satisfatório indica que o instrumento irá fornecer sempre os mesmos resultados quando aplicados a alvos estruturalmente iguais, o que se traduz em um instrumento de medida confiável (Maroco, 2006).

Para o modelo bifatorial da versão brasileira do TROSCI, a variância extraída média ficou abaixo do ponto de corte indicado pela literatura (≥ 0.50), indicando que, de certa forma, os itens têm limitações em explicar a variância do modelo especificado. No entanto, o carregamento dos itens foi maior do que .50 para a maioria dos itens, com exceção do item 4 e os erros de medida não ultrapassaram .48. Com esse foi o primeiro estudo que verificou a variância média extraída do TROSCI, é necessário que em futuros estudos seja confirmado esse valor baixo de VME, tendo em consideração igualmente modelos factoriais uni e bidimensionais.

Relacionado à validade convergente, a versão brasileira do TROSCI, a qual avalia autoconfiança traço, apresentou correlação moderada significativa e positiva com a subescala que verifica autoconfiança estado da versão brasileira do CSAI-2R. De acordo com Vealey (1986), Vealey e Chase (2008) há evidências de uma relação significativa entre autoconfiança estado e autoconfiança traço. De modo geral a validade convergente da versão brasileira do TROSCI foi suportada e vai ao encontro do estudo de desenvolvimento do TROSCI (Beattie et al., 2011). Porém, tendo em consideração que os valores de correlação obtidos são baixos, importa repensar o quadro interpretativo de maneira a se fazer uma análise que se fique pelo teoricamente desejável.

Vealey (1986, 2009) e Vealey e Chase (2008) propuseram uma teoria específica para os esportes, referente à autoconfiança resiliente e robusta. Para esse autor a autoconfiança resiliente e robusta são indispensáveis para um satisfatório desempenho competitivo. Dessa forma, a versão brasileira do TROSCI contém variáveis observáveis centrais para a avaliação da autoconfiança robusta em atletas (ex: minha autoconfiança é estável, geralmente não varia muito; minha autoconfiança não é afetada pelo resultado da competição), proporcionando meios de se investigar os níveis de autoconfiança para um possível planejamento de intervenções, com o objetivo de desenvolver essa competência psicológica em atletas de competição.

O presente estudo tem algumas limitações, a saber: a proporção de participantes masculinos e femininos não foi

semelhante, o que limitou a análise de invariância métrica, ficando como sugestão para futuros estudos. Não foi realizada análise de estabilidade temporal do instrumento, a qual poderá ser objetivo de futuros estudos e, por fim, é sugerido que nos próximos estudos seja verificada a validade de critério, tendo como variável de critério o desempenho.

Em síntese, pode-se concluir que a versão brasileira (bidimensional de sete itens) do TROSCI é um instrumento válido para avaliar autoconfiança no Brasil. Entretanto, são necessários estudos futuros com o objetivo de se verificar as inconsistências encontradas relativas a índices baixos de confiabilidade composta e variância extraída média. Esse constructo (autoconfiança) é de fundamental importância para o contexto competitivo, devido às evidências de que exerce um efeito positivo no desempenho esportivo (Craft et al., 2003; Woodman e Hardy, 2003).

Dessa forma, pesquisadores do Brasil podem lançar mão desse instrumento para desenvolverem suas pesquisas no campo da Psicologia do Esporte e contribuírem a elucidação das variáveis envolvidas do desempenho esportivo. A presente pesquisa também oferece uma contribuição significativa para psicólogos do esporte e treinadores interessados em desenvolver a autoconfiança de atletas brasileiros, haja vista a inexistência de questionários no nosso contexto que permitam avaliar esse constructo com segurança.

CONCLUSÕES

Os resultados de confiabilidade e das AFC revelaram boas propriedades psicométricas para a versão brasileira do TROSCI, confirmando a sua estrutura bidimensional de sete itens. Foi suportada a validade convergente entre o TROSCI e a dimensão autoconfiança da versão brasileira do CSAI-2, assim como foi suportado a validade discriminante do instrumento. Em função desses resultados, recomendamos aos pesquisadores que objetivam avaliar autoconfiança robusta em atletas brasileiros que utilizem a versão brasileira do TROSCI.

REFERÊNCIAS

- Alexandre, N., e Coluci, M. (2011). Validade de conteúdo nos processos de construção e adaptação de instrumentos de medidas. *Ciência & Saúde Coletiva*, 16, 3061-3068.
- Almeida, L., e Freire, T. (2003). *Metodologia da investigação em psicologia e educação*. Braga: Psiquilibrios.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy*. New York: Freeman.
- Beaumont, C., Maynard, I. W., e Butt, J. (2015). Effective ways to develop and maintain robust sport-confidence: Strategies advocated by sport psychology consultants. *Journal of Applied Sport Psychology*, 27(3), 301-318.
- Beattie, S., Hardy, L., Savage, J., Woodman, T., e Callow, N. (2011). Development and validation of a trait measure of robustness of self-confidence. *Psychology of Sport and Exercise*, 12, 184-191.
- Bentler, P., e Bonnet, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Brislin, R. (1986). Back-translation methods: The wording and translation of research instruments. Em W. J. Lonner e J. W. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Beverly Hill, CA: Sage.
- Browne, M. W., & Cudek, R. (1993). Alternate ways of assessing model fit. Em K. A. Bollen e J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Bull, S. J., Shambrook, C. J., James, W., e Brooks, J. E. (2007). Towards an understanding of mental toughness in elite English cricketers. *Journal of Applied Sport Psychology*, 17, 209-227.
- Burns, K. M., Burns, N. R., e Ward, L. (2016) Confidence More a Personality or Ability Trait? It Depends on How It Is Measured: A Comparison of Young and Older Adults. *Frontiers of Psychology*, 18(7) 518. doi: 10.3389/fpsyg.2016.00518
- Campos, G. G., Valdivia, P., Zagalaz, J. C., Ortega, F. Z., e Romero, O. (2017). Influence of stress control in the sports performance: self-confidence, anxiety and concentration in athletes. *Retos*, 32, 3-6.
- Cowden, R. (2016). Competitive performance correlates of mental toughness in tennis: A preliminary analysis. *Perceptual and Motor Skill*, 123(1), 341-360.
- Cox, R. H., Martens, M., e Russell, W. D. (2003). Measuring anxiety in athletics: The revised Competitive State Anxiety Inventory-2. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 25(4), 519-533.
- Craft, L. L., Magyar, T. M., Becker, B. J., e Feltz, D. L. (2003). The relationship between the Competitive State Anxiety Inventory-2 and sport performance: A meta-analysis. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 25, 44-65.
- Faghir, G., Tojari, F., e Amirtash, A. (2013). Determine the validity and reliability of a trait measure of robustness of self-confidence. *Sport European Journal of Experimental Biology*, 3(4), 48-56.
- Fernandes, M. G., e Fernandes, H. M. (2015). Tradução, Adaptação Transcultural e Propriedades Psicométricas da Versão Brasileira do *Test of Performance Strategies*. *Psicologia Reflexão e Crítica*, 28(1), 136-146.
- Fernandes, M. G., Nunes, S. A. N., Vasconcelos-Raposo, J., Fernandes, H. M., e Brustad, R. (2013). The CSAI-2: An examination of the instrument's factorial validity and reliability of the intensity, direction and frequency dimensions with Brazilian athletes. *Journal of Applied Sport Psychology*, 25, 377-391.
- Fernandes, M. G., Nunes, S. A. N., Vasconcelos-Raposo, J., e Fernandes, H. M. (2014). Efeitos da experiência nas dimensões de intensidade, direção e frequência da ansiedade e autoconfiança competitiva: Um estudo em atletas de desportos individuais e coletivos. *Motricidade*, 10(2), 81-89.
- Fernandes, M. G., Vasconcelos-Raposo, J., e Fernandes, H. M. (2012a). Propriedades psicométricas do CSAI-2 em atletas brasileiros. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 25(4), 679-687.
- Fernandes, M. G., Vasconcelos-Raposo, J., e Fernandes, H. M. (2012b). Relação entre orientações motivacionais, ansiedade e autoconfiança, e bem-estar subjetivo em atletas brasileiros. *Motricidade*, 8(3), 4-18.

- Fernandes, M. G., Vasconcelos-Raposo, J., e Fernandes, H. M. (2013). Tradução, adaptação transcultural e propriedades psicométricas do TOPS2 em atletas brasileiros. *Revista Ibero-Americana de Diagnóstico e Avaliação Psicológica*, 36(2), 71-98.
- Fernandes, M. G., Nunes, S. A. N., e Fernandes, H. M. (2015). Propriedades psicométricas da versão brasileira do *Physical Education Teaching Processes Questionnaire*. *Motricidade* 2015; 11(3), 59-67.
- Garson, G. D. *Factor Analysis*. (2012). Asheboro, NC: Statistical Associates Publishing.
- González-Campos, G., Valdivia, P., Zagalaz, M. L., e Romero, S. (2015). La Autoconfianza y el control del estrés en futbolistas: revisión de estudios. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 10(1), 95-101.
- Gucciardi, D. F., Gordon, S., e Dimmock, J. A. (2008) Towards an understanding of mental toughness in Australian football. *Journal of Applied Sport Psychology*, 20(3), 261-281.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E, e Tatham, R. L. (2009). *SEM: confirmatory factor analysis* (6th Ed.). Porto Alegre: Bookman.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., Anderson, R., e Tatham, R. (2006). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Harlow, NJ: Pearson Educational.
- Hu, L., e Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jones, G., Hanton, S., e Connaughton, D. (2002). What is this thing called mental toughness? An investigation of elite performers. *Journal of Applied Sport Psychology*, 14, 205-218.
- Jones, G., Hanton, S., e Connaughton, D. (2007). A framework of mental toughness in the world's best performers. *The Sport Psychologist*, 21(2), 243-264.
- Loewenthal, K. M. (2001). *An introduction to psychological tests and scales* (2nd ed.). London: UCL Press.
- Maroco, J., e Garcia-Marques, T. (2006). Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas? *Laboratório de Psicologia*, 4(1), 65-90.
- Marôco, J. (2014). *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, Software & Aplicações* (2nd ed.). Pêro Pinheiro, Portugal: Report Number.
- Martens, R., Vealey, R. S., e Burton, D. (1990). *Competitive anxiety in sport*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Machida, M., Ward, R. M., e Vealey, R. S. (2012). Predictor of sources of self-confidence in collegiate athletes. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 10(3), 172-185.
- Pasquali, L. (2009). Psicometria. *Revista da Escola de Enfermagem-USP*. 43, 992-999.
- Robinson, G., e Freeston, M. (2015). Intolerance of uncertainty as a predictor of performance anxiety and robustness of sport confidence in university student-athletes. *Journal of Clinical Sport Psychology*, 9, 335-344
- Rodríguez, M. C., e Maeda, Y. (2006). Meta-analysis of coefficient alpha. *Psychological Methods*, 11(3), 306-332.
- Rubio, D. M., Berg-Weger, M., Tebri, S. S., Lee, E. S., e Rauch, S. (2003). Objectifying content validity: Conducting a content validity study in social work research. *Social Work Research*, 27(2), 94-104.
- Ruiz-Juan, F., Sancho, A. Z., e Flores-Allende, G. (2016). Ansiedad precompetitiva en corredores de fondo en ruta en función de sus variables de entrenamiento Precompetitive anxiety in long-distance runners depending on their training variables, *Retos*, 30, 110-113.
- Sánchez, J. C. J., Gómez, R. P., Dueñas, K. G. N. e Gómez-Millán, R. B. (2012). Ansiedad y autoconfianza precompetitiva en triatletas. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 7(1), 113-124.
- Satorra, A., e Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514.
- Sireci, S. G. (1998). The construct of content validity. *Social Indicator Research*, 45(1/3), 83-117.
- Tabachnick, B. G. e Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4th ed.). New York: Harper Row.
- Thomas, O., Lane, A., e Kingston, K. (2011). Defining and Contextualizing Robust Sport-Confidence. *Journal of Applied Sport Psychology*, 23(2), 189-208.
- Vealey, R. S. (1986). Conceptualization of sport confidence and competitive orientation: preliminary investigation and instrument development. *Journal of Sport Psychology*, 8(3), 221-246.
- Vealey, R. S., e Chase, M. A. (2008). Self-confidence in sport. Em T. S. Horn, (Ed.), *Advances in Sport Psychology* (pp. 66-97) Champaign, IL: Human Kinetics.
- Vealey, R. S. (2009) Confidence in sport. Em B. W. Brewer (Ed.), *Sport Psychology* (pp. 43-52). New York: Wiley.
- Waltz, C. F., Strickland, O. L., e Lenz, E. R. (1991). *Measurement in nursing research* (2th ed.). Philadelphia: Davis.
- Woodman, T., & Hardy, L. (2003). The relative impact of cognitive anxiety and self-confidence upon sport performance: a meta-analysis. *Journal of Sports Sciences*, 21(6), 443-457.