



Psicologia: Reflexão e Crítica

ISSN: 0102-7972

prcrev@ufrgs.br

Universidade Federal do Rio Grande do Sul  
Brasil

Gimenes Fernandes, Marcos; Vasconcelos-Raposo, José; Fernandes, Helder Miguel  
Propriedades psicométricas do CSAI-2 em atletas brasileiros  
Psicologia: Reflexão e Crítica, vol. 25, núm. 4, 2012, pp. 679-687  
Universidade Federal do Rio Grande do Sul  
Porto Alegre, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=18825219007>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal  
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# Propriedades Psicométricas do CSAI-2 em Atletas Brasileiros

## Psychometric Properties of the CSAI-2 in Brazilian Athletes

Marcos Gimenes Fernandes<sup>\*, a</sup>, José Vasconcelos-Raposo<sup>b</sup> & Helder Miguel Fernandes<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Universidade Estadual de Santa Cruz, Ilhéus, Brasil

& <sup>b</sup>Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Vila Real, Portugal

### Resumo

O propósito do estudo foi examinar a confiabilidade, evidências de validade fatorial, invariância (por género, tipo de esporte e nível competitivo) e evidências de validade convergente do CSAI-2. A amostra total foi composta de 375 atletas (284 do sexo masculino e 91 do sexo feminino). Para as evidências de validade convergente, a amostra foi constituída de 163 atletas (115 do sexo masculino e 48 do sexo feminino). Os atletas responderam aos instrumentos (CSAI-2 e versão reduzida do IDATE) uma hora antes do início das competições. Os resultados revelaram confiabilidade ( $\alpha > 0,70$ ) e bons índices de ajustamento (CFI = 0,959, GFI = 0,942 e RMSEA = 0,044) para o modelo reduzido de 17 itens (CSAI-2R). A invariância e as evidências de validade convergente foram suportadas. A versão brasileira reduzida do CSAI-2 revelou boas propriedades psicométricas, sustentando a sua utilização em atletas brasileiros.

*Palavras-chaves:* Ansiedade competitiva, evidências de validade, invariância.

### Abstract

The purpose of the study was to examine the reliability, factorial validity evidence, invariance (by gender, type of sport and competitive level) and evidence of convergent validity of the CSAI-2. The total sample consisted of 375 athletes (284 males and 91 females). For evidence of convergent validity, the sample consisted of 163 athletes (115 males and 48 females). The athletes responded to the instruments (CSAI-2 and reduced version of the State Trait Anxiety Inventory - STAI) an hour before starting competitions. The results showed reliability ( $\alpha > .70$ ) and good indices of fit (CFI = .959, GFI = .942 and RMSEA = .044) for the reduced model of 17 items (CSAI-2R). The invariance and the evidence of convergent validity were supported. The Brazilian reduced version of CSAI-2 showed good psychometric properties, supporting its use in Brazilian athletes.

*Keywords:* Competitive anxiety, evidence of validity, invariance.

O estudo da ansiedade competitiva tem merecido a atenção de inúmeros pesquisadores, constituindo uma das principais variáveis investigadas no contexto da psicologia do esporte (Jones, 1995; Woodman & Hardy, 2001). Em 1990, Martens, Vealey e Burton desenvolveram o *Competitive State Anxiety Inventory* (CSAI-2), sendo um dos principais instrumentos de avaliação da ansiedade-estado no contexto desportivo. Esse instrumento originou-se de uma perspectiva teórica sobre a ansiedade competitiva conhecida como a Teoria Multidimensional da Ansiedade Competitiva. Essa teoria integra duas dimensões da ansiedade competitiva: a ansiedade cognitiva

e a ansiedade somática. A ansiedade cognitiva diz respeito às expectativas negativas, por parte do atleta, acerca de seu desempenho, enquanto a ansiedade somática se refere aos aspectos fisiológicos da experiência de sentir-se ansioso, os quais provocam diretamente alteração da função autonômica (aumento da frequência cardíaca, sudorese, dilatação da pupila, e etc).

Pese embora a popularidade deste modelo teórico e inerente questionário, vários estudos têm apontado certas limitações ao processo de desenvolvimento desta escala. Adicionalmente, outros estudos têm questionado as evidências de validade do CSAI-2, propondo diferentes estruturas fatoriais. Por exemplo, Cox, Martens e Russell (2003) identificaram algumas limitações relacionadas aos métodos utilizados pelos estudos de construção do instrumento para determinar a estrutura fatorial do CSAI-2. Como exemplos dessas limitações, os autores citam as decisões arbitrárias para a inclusão de itens e a necessidade de mais estudos de análise fatorial confirmatória (AFC) para confirmar a estrutura fatorial do instrumento.

Lane, Sewell, Terry, Bartram e Nesti (1999) tiveram o mérito de realizar um estudo pioneiro acerca da análise da

\* Endereço de correspondência: Departamento de Ciências da Saúde, Universidade Estadual de Santa Cruz, Campus Soane Nazaré de Andrade, Km 16 Rodovia Ilhéus-Itabuna, Ilhéus, BA, Brasil 45662-900.  
E-mail: gimenes@uesc.br

Agradecimentos: O presente estudo somente foi possível devido às colaborações dos atletas que concordaram em participar como sujeitos da investigação. Nossos sinceros agradecimentos aos dois revisores anônimos, os quais fizeram valiosas considerações sobre o manuscrito.

estrutura fatorial do CSAI-2 em atletas britânicos, recorrendo a processos de AFC. Os autores aplicaram este método numa grande amostra ( $n = 1213$ ) de atletas, posteriormente dividida em duas amostras aleatoriamente formadas. Foram encontrados índices de ajustamento não aceitáveis para o modelo original do CSAI-2 (Martens et al., 1990), quer para amostra A ( $CFI = 0,82$ ), quer para a amostra B ( $CFI = 0,84$ ), assim como para ambas amostras ( $CFI = 0,83$ ). Deste modo, os autores questionaram o uso do CSAI-2 como uma medida válida para medir o estado de ansiedade cognitiva. Posteriormente, Tsorbatzoudis, Barkoukis, Sideridis e Grouios (2002), aplicaram o CSAI-2 numa amostra composta por 438 atletas, onde através da AFC também não encontraram bons índices de ajustamento para o modelo original de três fatores. Perante os resultados obtidos, estes autores sugeriram a eliminação do fator autoconfiança e a eliminação do item 25 (ansiedade cognitiva), resultando num modelo com melhores índices de ajustamento constituído por dois fatores e 17 itens, sugerindo que um modelo constituído por duas dimensões correlacionadas de ansiedade era o mais ajustado aos dados analisados.

Tendo em consideração as limitações enunciadas anteriormente, Cox et al. (2003) aplicaram o CSAI-2 numa amostra de calibração constituída por 503 atletas. Este estudo encontrou, também, índices de ajustamento fracos. Posteriormente, eliminaram 10 itens, resultando num modelo de 17 itens (CSAI-2R), mantendo a estrutura dos três fatores originais. Esta nova estrutura foi aplicada numa amostra de validação com 331 atletas. Neste estudo foram obtidos bons índices de ajustamento ( $CFI = 0,95$ ,  $NNFI = 0,94$  e  $RMSEA = 0,054$ ). Perante estes resultados, os autores recomendaram que profissionais e pesquisadores, para avaliar a ansiedade competitiva no contexto desportivo, utilizassem o instrumento CSAI-2R em substituição do CSAI-2. Ainda nesta perspectiva de investigação, Coelho, Vasconcelos-Raposo e Fernandes (2007), duplicaram a metodologia de Cox et al. (2003) com o objetivo de comparar os índices de ajustamentos dos diferentes modelos propostos na literatura. Estes autores, tendo por base o fato de o construto da ansiedade somática ser raramente discutida nos trabalhos publicados, propuseram-se a avaliar um modelo de dois fatores: Escala de Negativismo e Autoconfiança (ENAC). Esse modelo composto por dois fatores e 18 itens apresentou-se como o mais ajustado aos dados com índices aceitáveis de ajustamento ( $CFI = 0,916$ ,  $GFI = 0,871$  e  $RMSEA = 0,074$ ) para grupos de nível de rendimento desportivo mais baixo.

Vários estudos, em diversos países, têm procurado analisar as propriedades psicométricas do instrumento CSAI-2, comparando a adequação dos seus dados aos inúmeros modelos estruturais previamente enunciados. A evidência empírica sugere que a versão reduzida (CSAI-2R), proposta por Cox et al. (2003), tem sido consistente na apresentação de melhores índices de ajustamento, tal como evidenciado nos estudos realizados em vários países: Suíça (Lundqvist & Hassmén, 2005), Estônia (Raudsepp & Kais,

2008), Espanha (Fernández, Rio, & Fernández, 2007) e França (Martinent, Ferrand, Guillet, & Gautheur, 2010), embora neste último estudo os autores propuseram a eliminação de um item (item 1 – “ansiedade cognitiva”) que se apresentou com um valor de saturação inferior a 0,40.

Tendo em consideração a investigação desenvolvida e as inerentes limitações apresentadas para este instrumento de avaliação psicológica, é pertinente desenvolver estudos de pesquisa centrados na comparação dos diversos modelos fatoriais propostos na literatura, recorrendo para o efeito a atletas de diferentes modalidades esportivas e diferentes níveis competitivos. Esta linha de pesquisa não só possibilita a análise da estrutura fatorial do questionário em diferentes amostras (Lane et al., 1999; Lundqvist & Hassmén, 2005), como também permite a análise da (in)variância do modelo ajustado consoante distintas variáveis diferenciadoras (Cox et al., 2003; Raudsepp & Kais, 2008). Para esta análise multi-grupos, selecionamos as variáveis gênero, tipo de esporte e nível competitivo, procurando atender às sugestões de vários autores (Cox et al., 2003; Martinent et al., 2010; Raudsepp & Kais, 2008) e colmatar a inexistência de investigações prévias centradas sobre esta temática. Adicionalmente, importa verificar as evidências de validade convergente entre esse instrumento e outro que igualmente avalie a ansiedade. Esta verificação foi sugerida por Fernández et al. (2007) e tem como propósito assegurar o rigor na validação da versão brasileira do CSAI-2.

Deste modo, o presente estudo tem como objetivos: (a) verificar as propriedades psicométricas (evidências de validade fatorial e confiabilidade) da versão brasileira do CSAI-2 em atletas de diversas modalidades; (b) verificar a invariância de mensuração do questionário consoante o gênero (masculino e feminino), tipo de esporte (individual e coletivo) e nível competitivo (regional e nacional) dos atletas; e, (c) verificar as evidências de validade convergente entre o CSAI-2 e o IDATE (Inventário da Ansiedade de Traço-Estado).

## Método

### Amostra

É sugerida uma proporção de 10:1 (Tabachnick & Fidell, 2001), ou seja, dez sujeitos para cada item (questão) do teste para a validação de instrumentos psicométricos por AFC. Dessa forma, a amostra foi caracterizada não probabilística e intencional, composta por 375 atletas (284 do sexo masculino e 91 do sexo feminino), de diferentes modalidades desportivas, com idades compreendidas entre os 16 e os 52 anos ( $M = 24,09$ ;  $DP = 7,18$ ). Os atletas tinham entre 1 e 30 anos de prática esportiva ( $M = 8,68$ ;  $DP = 6,11$ ) e entre 1 e 28 anos de experiência competitiva ( $M = 7,37$ ;  $DP = 5,75$ ). A amostra do sexo masculino e feminino não revelou diferenças significativas quanto à idade, experiência de prática desportiva e anos de competição ( $p > 0,05$ ). Quando analisada a modalidade desportiva praticada obteve-se a seguinte distribuição: futebol de

campo (21%), futebol de salão (10%), voleibol (5%), handebol (4%), basquetebol (3%), tênis de mesa (3%), judô (2%), *jiu-jitsu* (25%), karatê (2%), corrida (6%), surfe (19%) e natação (1%). De um modo geral, 57% dos atletas praticavam modalidades esportivas individuais enquanto 43% dos atletas praticavam modalidades esportivas coletivas. Relativamente ao nível competitivo, 76% dos atletas afirmaram participar em competições de nível regional enquanto os restantes 24% dos atletas afirmaram participar em competições nacionais.

A sub-amostra para as evidências de validade convergente foi caracterizada não probabilística e intencional, obtida a partir da amostra total. Dessa forma, foi composta por 163 atletas (115 do sexo masculino e 48 do sexo feminino), de diferentes modalidades esportivas, com idades compreendidas entre 16 e 52 anos ( $M = 25,63$ ;  $DP = 8,74$ ). Os atletas tinham entre 1 e 30 anos de prática esportiva ( $M = 9,84$ ;  $DP = 6,64$ ) e entre 1 e 28 anos de experiência competitiva ( $M = 8,12$ ;  $DP = 6,01$ ). A amostra do sexo masculino e feminino não revelou diferenças significativas quanto à idade, experiência de prática desportiva e anos de competição ( $p > 0,05$ ). Quando analisada a modalidade desportiva praticada obteve-se a seguinte distribuição: futebol de campo (12%), futebol de salão (21,5%), voleibol (12%), handebol (9%), basquetebol (6%), tênis de mesa (6%), judô (4%), *jiu-jitsu* (10%), karatê (5%), corrida (12%) e natação (2,5%). De um modo geral, 39% dos atletas praticavam modalidades desportivas individuais, enquanto 61% dos atletas praticavam modalidades coletivas. Relativamente ao nível competitivo, 1% dos atletas afirmou participar em competições de nível regional enquanto os restantes 99% dos atletas afirmaram participar em competições nacionais.

### Instrumentos

Os atletas responderam a uma versão traduzida e adaptada para o Português do Brasil (Coelho, Vasconcelos-Raposo, & Mahl, 2010) do CSAI-2 (Martens et al., 1990). Este é um instrumento constituído por 27 itens, agrupados em três fatores, da seguinte forma: os itens 1, 4, 7, 10, 13, 16, 19, 22 e 25 pertencem ao fator ansiedade cognitiva; 2, 5, 8, 11, 14 (item invertido), 17, 20, 23 e 26 à ansiedade somática; e, 3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24 e 27 à autoconfiança. As afirmações foram respondidas de acordo com uma escala do tipo Likert de quatro pontos (1 = nada a 4 = muito). É possível calcular um escore para cada dimensão, através da soma das respostas dos itens daquele fator, podendo os valores variar entre 9 e 36. Antes da análise estatística foi invertida a pontuação do item 14. Para a forma reduzida (CSAI-2R; Cox et al., 2003) do CSAI-2, é possível também calcular um escore para cada dimensão, através da soma das respostas dos itens daquele fator divididos pelos números de itens do fator (esta média é calculada porque as subescalas do CSAI-2R têm numero diferente de itens), podendo os valores variar entre 1 e 4.

Para as evidências de validade convergente, os atletas também responderam à versão brasileira reduzida (Fio-

ravanti, Cheniaux, & Ladeira-Fernandez, 2011) do IDATE (Spielberg, Gorsuch, Lushene, Biaggio, & Natalicio, 1979). O instrumento é composto por doze itens agrupados em dois fatores. Do item 1 ao 6, verifica a ansiedade estado e do 7 ao 12, verifica a ansiedade traço. As perguntas foram respondidas numa escala Likert de quatro pontos (1= absolutamente não a 4= muitíssimo e 1=quase nunca a 4=quase sempre). Os escores são calculados com a soma das respostas dos itens e podem variar de 6 a 24. Anterior à análise estatística foi invertida a pontuação dos itens “positivos”: 1, 3 e 5 (ansiedade estado); 7, 9 e 12 (ansiedade traço).

### 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 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 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 do CSAI-2 através das médias (mínimo e máximo) dos valores das respostas dos itens. 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. Estas análises foram efetuadas no SPSS 16.0.

A AFC (AMOS 16.0) foi utilizada para testar os modelos propostos na literatura, utilizando-se o método de estimativa *maximum likelihood* e respeitando-se um número mínimo de 10 observações por item (Ding, Velicer, & Harlow, 1995). Após a especificação e estimativa do modelo, a sua adequação foi avaliada por um conjunto de índices de ajustamento/adequação. O valor de  $\chi^2$  (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 ( $gl$ ), representado por  $\chi^2/gl$ , 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. Segun-

do 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. E, (c) AIC (*Akaike Information Criterion*) que indica a parcimônia e simplicidade do modelo através do menor valor entre os modelos testados.

Para testar a invariância do modelo através da análise multi-grupos (por gênero, tipo de esporte e nível competitivo), foi realizado o procedimento de AFC, iniciando-se por análises independentes para cada um dos subgrupos (masculino e feminino; esportes individuais e coletivos; e, competições regionais e nacionais). Posteriormente, foi realizada a AFC simultaneamente (com correção *Emularel6*) nos subgrupos e calculados os índices de ajustamento para o modelo *baseline* (sem restrições). Na sequência, foram realizadas AFC sequencialmente restritivas a três níveis: (a) o modelo foi testado com as restrições relacionadas às cargas (*loadings*) dos itens (equivalência da saturação dos itens); (b) o modelo foi testado com as restrições relacionadas às suas variâncias (equivalência das variâncias); e, (c) o modelo foi testado com as restrições relacionadas às suas covariâncias (equivalência das covariâncias). A equivalência (invariância) em cada um dos três níveis referida foi suportada quando o  $\Delta\chi^2$  foi não-significativo ( $p > 0,05$ ) e o  $\Delta\text{CFI}$  foi menor que 0,01.

Foram calculados os coeficientes de correlação de Pearson entre os fatores do CSAI-2R (ansiedade cognitiva,

ansiedade somática e autoconfiança; modelo que melhor representou os dados analisados), e os fatores do IDATE (ansiedade traço e ansiedade estado) com o objetivo de verificar as evidências de validade convergente. Esta análise foi efetuada no SPSS 16.0.

## Resultados

As médias dos valores das respostas dos itens situaram-se entre  $1,48 \pm 0,73$  (item 20) e  $3,31 \pm 0,77$  (item 15). Os valores de normalidade univariada tenderam a situar-se num intervalo associado a uma distribuição normal, com algumas exceções (itens 4, 10, 11, 13, 20, 23, 25 e 26). Contudo, em nenhum desses casos, os valores dos itens ultrapassaram o intervalo de -2 e +2. As médias dos escores das subescalas do CSAI-2 foram as seguintes: ansiedade cognitiva ( $M = 16,26$ ;  $DP = 5,58$ ), ansiedade somática ( $M = 16,51$ ;  $DP = 4,79$ ) e autoconfiança ( $M = 27,38$ ;  $DP = 5,20$ ). Para o modelo reduzido CSAI-2R, as médias dos escores das subescalas foram às seguintes: ansiedade cognitiva ( $M = 1,83$ ;  $DP = 0,71$ ), ansiedade somática ( $M = 1,74$ ;  $DP = 0,56$ ) e autoconfiança ( $M = 3,19$ ;  $DP = 0,60$ ).

Foram testados cinco modelos do CSAI-2 sugeridos previamente na literatura. Dois modelos (M1 e M3) são compostos por três fatores (ansiedade cognitiva, ansiedade somática e autoconfiança), embora o M3 conte somente 17 itens, e os restantes três modelos (M2, M4 e M5) são compostos por dois fatores (ansiedade cognitiva e ansiedade somática; ansiedade cognitiva e autoconfiança; e, ansiedade e autoconfiança), respectivamente.

A Tabela 1 evidencia os resultados obtidos a partir das AFC efetuadas aos diferentes modelos de medida.

Tabela 1  
Índices de Ajustamento das AFC aos Diferentes Modelos

	$\chi^2$	$\chi^2/gf$	CFI	GFI	RMSEA	AIC
Modelo 1	844,14	2,63	0,859	0,849	0,066	958,14
Modelo 2	277,14	2,35	0,923	0,920	0,060	347,14
Modelo 3	219,69	1,89	0,949	0,936	0,049	293,69
Modelo 4	329,74	2,46	0,922	0,900	0,062	403,74
Modelo 5	1121,54	3,47	0,784	0,776	0,081	1231,54

Nota. Todos os valores de  $\chi^2$  são significativos ( $p < 0,01$ ).

O modelo original do CSAI-2 com três fatores e 27 itens (M1; Martens et al., 1990) apresentou diversos problemas de ajustamento (CFI e GFI < 0,90), sugerindo que esta estrutura fatorial representa insatisfatoriamente os dados. Semelhante prestação teve o modelo que conjuga os itens da ansiedade cognitiva e somática num só fator (M5; Lane et al., 1999), sendo ainda mais penalizantes os índices de ajuste obtidos. Relativamente ao modelo bifatorial (M2; Tsorbatzoudis et al., 2002), que contempla a eliminação da autoconfiança, verificou-se uma melhoria dos índices de adequação. Todavia, os valores de CFI, GFI e RMSEA

sugerem existir possibilidade de melhor ajuste aos dados. De modo idêntico, verificou-se que o modelo bifatorial (M4; Coelho et al., 2007), o qual contempla a eliminação da dimensão ansiedade somática, apresentou uma qualidade razoável de ajuste. Finalmente, verificou-se que o modelo reduzido de três fatores (CSAI-2R [M3]; Cox et al., 2003) é o que se constitui como a melhor representação estrutural dos dados, verificando-se valores mais adequados para os diferentes índices de ajustamento. Adicionalmente, a análise comparativa dos valores de  $\chi^2$ , CFI e AIC deste modelo com os restantes modelos providenciam

evidência empírica para esta preferência ( $p < 0,05$  para  $\Delta\chi^2, \Delta\text{CFI} > 0,01$  e menor AIC).

A análise dos índices de modificação obtidos para o Modelo 3 revelou que a adição de uma covariância entre os erros residuais dos itens 11 e 20 originaria uma melhoria notória da adequação do modelo. Tendo em consideração que estes itens pertencem ao mesmo fator e evidenciam uma certa semelhança de conteúdo (“Sinto tensão no meu estomago” e “Sinto o meu estomago ‘às voltas’”), procedeu-se à reespecificação deste modelo. Esta mesma permissão já havia sido anteriormente identificada e adicionada no estudo de Martinet et al. (2010). Os resultados obtidos a partir desta revisão comprovam a melhoria da qualidade do ajuste do modelo ( $\chi^2 = 196,84$ ,  $\chi^2/gl = 1,71$ ,  $\text{CFI} = 0,959$ ,  $\text{GFI} = 0,942$ ,  $\text{RMSEA} = 0,044$  e  $\text{AIC} = 272,84$ ).

A análise dos coeficientes estandardizados e não estandardizados das cargas fatoriais do Modelo 3 (CSAI-2R), proposto por Cox et al. (2003), revelou que as cargas dos itens variaram entre 0,446 (item 23) e 0,776 (item 16), sendo todos estes parâmetros significativos a  $p < 0,001$  ( $R^2 > 0,19$ ). A correlação entre os erros residuais dos itens 11 e 20 foi igual a 0,297 ( $p < 0,001$ ). A correlação entre dimensões variou entre -0,299 ( $p < 0,001$ ) para a ansiedade somática e autoconfiança, e 0,534 ( $p < 0,001$ ) para a ansiedade cognitiva e a ansiedade somática. Estes fatores reduzidos correlacionaram-se com as dimensões originais da seguinte forma: 0,956 para a ansiedade cognitiva, 0,972 para a ansiedade somática e 0,899 para a autoconfiança (todos com  $p < 0,001$ ).

Foi avaliada a consistência interna das escalas do CSAI-2 através do *alpha* de Cronbach. Para as dimensões originais, os resultados foram os seguintes: ansiedade cognitiva – 0,872, ansiedade somática – 0,809 e autoconfiança – 0,851. Relativamente às dimensões reduzidas inerentes ao modelo CSAI-2R, obtiveram-se coeficientes ligeiramente inferiores, embora todos acima do usual critério de 0,70, a saber: ansiedade cognitiva – 0,840, ansiedade somática – 0,783 e autoconfiança – 0,807.

Com propósito de verificar a equivalência do CSAI-2, consoante as variáveis definidas (gênero, tipo de esporte e nível competitivo), procedemos à análise multi-grupos, selecionando para o efeito o modelo com melhores índices de ajuste (M3; Cox et al., 2003).

Os resultados da AFC efetuada separadamente para cada gênero revelou bons índices de ajustamento para o grupo masculino ( $\text{CFI} = 0,950$ ) e uma adequação marginal para o grupo feminino ( $\text{CFI} = 0,895$ ). Deste modo, analisamos os restantes modelos com este último grupo, tendo-se verificado uma menor qualidade de ajuste em todos os casos. Perante isto, procedemos à análise dos índices de modificação para o modelo 3 e identificamos a possibilidade de adição de uma correlação entre os erros residuais dos itens 9 e 15 neste grupo. Esta associação entre termos residuais de itens originou um melhor ajuste dos dados para o sexo feminino ( $\text{CFI} = 0,914$ ) tendo-se adotado esta estrutura para as AFC seguintes. A análise multi-grupos de invariância de diferentes estruturas fatoriais é denominada por Kline (2005) como *análise parcial da invariância fatorial*. Na Tabela 2 são apresentados os índices obtidos para a análise de invariância métrica consoante o gênero.

Tabela 2  
Invariância Métrica para o Gênero

	$\chi^2$	$gl$	$\Delta\chi^2$	$\Delta gl$	CFI	$\Delta\text{CFI}$	RMSEA
<b>Grupo</b>							
Masculino ( $n = 284$ )	188,92**	115			0,950		0,048
Feminino ( $n = 91$ )	157,86**	114			0,914		0,065
<b>Invariância métrica</b>							
Modelo base	346,78**	229			0,941		0,037
Equivalência da saturação dos itens	364,76**	243	17,98ns	14	0,941	0,000	0,035
Equivalência das variâncias	366,51**	246	19,73ns	17	0,942	0,001	0,034
Equivalência das covariâncias	367,86**	249	21,08ns	20	0,942	0,001	0,034

\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; ns  $p > 0,05$ .

Seguidamente, procedeu-se à análise multi-grupos (com correção *Emilisrel6*) de modo a definir a adequação do modelo base (*baseline*), o qual se constitui como o modelo de referência para as comparações seguintes (Byrne, 2010). Este modelo revelou índices de ajuste bastante aceitáveis ( $\text{CFI} = 0,941$  e  $\text{RMSEA} = 0,037$ ). A análise posterior dos modelos com restrições adicionais demonstrou suporte para a equivalência (invariância) do CSAI-2R ao nível da saturação dos itens [ $\Delta\chi^2(14) = 17,98, p > 0,05$ ;  $\Delta\text{CFI}$

$< 0,01$ ], variância dos fatores [ $\Delta\chi^2(17) = 19,73, p > 0,05$ ;  $\Delta\text{CFI} < 0,01$ ] e covariâncias entre fatores [ $\Delta\chi^2(20) = 21,08, p > 0,05$ ;  $\Delta\text{CFI} < 0,01$ ].

De forma similar, procedeu-se à análise multi-grupos para as variáveis tipo de esporte (individual ou coletivo) e nível competitivo (regional ou nacional). Os resultados destas análises são apresentados nas Tabelas 3 e 4, respectivamente, e revelam uma boa adequação para estes grupos, quer a análise tenha sido feita separada ou conjuntamente.

Tabela 3  
*Invariância Métrica para o Tipo de Esporte*

	$\chi^2$	gl	$\Delta\chi^2$	$\Delta gl$	CFI	$\Delta CFI$	RMSEA
<b>Grupo</b>							
Individual ( <i>n</i> = 214)	200,39**	115			0,935		0,059
Coletivo ( <i>n</i> = 161)	176,09**	115			0,923		0,058
<b>Invariância métrica</b>							
Modelo base	376,48**	230			0,931		0,041
Equivalência da saturação dos itens	396,70**	244	20,22ns	14	0,928	0,003	0,041
Equivalência das variâncias	399,17**	247	22,69ns	17	0,928	0,003	0,041
Equivalência das covariâncias	402,98**	250	26,50ns	20	0,927	0,004	0,041

\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; ns  $p > 0,05$ .

Tabela 4  
*Invariância Métrica para o Nível Competitivo*

	$\chi^2$	gl	$\Delta\chi^2$	$\Delta gl$	CFI	$\Delta CFI$	RMSEA
<b>Grupo</b>							
Regional ( <i>n</i> = 284)	211,69**	115			0,935		0,055
Nacional ( <i>n</i> = 91)	150,80**	115			0,935		0,059
<b>Invariância métrica</b>							
Modelo base	362,49**	230			0,935		0,039
Equivalência da saturação dos itens	380,71**	244	18,22ns	14	0,933	0,002	0,039
Equivalência das variâncias	382,22**	247	19,73ns	17	0,934	0,001	0,038
Equivalência das covariâncias	391,15**	250	28,66ns	20	0,931	0,004	0,039

\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; ns  $p > 0,05$ .

Tal como verificado para a análise por gênero, os valores de  $\Delta\chi^2$  e  $\Delta CFI$  sustentam a verificação da equivalência (invariância) métrica do CSAI-2R para as variáveis tipo de esporte e nível competitivo, nos diferentes níveis testados.

Como esperado, correlações significativas nas direções esperadas foram observadas entre os fatores do IDATE e os fatores do CSAI-2R, sendo evidentes maiores associações entre as dimensões da ansiedade do CSAI-2R e a

ansiedade estado (IDATE). A ansiedade estado correlacionou-se positivamente com a ansiedade cognitiva ( $r = 0,49$ ) e com a ansiedade somática ( $r = 0,50$ ). Na mesma direção, a ansiedade traço correlacionou-se positivamente com ansiedade cognitiva ( $r = 0,35$ ) e com ansiedade somática ( $r = 0,37$ ). Por outro lado, a autoconfiança revelou maiores níveis de correlação negativa com a ansiedade traço ( $r = -0,35$ ), seguido da ansiedade estado ( $r = -0,24$ ; ver Tabela 5).

Tabela 5  
*Intercorrelações entre os Fatores do CSAI-2R e do IDATE*

	1	2	3	4	5
1. Ansiedade cognitiva	—	0,55*	-0,33*	0,49*	0,35*
2. Ansiedade somática		—	-0,28*	0,50*	0,37*
3. Autoconfiança			—	-0,24*	-0,35*
4. Ansiedade estado				—	0,48*
5. Ansiedade Traço					—

\*  $p < 0,01$ .

## Discussão

O presente estudo teve como objetivo verificar a estrutura fatorial (confiabilidade e evidências de validade fatorial), invariância e evidências de validade convergente do CSAI-2, em atletas brasileiros. É importante realçar que o presente estudo é a primeira investigação que tem como objetivo verificar a invariância do CSAI-2 consoante gênero, tipo de esporte e nível competitivo.

O modelo M3 (CSAI-2R; Cox et al., 2003) alcançou bons índices de confiabilidade (acima de 0,70), corroborando com estudos anteriores de validação do CSAI-2 em diversos países (Coelho et al., 2007; Cox et al., 2003; Fernández et al., 2007; Lundqvist & Hassmén, 2005; Martinent et al., 2010; Raudsepp & Kais, 2008).

As diversas análises fatoriais confirmatórias efetuadas revelaram índices de ajustamento inadequados para a estrutura fatorial original do inventário (M1) corroborando com estudos anteriores de validação do CSAI-2 (Coelho et al., 2007; Cox et al., 2003; Lane et al., 1999; Tsorbatzoudis et al., 2002). Por outro lado, o modelo trifatorial constituído por 17 itens (M3), com a mesma proposta de estrutura fatorial original do instrumento, embora reduzida, revelou os melhores índices de ajustamento. Esse modelo foi denominado por Cox et al. (2003) como CSAI-2R e evidências de validade fatorial foram confirmada em diversos estudos seguintes de validação do CSAI-2 em diferentes países, como por exemplo, na Suíça (Lundqvist & Hassmén, 2005), na Estônia (Raudsepp & Kais, 2008), na Espanha (Fernández et al., 2007) e na França (Martinent et al., 2010). Apenas o estudo de Coelho et al. (2010) sugeriu alguma reserva quanto à melhor adequação do CSAI-2R. Os autores estudaram 529 praticantes de futebol que se subdividiram em dois grupos em função do nível competitivo. Os resultados evidenciaram diferenças ao nível das estruturas fatoriais testadas. Para o caso dos futebolistas de nível regional foi o modelo correspondente a Escala de Negativismo e Autoconfiança (Coelho et al., 2007) que obteve melhores indicadores, enquanto para os atletas que participavam na liga superior foi o CSAI-2R que se mostrou como o mais ajustado.

Após a confirmação do CSAI-2R como o modelo que melhor representa os dados do presente estudo, avançamos para o objetivo seguinte do estudo: verificar a invariância do instrumento por gênero, tipo de esporte e nível competitivo. A invariância foi suportada pelos bons índices de ajustamento para os grupos, tanto no primeiro momento em que o modelo foi testado separadamente em cada subgrupo, como no momento seguinte em que o modelo foi testado nos subgrupos simultaneamente. Assim, assume-se que os participantes dos diferentes grupos percebem e interpretam, de modo similar, os diferentes itens do instrumento, demonstrado pela equivalência da escala de respostas (Byrne, 2008). Como tal, estes resultados viabilizam a utilização dos escores deste instrumento ao nível da comparação por estes grupos, desde que seja contemplada a utilização do modelo CSAI-2R.

No que se refere à evidências de validade convergente, os fatores do CSAI-2R e da versão brasileira do IDATE (forma reduzida) apresentaram correlações significativas e nas direções esperadas. Hanton, Mellalieu e Hall (2002) encontraram resultados semelhantes quando investigaram a relação entre traço e estado de ansiedade em jogadores de futebol. Os resultados sugerem que ambos os instrumentos estão a medir construtos com certa semelhança (IDATE examina ansiedade traço-estado de forma geral e o CSAI-2R averigua ansiedade-estado cognitiva e ansiedade-estado somática no contexto desportivo), embora o CSAI-2R também verifica autoconfiança, a qual que não faz parte da estrutura fatorial do IDATE. 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, além disso, há limitações com relação à generalização dos resultados devido ao tipo de amostra para as evidências de validade convergente (uma subamostra obtida da amostra total do estudo).

Nos momentos que imediatamente antecedem a competição há múltiplos processos de caráter adaptativo (Clement & Chapouthier, 1998; Marks & Nesse, 1994) que são ativados e que se fazem manifestar de forma semelhante ao que tem sido definido na literatura como sintomas de ansiedade. Os resultados agora obtidos reforçam a proposta de se repensar o conceito de ansiedade na sua aplicação ao contexto esportivo, uma vez que a tendência do quadro interpretativo tende a reforçar as propostas elaboradas no âmbito da prática clínica. Os investigadores ao negligenciarem nas suas análises o fato de as competições serem antecedidas com meses e até anos de treino devidamente planeados e executados para o efeito ignoram um dos aspectos mais importantes e evidentes da prática esportiva. O efeito, a nível psicológico, da história de treino de cada atleta, carece ser investigado em profundidade, uma vez que por si só poderá ser desencadeador de processos adaptativos ao nível de esforço necessário para a prestação tal como esta é percebida pelos atletas.

Os resultados do presente estudo, de certa forma, não corroboram a proposta de Craft, Magyar, Becker e Feltz (2003) que sugerem a suspensão da utilização do CSAI-2 em estudos que visem verificar ansiedade competitiva. Mas confirmam as reservas a ter quanto aos conceitos em estudo. Na essência, os resultados obtidos no presente trabalho confirmaram as boas propriedades psicométricas reveladas pela confiabilidade, evidências de validade fatorial e invariância da versão brasileira do CSAI-2R. Tal fato permite sugerir que para os propósitos de estudos, os pesquisadores dispõem de um instrumento fidedigno e válido para avaliar a ansiedade pré-competitiva e autoconfiança em atletas brasileiros.

O presente estudo apresenta algumas limitações que merecem ser destacadas: (a) o instrumento utilizado (CSAI-2) continha somente a escala de intensidade; e, (b) as amostras dos grupos para a análise de invariância não

estavam em número desejosamente equilibrado. Adicionalmente, é necessária alguma precaução por parte dos pesquisadores que pretendam futuramente empregar esta escala para acessar características individuais dos atletas com relação à interpretação da ansiedade pré-competitiva, visto que o modelo validado no presente estudo suporta-se numa abordagem nomotética.

Dessa forma, é sugerido que em estudos futuros: (a) seja verificada evidências de validade fatorial e invariância do CSAI-2 com a adição das escalas de direção (esta escala verifica a interpretação do atleta, com relação a cada um dos itens do instrumento, como facilitador ou dificultador do seu desempenho; maiores detalhes ver Jones & Swain, 1992) e frequência (esta escala verifica a ocorrência de pensamentos ou sentimentos relacionados a cada item do instrumento (maiores detalhes ver Swain & Jones, 1993) para um melhor entendimento das características individuais (modelo ideográfico) e dos grupos (modelo nomotético) que podem modular a relação entre a ansiedade competitiva e o desempenho esportivo. De acordo com Cerin (2004), uma abordagem nomotética/ideográfica pode, substancialmente, auxiliar ao entendimento das diferenças individuais com relação à ansiedade pré-competitiva. E, (b) seja confirmada a invariância do CSAI-2R com amostras em número equilibrado para os grupos gênero, tipo de esporte e nível competitivo.

## Conclusões

Os resultados de confiabilidade e das AFC revelaram boas propriedades psicométricas para a versão brasileira do CSAI-2R, confirmando a sua estrutura fatorial reduzida (17 itens). A análise fatorial multigrupo demonstrou invariância do CSAI-2R para os grupos gênero, tipo de esporte e nível competitivo. Em função desses resultados, recomendamos aos pesquisadores que objetivam avaliar a ansiedade pré-competitiva em atletas brasileiros que utilizem o CSAI-2R, tendo em consideração as reservas interpretativas anteriormente enunciadas.

## Referências

- Bentler, P., & Bonett, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- 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(4), 872-882.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modelling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2<sup>nd</sup> ed.). New York: Routledge.
- Cerin, E. (2004). Predictors of competitive anxiety direction in male Tae Kwon Do practitioners: A multilevel mixed idiographic/nomothetic interactional approach. *Psychology of Sport and Exercise*, 5, 497-516.
- Clement, Y., & Chapouthier, G. (1998). Biological basis of anxiety. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 22(5), 623-633.
- Coelho, E., Vasconcelos-Raposo, J., & Fernandes, H. (2007). Análise factorial confirmatória da versão portuguesa do CSAI-2. *Motricidade*, 3(3), 73-82.
- Coelho, E., Vasconcelos-Raposo, J., & Mahl, A. C. (2010). Confirmatory factorial analysis of the Brazilian version of the Competitive State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2). *The Spanish Journal of Psychology*, 13(1), 453-460.
- Cox, R. H., Martens, M., & Russell, W. D. (2003). Measuring anxiety in athletics: The revised Competitive State Anxiety Inventory-2. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 25, 519-533.
- Craft, L. L., Magyar, T. M., Becker, B. J., & 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.
- 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.
- Fernández, E. M., Rio, G. L., & Fernández, C. A. (2007). Propiedades psicométricas de la versión española del inventario de Ansiedad Competitiva CSAI-2R en deportistas. *Psicothema*, 19(1), 150-155.
- Fioravanti, A. C., Cheniaux, E., & Ladeira-Fernandez, J. (2011). Development and validation of a short-form version of the Brazilian State-Trait Anxiety Inventory. *Psicología: Reflexão e Crítica*, 24(3), 485-494.
- Hanton, S., Mellalieu, S. D., & Hall, R. (2002). Re-examining the competitive anxiety trait-state relationship. *Personality and Individual Differences*, 33, 1125-1136.
- 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.
- Jones, J. G. (1995). More than just a game: Research developments and issues in competitive anxiety in sport. *British Journal of Psychology*, 85, 449-478.
- Jones, J. G., & Swain, A. B. (1992). Intensity and direction dimensions of competitive state anxiety and relationships with competitiveness. *Perceptual and Motor Skills*, 74, 467-472.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: User's reference guide*. Mooresville, IN: Scientific Software.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2<sup>nd</sup> ed.). New York: The Guilford Press.
- Lane, A., Sewell, D., Terry, P., Bartram, D., & Nesti, M. (1999). Confirmatory factor analysis of the Competitive State Anxiety Inventory-2. *Journal of Sports Sciences*, 17, 505-512.
- Lundqvist, C., & Hassmén, N. P. (2005). Competitive State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2): Evaluating the Swedish version by confirmatory factor analyses. *Journal of Sports Sciences*, 23, 727-736.
- Marks, I., & Nesse, R. (1994). Fear and fitness: An evolutionary analysis of anxiety disorders. *Ethology and Sociobiology*, 15, 247-261.
- Martens, R., Vealey, R. S., & Burton, D. (1990). *Competitive anxiety in sport*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Martinent, G., Ferrand, C., Guillet, E., & Gautheur, S. (2010). Validation of the French version of the Competitive State Anxiety Inventory-2 Revised (CSAI-2R) including frequency and direction scales. *Psychology of Sport and Exercise*, 11, 51-57.

- Raudsepp, L., & Kais, K. (2008). Confirmatory factor analysis of the Revised Competitive State Anxiety Inventory-2 among Estonian athletes. *International Journal of Sport Psychology*, 6, 85-95.
- Spielberg, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, R. E., Biaggio, A. M., & Natalício, L. (1979). *Inventário de ansiedade traço-estado "IDATE*. Rio de Janeiro: Cepa.
- Swain, A. B., & Jones, J. G. (1993). Intensity and frequency dimensions of competitive state anxiety. *Journal of Sport Sciences*, 11, 533-542.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4<sup>th</sup> ed.). New York: Harper & Row.
- Tsorbatzoudis, H., Barkoukis, V., Sideridis, G., & Grouios, G. (2002). Confirmatory factor analysis of the Greek version of the Competitive State Anxiety Inventory (CSAI-2). *International Journal of Sport Psychology*, 33, 182-194.
- Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick & L. S. Fidell, *Using multivariate statistics* (4<sup>th</sup> ed., pp. 653-771). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Woodman, T., & Hardy, L. (2001). Stress and anxiety. In R. Singer, H. A. Hausenblas, & C. M. Janelle (Eds.), *Handbook of research on Sport Psychology* (pp. 290-318). New York: Wiley.

Recebido: 03/05/2011  
1<sup>a</sup> revisão: 17/10/2011  
Aceite final: 20/10/2011