
Artigo Científico

Adaptação da *Social Physique Anxiety Scale* (SPAS) ao contexto brasileiro

Adaptation of social physique anxiety scale (SPAS) to brazilian context

Vagner Souza^a e Sheyla Fernandes^b

^aFaculdade de Sergipe (FaSe), Aracaju, Sergipe, Brasil; ^bUniversidade Federal de Alagoas, Aracaju, Alagoa, Brasil

Resumo

Este trabalho apresenta uma adaptação ao contexto brasileiro da *Social Physique Anxiety Scale* (SPAS). 309 estudantes universitários responderam a SPAS em situação de sala de aula, além de um conjunto de questões sócio-demográficas, sendo a maioria mulheres (57%) e com idades compreendidas entre 17 e 56 anos (Média = 25,47; DP = 7,86). Os principais resultados discutem as validações da SPAS em três modelos (três fatores, dois fatores e unifatorial) e a análise da magnitude dos níveis de ansiedade física social (AFS) em função das variáveis sócio-demográficas. Foi encontrado que a estrutura unifatorial se apresenta como a mais adequada em detrimento das demais e que as mulheres possuem índices mais elevados de AFS. © Cien. Cogn. 2009; Vol. 14 (3): 016-023.

Palavras-chave: ansiedade física social, adaptação e validação.

Abstract

This work presents an adaptation of Social Physique Anxiety Scale (SPAS) to brazilian context. 309 university students asked a SPAS in classroom situation and a socio-demographic questionnaire, most of them was women (57%) and age between 17 and 56 years old (Mean = 25,47; SD = 7,86). The principal results discuss the three SPAS validation model (three factors, two factors and unifactorial) and the analysis of magnitude levels of social physique anxiety (SPA) in terms of socio-demographic variables. Was discover that the unifactorial model is the most adequate in detriment of others models and the women has higher levels of SPA. © Cien. Cogn. 2009; Vol. 14 (3): 016-023.

Keywords: *social physique anxiety, adaptation and validation.*

1. Introdução

A preocupação com o perfil físico nos últimos tempos tem sido motivo de discussão em todos os meios, desde o simples culto ao corpo perfeito, explorado pelos canais de comunicação até as mais sérias pesquisas que vêm nos mostrando às problemáticas causadas pela padronização do corpo ideal.

Por conta disto, diversos estudos que envolvem a análise da autoimagem física ou auto-percepção física e seus fatores correlatos nos apresentam dados alarmantes quanto aos

processos psicológicos subjacentes e subsequentes (Faria, 2005; Giordani, 2006), verifica-se um aumento de patologias como os distúrbios alimentares (bulimia e anorexia), além dos estados de depressão, ansiedade e baixa autoestima, que têm levado adolescentes, adultos, idosos, atletas e até crianças à um processo doloroso de convivência no meio social. Isso se dá, em parte, devido à supervalorização do culto ao corpo perfeito, comum nos dias de hoje, e em parte à distorção da autoimagem corporal, ou seja, mesmo que as pessoas de seu convívio achem que o seu corpo está em perfeita harmonia, alguns indivíduos jamais concordarão com essas opiniões (Davis *et al.*, 2000).

Desde os anos 90, quando ainda não era enfatizada a alta prevalência de perturbações alimentares, estudos já apresentavam uma relação inversa entre a ansiedade causada pela distorção da autoimagem corporal e os hábitos alimentares saudáveis, chamando a atenção para a possibilidade do desencadeamento de distúrbios alimentares e psicológicos (Cox *et al.*, 1997; Frederick e Morrison, 1998).

Neste sentido, no fim da década de 1980, foi desenvolvido um conceito capaz de atender aos sentimentos advindos do modo pelo qual as pessoas encaram, percebem ou interpretam o julgamento dos outros em relação ao seu corpo. A este conceito foi dado o nome de Ansiedade Física Social (AFS) (Hart *et al.*, 1989). A AFS é um artifício psicológico que leva o indivíduo a se preocupar exacerbadamente com o que os outros pensam sobre seu físico, fazendo com que a pessoa sofra um desencorajamento de realizar atividades que exibam seu corpo a olhares externos, caso não tenha segurança na qualidade de seus atributos físicos. Esta variável tem base nas teorias de autoapresentação, cujo primeiro princípio considera as próprias opiniões a respeito de seu corpo, indicando que se o indivíduo possuir uma boa auto-apresentação de seu corpo não deverá sentir AFS (Malheiros e Gouveia, 2001). Neste ponto, esse autojulgamento não depende da veracidade da avaliação dos atributos físicos, mas da interpretação que se faz a respeito destes.

Com base nestes pressupostos, pode-se claramente perceber a grande relevância de investigações que se debruçam sobre esta temática, haja vista a AFS ser um construto capaz de prever problemáticas de ordem maior. Para analisar a AFS, Hart e colaboradores (1989) desenvolveram a *Social Physique Anxiety Scale* (SPAS). Este instrumento foi validado em outras nações e vem se mostrando bastante eficaz para medir o que se propõe. Tendo em vista a grande importância atribuída ao corpo no contexto brasileiro, cultura em que predomina uma perspectiva hedonista de consumo do corpo (Estevão e Bagrichevsky, 2004), traçou-se como objetivo principal deste estudo adaptar a SPAS para o Brasil.

2. Método

Participaram deste estudo 309 estudantes universitários, sendo 57% do sexo feminino e com média de idade de 25,47 anos (amplitude de 17 a 56 anos; DP=7,86). Os estudantes responderam à SPAS (Hart *et al.*, 1989) e a um conjunto de questões sócio-demográficas em situação de sala de aula. Para este estudo, foi utilizada a versão traduzida para o português de Tritschler (2003).

A SPAS é um instrumento composto por 12 itens referentes à ansiedade frente ao julgamento social da aparência corporal (*e.g.* “Eu estou tranquilo com a aparência de meu corpo/meu físico”; “Eu me sinto bem quando vejo meu corpo no espelho”; “Na presença dos outros, eu me sinto apreensivo quanto ao meu corpo”). As respostas são do tipo *Likert* e variam de 1 (nada característico para mim) a 5 (extremamente característico para mim). Este instrumento possui uma ótima validade de construto, sendo testado em diferentes situações (Motl *et al.*, 2000; Woodgate *et al.*, 2003). Em linhas gerais, pode-se assumir que nas diversas análises da SPAS encontram-se três modelos estruturais distintos: modelo unifatorial (Hart *et*

al., 1989); modelo bidimensional e modelo de dois fatores mais um terceiro de ordem superior (ver Ibarzábal, 2005). Como ainda não se chegou a um consenso quanto a solução estrutural da SPAS (Malheiros e Gouveia, 2001), este estudo investigará os três modelos detalhadamente.

3. Resultados

Para dar início às análises da SPAS, foi realizada uma análise fatorial dos componentes principais (rotação *Varimax*). Este procedimento permite expressar um número elevado de variáveis (itens da escala) em um pequeno número de indicadores (fatores ou dimensões) (Dancey e Reidy, 2006). Três fatores resultaram deste procedimento, todos com valores próprios (*engenvales*) iguais ou superiores a 1: um primeiro fator (F1), composto pelos itens 7, 6, 4, 9, 12, 3 e 10, responsável por explicar 34,307 da variância total; um segundo fator (F2), composto pelos itens 5, 1, 8 e 11, responsável por explicar 14,106 da variância total e um terceiro fator (F3) composto apenas pelo item 2, cuja variância explicada foi de 8,981 (KMO = 0,849; Teste de Esfericidade de Bartlett = 968,73; $p < 0,001$). Analisando-se a confiabilidade interna deste conjunto, obteve-se alfas de Cronbach de 0,84 e 0,65, respectivamente para o primeiro e segundo fatores, não sendo possível a verificabilidade do coeficiente do terceiro fator por ter apenas um item (tabela 1).

Itens	F1	F2	F3
7 - Na presença dos outros, eu me sinto apreensivo quanto ao meu corpo.	0,796		
6 - As feições não-atrativas do meu corpo me deixam nervoso em certos ambientes sociais.	0,778		
4 - Fico chateado por pensar que outras pessoas estão avaliando meu peso ou meu desenvolvimento muscular negativamente.	0,753		
9 - Eu ficaria aflito se soubesse que outras pessoas estão avaliando meu corpo.	0,752		
12 - Quando estou de roupa de banho, eu normalmente me sinto nervoso sobre a proporcionalidade do meu corpo.	0,684		
3 - Eu queria não ser tão tenso com relação ao meu corpo.	0,651		
10 - Quando vou exibir meu corpo para os outros, eu sou uma pessoa tímida.	0,464		
5 - Eu me sinto bem quando vejo meu corpo no espelho.		0,780	
1 - Eu estou tranquilo com a aparência de meu corpo.		0,740	
8 - Eu estou tranquilo em relação ao que os outros acham do meu corpo.		0,593	
11 - Eu normalmente me sinto relaxado quando percebo que os outros estão olhando meu corpo.		0,553	
2 - Eu nunca iria me preocupar em vestir roupas que pudessem me fazer parecer muito acima do peso.			0,804
Eigenvalue	4,117	1,693	1,078
Variância Explicada	34,307	14,106	8,981
Alfa de Cronbach	0,840	0,650	**

Tabela 1 - Análise Fatorial dos Componentes Principais da SPAS para três fatores (KMO = 0,849; Teste de Esfericidade de Bartlett = 968,73; $p < 0,001$).

Diante destas análises, podemos observar que o primeiro fator (F1) organizou em seu núcleo os itens representantes da ansiedade, tensão ou aflição quanto à autoimagem corporal (e.g. “Eu queria não ser tão tenso com relação ao meu corpo”). Por seu turno, o segundo fator (F2) agrupou os itens referentes à percepção inversa da ansiedade quanto à autoimagem corporal, representando tranquilidade e bem-estar em relação ao próprio físico (e.g. “Eu estou tranquilo com a aparência do meu corpo”). Já o terceiro fator foi contemplado com apenas um item (“Eu nunca iria me preocupar em vestir roupas que pudessem me fazer parecer muito acima do peso”) e, por isto, não foi possível verificar a confiabilidade interna. Outros estudos apontam que o item 2 tem se mostrado problemático em diversas análises psicométricas da SPAS (ver Malheiro e Gouveia, 2001 para maiores detalhes).

Uma nova análise fatorial dos componentes principais, desta vez fixando a extração de dois fatores, apresenta uma configuração com valores próprios iguais ou acima de 1 (*eigenvalues*). O primeiro fator explica 34,307% da variância total (itens 12, 4, 9, 7, 6, 3, 10, 2) e o segundo fator explica 14,106% da variância total (itens 2, 11, 8, 5, 1). Observe-se que o item 2 aparece em ambos os fatores, indicando mais uma vez sua constituição conflituosa. Os indicadores de confiabilidade interna (alfa de Cronbach) apresentaram um bom coeficientes para o fator 1 e uma coeficiente não aceitável para o fator 2 (alfas de Cronbach = 0,81 e 0,52, respectivamente).

Itens	F1	F2
12 - Quando estou de roupa de banho, eu normalmente me sinto nervoso sobre a proporcionalidade do meu corpo.	0,763	
4 - Fico chateado por pensar que outras pessoas estão avaliando meu peso ou meu desenvolvimento muscular negativamente.	0,744	
9 - Eu ficaria aflito se soubesse que outras pessoas estão avaliando meu corpo.	0,736	
7 - Na presença dos outros, eu me sinto apreensivo quanto ao meu corpo.	0,730	
6 - As feições não-atrativas do meu corpo me deixam nervoso em certos ambientes sociais.	0,718	
3 - Eu queria não ser tão tenso com relação ao meu corpo.	0,679	
10 - Quando vou exibir meu corpo para os outros, eu sou uma pessoa tímida.	0,562	
2 - Eu nunca iria me preocupar em vestir roupas que pudessem me fazer parecer muito acima do peso.	0,368	0,300
11 - Eu normalmente me sinto relaxado quando percebo que os outros estão olhando meu corpo.		0,730
8 - Eu estou tranquilo em relação ao que os outros acham do meu corpo.		0,687
5 - Eu me sinto bem quando vejo meu corpo no espelho.		0,666
1 - Eu estou tranquilo com a aparência de meu corpo.		0,606
Eigenvalue	4,117	1,693
Variância Explicada	34,307	14,106
Alfa de Cronbach	0,81	0,52

Tabela 2 - Análise Fatorial dos Componentes Principais da SPAS para dois fatores.

De modo semelhante aos resultados encontrados na primeira extração (tabela 1), os fatores se dispersaram em duas formas inversas de percepção da autoimagem corporal, uma indicativa de tranquilidade e uma indicativa de ansiedade. Entretanto, em termos psicométricos, podemos considerar que a estruturação dos resultados obtidos a partir da rotação da matriz em dois fatores não se dá de modo adequado em virtude da baixa confiabilidade interna do fator 2. Sugerimos que esses resultados não satisfatórios estejam

atrelados à inclusão do item 2 nas análises. Em demais estudos, verifica-se a exclusão deste item em algumas validações da SPAS (ver Malheiros e Gouveia, 2001).

Diante do exposto, considerando a bifatorialidade da SPAS (tabela 2), uma série de análises da confiabilidade interna dos fatores foram efetuadas, ora incluindo o item 2 e ora excluindo este item. As análises em que o item 2 não esteve presente em nenhum dos fatores apresentaram alfas de Cronbach bastante superiores (0,84 e 0,65, respectivamente) quando comparadas com as análises considerando o item 2. Estes dados indicam que para a presente aplicação, o item 2 deve ser excluído.

Dando sequência às análises, resolvemos verificar a configuração da SPAS disposta em uma matriz unifatorial. Para considerar esta análise, foi necessário inverter os itens referentes à percepção positiva da autoimagem corporal (F2), no sentido de dar uma mesma direção a todos os itens (e.g. “Eu estou tranquilo com a aparência do meu corpo”; “Eu me sinto bem quando vejo meu corpo no espelho” dentre os demais, todos a indicar a sentença inversa). Deste modo, podemos extrair um fator (F1) representante da ansiedade física social (tabela 3).

Itens	F1
9 - Eu ficaria aflito se soubesse que outras pessoas estão avaliando meu corpo.	0,736
12 - Quando estou de roupa de banho, eu normalmente me sinto nervoso sobre a proporcionalidade do meu corpo.	0,735
4 - Fico chateado por pensar que outras pessoas estão avaliando meu peso ou meu desenvolvimento muscular negativamente.	0,734
6 - As feições não-atrativas do meu corpo me deixam nervoso em certos ambientes sociais.	0,721
7 - Na presença dos outros, eu me sinto apreensivo quanto ao meu corpo.	0,695
3 - Eu queria não ser tão tenso com relação ao meu corpo.	0,693
10 - Quando vou exibir meu corpo para os outros, eu sou uma pessoa tímida.	0,576
5 - Eu me sinto bem quando vejo meu corpo no espelho.	0,517
1 - Eu estou tranquilo com a aparência de meu corpo.	0,447
8 - Eu estou tranquilo em relação ao que os outros acham do meu corpo.	0,337
2 - Eu nunca iria me preocupar em vestir roupas que pudessem me fazer parecer muito acima do peso.	**
11 - Eu normalmente me sinto relaxado quando percebo que os outros estão olhando meu corpo.	**
Eigenvalue	4,117
Variância Explicada	34,307
Alfa de Cronbach	0,82

Tabela 3 - Análise Fatorial dos Componentes Principais da SPAS para um fator.

Podemos observar na tabela 3 que ao afixar a estruturação unifatorial da SPAS, dois itens não saturam de forma satisfatória (2 e 11). Obtém-se deste modo, um fator que explica 34,307 % da variância total e apresenta *eigenvalue* de 4,117, com um ótimo alfa de Cronbach (,82). Uma série de estudos considera a SPAS um construto unifatorial (Woodgate *et al.*, 2003; Hurst *et al.*, 2000; Molt, 2001). Tendo em vista a simplicidade da estrutura unifatorial da SPAS, bem como a ótima qualidade psicométrica atingida com esta configuração, sugerimos ser este modelo o mais apropriado. Mais uma análise pode ser considerada com a finalidade de justificar de modo mais claro a decisão de defender a SPAS como um construto unidimensional. Assim, foi realizada um análise de correlação de *Pearson*, com o intuito de averiguar as relações existentes entre ambos os fatores. Esta análise nos proporciona a

verificabilidade de associação entre variáveis, em outros termos, o nível de relação ou correspondência existente entre dois fatores ou variáveis (Pasquali, 2003). Com esta análise, podemos comprovar a correlação existente entre os dois fatores da SPAS, bem como observar a direção desta correlação. Como era de se esperar, os dois fatores se apresentaram significativamente correlacionados em direções opostas ($r = -0,326$; $p < 0,01$), indicando que os fatores de autopercepção da aparência física (F1 e F2, autopercepção tensa e autopercepção confortável da aparência física, respectivamente) são inversamente associados.

Tendo definido a estrutura dimensional da SPAS, procuramos analisar a magnitude da ansiedade física social (AFS) para este conjunto de participantes e verificar as relações estabelecidas entre a AFS e os dados sociodemográficos. Neste sentido, foi realizada uma análise de correlação de *Spearman* entre as variáveis AFS e sexo, idade, cor da pele, estado civil e religião. Os resultados mostraram que apenas a variável sexo se correlacionou à AFS ($r = -0,171$; $p < 0,01$), indicando que as mulheres apresentam escores mais altos de AFS. Esses dados coincidem com uma diversidade de pesquisas transnacionais (ver Ibarzábal, 2005).

No sentido de averiguar o índice de AFS em função da variável sexo, além de analisar os escores médios obtidos através da escala de respostas, as médias extraídas do somatório da pontuação global de AFS e os respectivos desvios-padrão, três indicadores foram criados no que se refere a magnitude de AFS. Para tanto, foram somadas as pontuações globais de cada participante e foram criadas três categorias com diferenças de 16 pontos entre elas: baixa AFS (BA) (pontuação de 12 a 28 pontos), moderada AFS (MA) (pontuação de 29 a 45 pontos) e alta AFS (AA) (pontuação acima de 45 pontos). A maior parte dos trabalhos sobre AFS consideram os escores médios do somatório da pontuação para fazer as análises referentes ao seu índice (Marquez e McAuley, 2001), entretanto, pareceu pertinente criar indicadores da pontuação total para assinalar a frequência de respostas em relação a cada escore (tabela 4).

AFS \ SEXO	AFS			Média Da Pontuação/ DP	Escore				
	BA	MA	AA		Mín.	Máx.	Médio/DP	Mín.	Máx.
Homens	50,8%	47,6%	1,6%	28,95/6,95	14	51	2,41/0,58	1	5
Mulheres	40,5%	52,1%	7,4%	32,13/9,06	12	60	2,68/0,76	1	5

Tabela 4: Distribuição de escores de AFS em relação ao sexo. BA, baixa AFS (pontuação de 12 a 28 pontos); MA, moderada AFS (pontuação de 29 a 45 pontos); AA, alta AFS (pontuação acima de 45 pontos).

Como pode ser observado na tabela 4, há um aumento, mesmo que sutil, de AFS nas participantes do sexo feminino. Este resultado pode ser observado tanto na frequência (as mulheres apresentam maiores escores de moderada e alta AFS, enquanto os homens apresentaram maiores escores de baixa AFS), na análise das médias da pontuação global (as mulheres apresentam 3,18 pontos acima da pontuação dos homens) e na análise das médias de respostas da escala (as mulheres apresentam um escore médio superior ao escore dos homens). Os dados de outras pesquisas apresentam discussões que consideram as mulheres mais determinadas em promover uma maior atenção e cuidado para com o corpo (Giordani, 2006).

Considerando os dois escores de dispersão dos dados (desvios-padrão), observa-se que a variabilidade de respostas foi mais baixa para os participantes do sexo masculino, indicando um maior consenso de respostas para os homens. Como há uma maior variabilidade nas pontuações globais, pois os escores variam de 14 a 51 para os homens e de 12 a 60 para as mulheres, a dispersão global se mostrou muito superior à dispersão extraída dos escores

médios, já que para estes a variabilidade se dá a partir da escala de respostas da SPAS (de 1 - nada característico para mim a 5 - extremamente característico para mim).

5. Considerações finais

Este estudo foi motivado por um interesse central e dois interesses periféricos. O interesse central se refere à adaptação da SPAS para o contexto brasileiro, apresentando as principais versões de validação. Os interesses periféricos se referem à análise da AFS em função de dados sociodemográficos e à análise dos modelos que podem ser considerados para averiguar a magnitude de AFS.

Três versões foram analisadas quanto à estruturação fatorial da SPAS. A primeira versão apresentou uma configuração disposta em três fatores. O primeiro dos fatores se apresentou composto por itens referentes à tranquilidade em relação à aparência física; o segundo fator se apresentou composto por itens referentes à percepção inversa, indicando ansiedade em relação à aparência física e o terceiro fator foi composto apenas pelo item 2.

As análises mostraram que esta configuração não é a mais adequada, sendo este item problemático em demais análises (ver Malheiros e Gouveia, 2001). Dando sequência às análises, exploramos uma análise considerando a versão bi-fatorial da SPAS. Verificamos que a configuração se deu de maneira bastante semelhante à primeira análise. O item 2 permaneceu trazendo inconsistências, pois saturou em ambos os fatores. As análises demonstraram que sua exclusão seria o mais pertinente a ser feito, pois além das provas empíricas, não foram achados dados que justificassem sua inclusão. Apesar de defendermos a exclusão do item 2, diversos estudos consideram o modelo de dois fatores sem a exclusão deste item (Ibarzábal, 2005).

Através de uma análise de correlação podemos observar a associação entre ambos os fatores da SPAS, este dado nos sugere que considerar a SPAS como unifatorial talvez seja a solução mais adequada, junta-se a este argumento empírico os demais indicadores psicométricos que demonstram a adequabilidade deste modelo. Esta versão é defendida por diversos estudos (Woodgate *et al.*, 2003; Hart *et al.*, 1989).


Como indicativo de autoapresentação, o instrumento SPAS se mostrou bastante válido para medir os níveis de AFS. Nestes termos, foi encontrado que as mulheres apresentam os maiores índices de AFS, sendo a variável sexo a única a estabelecer associação com os níveis de AFS, dentre o conjunto de dados sociodemográficos analisados neste estudo. Esses resultados se apresentam consistentes com os achados na literatura acerca desta temática.

No intuito de desenvolver uma discussão sobre as possibilidades de avaliação da AFS no que se refere aos níveis apresentados pelos participantes, podemos demonstrar que de forma simples é possível atingir este intuito. Podem-se avaliar os níveis em função das médias globais, das médias aritméticas ou mesmo em função de indicadores extraídos do somatório dos itens. Assim, foi demonstrada a magnitude superior das mulheres em relação aos homens nos níveis de AFS.

Admitindo como bastante válidas as análises ora apresentadas, uma limitação deve ser salientada com o objetivo de superação da mesma em estudos posteriores. A limitação se refere à utilização de uma amostra homogênea de estudantes universitários, pois apesar dos convenientes de se utilizar uma amostra de universitários, este fato nos permite considerar que a adaptação da SPAS para o contexto brasileiro está condicionada, em parte, ao grupo a que esta pesquisa foi realizada. Entretanto, este dado não erradica a importância e validade deste estudo, uma vez que este pode ser compreendido como um pontapé inicial para estudos desta ordem no contexto brasileiro.

6. Referências bibliográficas

- Cox, L.; Lantz, C. e Mayhew, J. (1997). The role of social physique anxiety and other variables in predicting eating behaviours in college students. *Int. J. Sport Nutrition*, 7, 310-317.
- Dancey, C.P. e Reidy, J. (2006). *Estatística sem matemática para psicologia: usando SPSS para windows*. 3ª Ed. Porto Alegre: Artmed.
- Davis, C.; Claridge, G. e Fox, J. (2000). Not just a pretty face: Physical attractiveness and perfectionism in the risk for eating disorders. *Int. J. Eating Disorders*, 27, 67-73.
- Estevão, A. e Bagrichevsky, M. (2004). Cultura da “corpolatria” e body-building: notas para reflexão. *Rev. Mackenzie de Educação Física e Esporte*, 3 (3), 13-25.
- Hart, E.; Leary, M. e Rejeski, W.J.T. (1989). The measurement of social physique anxiety. *J. Sport Exercise Psychol.*, 11, 94-104.
- Faria, L. (2005). Desenvolvimento do auto-conceito físonas crianças e nos adolescentes. *Análise Psicológica*, 4, 361-371.
- Frederick, C.M. e Morrison, C.S. (1998). A mediational model of social physique anxiety and eating disordered behaviors. *Perceptual Motor Skills*, 86, 139-145.
- Giordani, R.C.F. (2006). A autoimagem corporal na anorexia nervosa: uma abordagem sociológica. *Psicologia e Sociedade*, 18 (2), 81-88.
- Hurst, R.; Hale, B.; Smith D. e Collins, D. (2000). Exercise dependence, social physique anxiety and social support in experienced and inexperienced bodybuilders and weightlifters. *Br. J. Sports Med.*, 34, 431-435.
- Ibarzábal, F.A. (2005). Ansiedad física social en varones que se inician al entrenamiento de musculación: un estudio exploratorio. *Rev. Bras. Ci. Mov. Mov.*, 13, 51-60.
- Malheiro, A.S. e Gouveia, M.J. (2001). Ansiedade física social e comportamentos alimentares de risco em contexto desportivo. *Análise Psicológica*, 1 (XIX), 143-155.
- Marquez, D. e Mcauley, E. (2001). Physique anxiety and self-efficacy influences on perceptions of physical valuation. *Soc. Behav. Personality Int. J.*, 29, 649-659.
- Motl, R.W.; Conroy, D.E. e Horan, P.M. (2000). The Social Physique Anxiety Scale: An Example of the Potential Consequence of Negatively Worded Items in Factorial Validity Studies. *J. Applied Measurement*, 1, 327-345.
- Molt, R.W. (2001). The Social Physique Anxiety Scale: Cross Validation, Factorial Invariance, and Latent Mean Structure. *Measurement Physical Educ. Exercise Sci.*, 5, 81-95.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: teoria dos testes na psicologia e na educação*. Petrópolis, Rio de Janeiro: Vozes.
- Thitschler, K. (2003). *Medida e Avaliação em Educação Física e Esporte de Barrow e McGee*. 5a ed. Barueri/SP: Manole.
- Woodgate, J.; Ginis, K.A.M. e Sinden, A.R. (2003). Physical Activity and Social Physique Anxiety in Older Women: The Moderating Effects of Self-Presentation Efficacy. *J. Applied Biobehav. Res.*, 8, 116-127.

 - **V. Souza** é Graduado em Educação Física, Especialista em Fisiologia do Exercício e Mestre (Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde, UFS). Atua como Professor Universitário (FaSe), Coordenador do Curso de Educação Física e da Pós-Graduação Lato Sensu em Fisiologia do Exercício (FaSe) e Líder do Grupo de Pesquisa em Atenção à Saúde do Idoso da FaSe (GPASI). *E-mail* para correspondência: vagner@fase-se.edu.com.br.