

VALIDAÇÃO PSICOMÉTRICA DA SOCIAL PHYSIQUE ANXIETY SCALE NO BRASIL

Angela Nogueira Neves¹, Amanda Bigaran Neves², Marcelo Callegari Zanetti^{3,4}, Maria Regina Ferreira Brandão³ e Lucilene Ferreira²

Escola de Educação Física do Exército¹, Rio de Janeiro, Brasil, Universidade Sagrado Coração², São Paulo, Brasil, Universidade São Judas Tadeu³, São Paulo, Brasil e Universidade Paulista⁴, São Paulo, Brasil

RESUMO: O objetivo deste trabalho foi validar psicometricamente a *Social Physique Anxiety Scale* no Brasil. Foi colhida uma amostra de 700 participantes, igualmente divididos em uma amostra de homens e outra de mulheres. Para a amostra feminina, o modelo com melhor ajuste foi unidimensional com 10 itens (RMSEA = .065, GFI = .99, AGFI = .99, NFI = .99, CFI = 1, NNFI = 1) e para a amostra masculina, o melhor ajuste ocorreu no modelo unidimensional de 9 itens (RMSEA = .076, GFI = .99, AGFI = .98, NFI = .98, CFI = .99, NNFI = .99). Evidências de confiabilidade, de validade convergente, discriminante e concorrente foram satisfatoriamente geradas para ambos os modelos.

PALAVRAS CHAVE: ansiedade, questionário, psicometria.

VALIDACIÓN PSICOMÉTRICA DE LA SOCIAL PHYSIQUE ANXIETY SCALE EN BRASIL

RESUMEN: El objetivo de esta investigación fue generar evidencias psicométricas de la *Social Physique Anxiety Scale* a Brasil. Una muestra de 700 participantes se dividió en partes iguales en una muestra de hombres y otra de mujeres. Para la muestra femenina, el modelo con el mejor ajuste fue unidimensional con 10 unidades (RMSEA = .065, GFI = .99, AGFI = .99, NFI = .99, CFI = 1, NNFI = 1) y para la muestra masculina, el mejor ajuste se produjo en el modelo unidimensional de 9 artículos (RMSEA = .076, GFI = .99, AGFI = .98, NFI = .98, CFI = .99, NNFI = .99). Evidencias de fiabilidad, validez convergente, discriminante y concurrente se generaron para ambos modelos.

PALABRAS CLAVE: ansiedad, cuestionario, psicometría.

PSYCHOMETRIC VALIDITY OF SOCIAL PHYSIQUE ANXIETY SCALE IN BRASIL

ABSTRACT: The aim of this research was to generate psychometrics evidences of the *Social Physique Anxiety Scale* in Brazil. A sample of 700 participants was equally divided into a male and a female sample. For the female sample, the model with satisfactory adjust was a 10 items unidimensional model (RMSEA = .065, GFI = .99, AGFI = .99, NFI = .99, CFI = 1, NNFI = 1) and for the male sample, the model with satisfactory fit was a 9 items unidimensional model (RMSEA = .076, GFI = .99, AGFI = .98, NFI = .98, CFI = .99, NNFI = .99). Evidences of reliability, convergent, discriminant and concurrent validity were generated for both models.

KEYWORDS: anxiety, questionnaire, psychometrics.

Manuscrito recibido: 13/10/2016
Manuscrito aceptado: 08/09/2017

Dirección de contacto: Angela Neves. Escola de Educação Física do Exército - Divisão de Pesquisa. Av. João Luiz Alves, s/n. Urca. Rio de Janeiro - RJ. CEP: 22291 - 090. Brasil.
Correo-e: angelanneves@yahoo.com.br

A ansiedade físico social pode ser definida como um subtipo da ansiedade social. Refere-se à ansiedade que pode-se experienciar em resposta à avaliação de uma outra pessoa sobre a sua aparência/seu físico (Hart, Leary e Rejesky, 1989). No âmbito da teoria self-presentacional, pode ser compreendida como a ansiedade associada com o corpo, que se manifesta quando o indivíduo falha em agradar a si mesmo ou ao outro com sua aparência (Crawford e Eklund, 1994). O conceito foi inicialmente proposto num contexto de avaliação física em academias de ginástica, no estudo que também desenvolveu a primeira escala para a avaliação atitudinal deste constructo, a *Social Physique Anxiety Scale* (SPAS) (Hart et al., 1989).

No estudo de criação da SPAS, uma amostra de 195 pessoas de ambos os sexos foi usada na validação. A análise dos componentes principais demonstrou que 14 dos 22 itens originais tiveram carga fatorial acima de 0,60, agrupando-se num único fator. Outros dois itens foram eliminados por serem redundantes, ficando a escala final com 12 itens. A nova escala, de 12 itens, foi aplicada numa amostra de 89 voluntários, de ambos os sexos. A escala teve alta consistência interna, com $\alpha = .90$. O teste-reteste, feito num intervalo de oito semanas, indicou boa reprodutividade, com $r = .82$. Em uma terceira amostra de 187 sujeitos, de ambos os sexos, foi feita a análise da validade de concorrente da escala, pela qual foi possível verificar sua alta correlação com as medidas de catexe corporal e de estíma

corporal. A validade de critério da escala foi analisada numa amostra de 56 mulheres, onde foi possível verificar que as mulheres com maiores pontuações na escala tiveram maiores índices de estresse, medidos numa escala de 11 pontos que avaliou o quanto de estresse o sujeito sentiu enquanto era submetido a uma avaliação física, como as feitas em academia (Hart, et al., 1989).

A despeito das evidências psicométricas satisfatórias geradas no estudo de desenvolvimento da SPAS -como estabilidade temporal e validade de critério- desde sua criação, a estrutura fatorial da escala passou a ser sistematicamente questionada, sendo alvo de investigações psicométricas que geraram uma variedade de estruturas fatoriais alternativas (Rothberger, 2014).

A primeira modificação à estrutura fatorial original da SPAS foi um modelo unidimensional com onze itens, com a eliminação do item 2 por baixa carga fatorial (McAuley e Burman, 1993). Em seguida, um modelo bidimensional foi proposto, tendo como fatores *Expectations of negative evaluation* (NE), formado pelos itens 3, 4, 6, 7, 9, 10 e 12 e *Feelings of comfort about the presentation of one's physique* (PC), formado pelos itens 1, 2, 5, 8 e 11. O referido modelo obteve evidências psicométricas satisfatórias em amostras de referências masculina e feminina de universitários e atletas (Eklund, Mack e Hart, 1996) e adolescentes (Fletcher e Crocker, 2014). No modelo bidimensional também foi testada uma modificação na redação do item 2, alvo de críticas por sua baixa carga fatorial, que foi reescrito em uma assertiva positiva. O item 2 modificado apresentou melhora nas suas cargas fatoriais, na amostra masculina e feminina, em relação aos estudos anteriores ($\lambda = .68$ e $\lambda = .66$ respectivamente), passando a ser, entretanto, variável observável do fator NE (Eklund, Kelley e Wilson, 1997).

Variante ao modelo bidimensional, propôs-se o modelo de segunda ordem, com um fator de primeira ordem denominado *Ansiedade físico social* e os fatores NE e PC como de segunda ordem. Obteve evidências satisfatórias de validade de constructo e confiabilidade interna em amostras de referências de estudantes universitários e atletas (Eklund, et al., 1996) e em amostra de alunos de graduação de ambos os sexos (Petrie, Diehl, Rogers e Johnson, 1996). Apesar dos ajustes satisfatórios e de sua confirmação nas posteriores replicações, o modelo bidimensional e o modelo de segundo ordem foram questionados quanto a parcimônia, a validade discriminante, a invariância do modelo, a violação da regra dos três fatores e a não adequação conceitual ao construto ansiedade físico social (Martin, Rejeski, Leary, McAuley e Bane, 1997; Motl e Conroy, 2000, 2001), sendo deixados de lado.

O modelo unidimensional foi exaustivamente testado, sendo muitas vezes comparado com o modelo bidimensional e de primeira ordem. Martin et al. (1997) obtiveram ajuste aceitável no modelo unidimensional com 9 itens -excluindo os itens 1, 2 e 5 (GFI = .87 - .91, CFI = .88 - .93, NFI = .86 - .91, IFI = .88 - .93) e concluíram que o modelo unidimensional era mais parcimonioso que o modelo de segunda ordem (AIC = 127.78 e 167.82; CAIC = 197.94 e 263.27, respectivamente). O modelo foi replicado com ajustes satisfatórios por Brunet e Sabiston (2009) em uma amostra de universitários Canadenses de ambos os sexos (RMSEA = .06 - .07; SRMR = .06; CFI = .92 - .93).

Motl e Conroy (2000) avaliaram o modelo bidimensional, o modelo unidimensional de 12 itens e o de 9 itens, encontrando

ajustes de pobres a razoáveis em uma amostra de universitários de ambos os sexos. Sugeriram um novo modelo unidimensional, com sete itens (3, 4, 6, 7, 8, 9, e 10) que obteve o melhor ajuste entre os modelos testados (RMSEA = .04, SMSR = .03, NNFI = .99, GFI = .98). Em estudo subsequente, Motl e Conroy (2001) submeteram seu modelo unidimensional de sete itens a uma nova análise estatística, não conseguindo, todavia, provar sua invariância, frente aos baixos valores de RMSEA encontrados -variando entre .11 a .09. Cabe destacar, entretanto, que este modelo de sete itens foi a base dos modelos de seis itens satisfatoriamente ajustado para adolescentes espanhóis (Sáenz-Alvarez, Sicília, González-Cutre e Ferriz, 2013) e portugueses (Calmeiro, Simões, Matos e Gamito, 2012).

Em direção à perspectiva transcultural, houve outros estudos de validade psicométrica da SPAS. Isogai, et al. (2001) testaram três modelos com amostras de universitárias da China, Japão, Coreia e Tailândia: (1) o modelo unidimensional original, (2) o modelo bidimensional e (3) o modelo unidimensional de 9 itens (Martin et al., 1997). Após realizarem a análise fatorial confirmatória, Isogai et al. (2001) verificaram que nenhum dos modelos já existentes era adequado para as quatro amostras dos diferentes países, o que levou os pesquisadores a realizarem algumas modificações buscando um modelo comum às quatro amostras. Após eliminação dos itens 8 e 11 do modelo de Martin et al. (1997) os índices de ajuste melhoraram nas amostras Chinesa (GFI = .97; NFI = .89; NNFI = .89 e CFI = .92), Japonesa (GFI = .95; NFI = .90; NNFI = .88 e CFI = .92), e Coreana (GFI = .98; NFI = .94; NNFI = .95 e CFI = .97), mas não na Tailandesa (GFI = .85; NFI = .85; NNFI = .81 e CFI = .87). Lindwall (2004) examinou, em uma amostra de universitários Suecos de cursos relacionados às ciências do esporte, o ajuste dos modelos unidimensionais de 9 itens (Martin et al., 1997), do modelo de 7 itens (Motl y Conroy, 2000) e do modelo de 10 itens (Isogai et al., 2001). O melhor ajuste, mas não ainda inquestionável, foi o da escala unidimensional de sete itens de Motl e Conroy (2000), especialmente na amostra masculina (RMSEA = .08, SMSR = .04, NNFI = .96).

Hagger et al. (2007) analisaram simultaneamente dados de universitários da Inglaterra, Estônia, Espanha, Suécia e Turquia. No modelo original da SPAS, obtiveram ajustes pobres nas cinco amostras (CFI = .69 - .81; NNFI = .71 - .84; SRMR = .07 - .10 e RMSEA = .11 - .18). Hagger et al. (2007) excluíram os itens 1, 5, 8 e 11 de todas as escalas e os itens 2 e 7 foram apenas nas escalas Espanhola e Turca, respectivamente, por seus altos resíduos associados. Com estas modificações, ajustes adequados foram obtidos em todas as escalas (CFI = .94 - .96; NNFI = .92 - .94; SRMR = .03 - .05 e RMSEA = .06 - .11) com a ressalva dos valores inadequados de RMSEA para a escala Britânica (RMSEA = .11) e Espanhola (RMSEA = .10).

Cabe ainda mencionar as conclusões empíricas relacionadas com a ansiedade físico social e o exercício e atividade física. Essas são atividades inerentemente sociais e/ou avaliativas, com bastante foco dado às funções e aparência corporal, sendo então, uma fonte de experiências positivas e negativas (Guillén e Angulo, 2016; MacLachlan, Chan, Keatley e Hagger, 2012; Zazo e Moreno-Murcia, 2015). Se considerarmos a perspectiva self-presentacional para o estudo da ansiedade físico social no ambiente da atividade física e esporte, poderemos avaliar o engajamento como uma forma do sujeito aumentar a

possibilidade de fazer uma impressão positiva. Assim, poderia ser a desistência um meio de evitar circunstâncias na qual o corpo poderá ser avaliado negativamente por outros (Crawford e Eklund, 1994). Uma recente revisão de literatura (Sabiston, Pila, Pinsonnault-Bilodeau e Cox, 2014) mostrou que características pessoais (idade, sexo, peso, etnia), tipos e características do exercício (estético, recreacional, competitivo), ambiente da prática esportiva (grupos mistos, espelhos, vestuário), "gatilhos" sociais (influência do grupo, presença de outros) e auto-percepção (insatisfação e preocupação com o corpo) são elementos considerados como preditores de ansiedade físico social. Esta, por sua vez, tem influência, nas estratégias de *coping*, na regulação da motivação e na auto-eficácia, quando relacionados à auto-percepção física, ansiedade competitiva, transtornos alimentares, stress, depressão, prazer com a atividade física e aderência à atividade física (Sabiston, et al., 2014).

Especificamente em relação à prática esportiva, os resultados são variados. De um lado, há evidências que não atletas e sedentários apresentam níveis mais elevados de ansiedade físico social que atletas e pessoas fisicamente ativas (Berry e Howe, 2004; Hausenblas e Mack, 1999), mas outras evidências mostram ausência de qualquer diferença (Cox, Lantz e Mayhew, 1997; Haase e Prapavessis, 2001). Já em relação ao tipo de esporte, aqueles em que o corpo fica em maior evidência ou são eminentemente estéticos (ginástica artística, salto, fisiculturismo) podem apresentar (Haase e Prapavessis, 2001) ou não (Hausenblas e Mack, 1999) maiores níveis de ansiedade físico social quando comparados a atletas de modalidade nas quais o corpo não está em evidência. Já em relação à prática de exercício, há evidências de associação negativa entre a frequência da prática e os níveis de ansiedade físico social (Lantz, Hardy e Ainsworth, 1997; Kruisselbrink, Dodge, Swanburg e MacLeod, 2004; Spink, 1992; Yin, 2001), assim como de associação positiva (Belling, 1992; Frederick e Morrison, 1996). Quanto à intensidade do exercício, as associações se mostram fracas e há certo consenso de que não seja uma variável influenciada pela ansiedade físico social (Biddle, 1997; Kowalski, Crocker e Kowalski, 2001).

Vale ainda mencionar que pesquisas prévias evidenciam que maior altura (David e Johnson, 1998; Thompson e Chad, 2002), aumento de peso (Eklund e Crawford, 1994; McAuley, Bane e Mihalko, 1995) e maior índice de massa corporal (Greenleaf, 2004; Hausenblas e Fallon, 2002; Lundgren, Anderson, Thompson, Shapiro e Paulosky, 2004; Russell, 2002; Russell e Cox, 2003) foram positivamente associados a ansiedade físico social. Em relação ao sexo, mulheres apresentam consistentemente maiores escores que os homens (Berry e Howe, 2004; Eklund, Kelley e Wilson, 1997; Mack, Strong, Kowalski e Crocker, 2007).

Frente à controvérsia a respeito de qual estrutura fatorial seria a mais parcimoniosa à SPAS -unidimensional de 7, 8, 9 ou 11 itens, bidimensional, de primeira ordem- e à redação do item 2 um estudo psicométrico da SPAS já seria justificável. Todavia, não ignoramos a importância que a aparência física tem na constituição da identidade do homem e da mulher brasileiros, pela importância dada à beleza nesse país (Adelman e Ruggi, 2008; Goldenberg, 2002; Novaes, 2006) e nem ao papel da ansiedade físico social relacionado com a prática de atividade

física (Crawford e Eklund, 1994). O valor cultural do corpo brasileiro é um fator que pode potencializar a ansiedade em relação ao corpo e assim, seria interessante ter um instrumento adaptado culturalmente e validado para acompanhar os níveis de ansiedade físico social em homens e mulheres. Do mais, sendo e o ambiente esportivo provocador de experiências corporais, aos profissionais brasileiros e aqueles interessados em pesquisas transculturais, seria interessante o estudo da ansiedade físico social. Dessa feita, o objetivo deste estudo foi a validação psicométrica da SPAS no Brasil, gerando evidência de validade de constructo e confiabilidade interna do instrumento.

MÉTODO

Amostra

A amostra total deste estudo ($N = 700$) foi composta por dois grupos de 350 participantes cada. O primeiro grupo foi formado exclusivamente por mulheres, com média de idade de 23.63 ($DP = 5.11$; $\min = 18$; $\max = 42$) anos. A grande maioria tinha ensino superior completo ou cursando (76.9%; $n = 269$), seguido por nível médio (13.2%; $n = 46$), ensino fundamental (5.4%; $n = 19$) e pós-graduação (4.6%; $n = 16$). Quanto ao estado civil, 80.6% ($n = 282$) da amostra feminina era solteira, sendo as demais casadas (17.4%; $n = 61$) ou separadas/viúvas (2%; $n = 7$). Do total, 53.1% ($n = 186$) declararam praticar atividade física regularmente.

O segundo grupo foi formado por homens, com idade média de 23.41 (± 5.54 ; $\min = 18$; $\max = 39$) anos, dos quais 80.6% ($n = 279$) declararam praticar atividade física regularmente. Em relação à escolaridade, 16.5% ($n = 57$) tinham nível fundamental, 34.8% ($n = 120$) nível médio, 45% ($n = 155$) nível superior e 3.8% ($n = 13$) pós-graduação. Quanto ao estado civil, 78.7% ($n = 272$) eram solteiros, 20.2% ($n = 70$) casados e os demais (1.2%; $n = 4$) separados ou viúvos.

Instrumentos

Versão Brasileira da *Social Physique Anxiety Scale*: Versão adaptada transculturalmente da escala original (Campana, 2011). As respostas das escalas estão dispostas numa escala tipo *Likert* de 5 pontos, que variam de 1 (nada parecido comigo) a 5 (tudo a ver comigo). Os escores dos itens 1, 5, 8 e 11 são invertidos na versão brasileira, pois foram escritos positivamente. O escore final da escala é dado pela soma de todos os itens. Quanto maior o escore, maior é o grau de ansiedade frente ao olhar do outro.

Versão Brasileira da *Body Appreciation Scale* (BAS; Swami, Campana, Ferreira, Barret, Harris e Tavares, 2011) que mensura a apreciação do corpo. No Brasil, empregando análise fatorial exploratória, foi encontrada solução unifatorial -preciação Geral do Corpo- formada pelos itens 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 10, 11 e 13, com $\alpha = .89$. As respostas estão dispostas numa escala tipo *Likert* de 5 pontos, que variam entre 1 (nunca) a 5 (sempre). Para ter o resultado da escala, soma-se todos os itens. Quanto maior a pontuação, maior é a apreciação corporal. Na presente pesquisa, para a amostra masculina $\alpha = .85$ e para amostra feminina, $\alpha = .91$.

Versão Brasileira da *Body Checking Questionnaire* (BCQ; Campana, Swami, Onodera, Silva e Tavares, 2013), desenvolvida para avaliar os comportamentos de checagem corporal em mulheres. A versão brasileira manteve os 23 itens originais, organizados num modelo de primeira ordem, com 3 fatores de

segunda ordem: Checagem Geral da Aparência (GC; itens 3, 5, 8, 11, 12, 13, 15, 17, 21 e 22) que avalia a checagem do corpo como um todo; Checagem de Partes Específicas (CP; itens 1, 2, 6, 9, 10, 14, 16 e 19), com itens que avaliam a checagem de partes específicas do corpo; e Checagem Idiossincrática (CI; itens 4, 7, 18, 20 e 23), que avalia comportamentos peculiares de checagem. Os itens estão dispostos numa escala tipo *Likert* de 1 (nunca) a 5 (muito frequentemente). Maiores escores indicam maior frequência dos comportamentos de checagem. Na amostra feminina dessa pesquisa, $\alpha = .89$ para fator CP; $\alpha = .88$ para fator CG e $\alpha = .73$ para fator CI

Versão Brasileira da *Masculine Body Ideal Distress Scale* (MBIDS; Campana, Tavares, Swami e Silva, 2013), desenvolvida para avaliar a angústia de homens por não terem um corpo que corresponda aos padrões de beleza. A versão brasileira da MBIDS é composta por seis itens, organizados em um único fator. As respostas estão dispostas numa escala tipo *Likert*, que variam de 1 (nada desconfortável) a 4 (muito desconfortável). O resultado da escala é dado pela soma de todos os itens. Altos escores indicam alto desconforto por estar longe do corpo ideal/ modelo de beleza. Na presente amostra masculina, $\alpha = .82$.

Procedimentos

Em academias, Universidades públicas e privadas os sujeitos foram convidados a participar voluntariamente da pesquisa pelos pesquisadores. A eles foi explicado oralmente os objetivos da pesquisa e como seria feita a participação. Para aqueles que desejaram participar, foi dado o pacote de questionários mediante a assinatura do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido. O preenchimento das escalas foi feito no próprio local de recrutamento, em sala reservada para esse fim. Nenhuma remuneração ou premiação foi oferecida em troca da participação. A pesquisa foi aprovada por um Comitê de Ética em Pesquisa e registrado sob o número de CAAE: 27209014.6.0000.5502 e CAAE: 0828.0.146.000-08.

Modelos

Foram testados: (1) modelo unidimensional de 12 itens (Hart, et al., 1989); (2) modelo de segunda ordem com item 2 invertido, $PC = 1, 5, 8$ e 11 ; $NE = 2, 3, 4, 6, 7, 9, 10$ e 12 (Eklund, et al., 1997); (3) modelo unidimensional de 9 itens; $3, 4, 6, 7, 8, 9, 10, 11$ e 12 (Martin et al., 1997); (4) modelo unidimensional de 7 itens; $3, 4, 6, 7, 8, 9$ e 10 (Motl e Conroy, 2000); (5) modelo unidimensional de 7 itens; $3, 4, 6, 7, 9, 10$ e 12 (Isogai et al., 2007) e (6) modelo unidimensional de 8 itens; $2, 3, 4, 6, 7, 9, 10$ e 12 (Hagger et al., 2007). O critério para a escolha dos modelos foi a inclusão de amostras de mulheres e homens adultos no estudo de criação destes modelos ou em análises posteriores. Os modelos 2 a 6 foram derivados de ajustes sucessivos feitos pelos pesquisadores que os criaram a partir do *pool* de itens originais. Para não cometermos o erro de criar caricaturas de modelos, estabelecemos que se os modelos não alcançassem um ajuste adequado em seu formato original, não seriam ajustados: nos voltaríamos ao modelo 1, que contém todos os itens, em seu formato unidimensional original, e a partir dele faríamos os ajustes necessários para ajustar um modelo para a versão Brasileira da SPAS adequada a cada amostra de referência.

Análise estatística

Para preparar os dados para a Análise Fatorial Confirmatória (AFC), foi usado o módulo PRELIS™² do sistema LISREL®, adotando o critério de deleção *listwise* para dados faltantes (Jöreskog y Sörbom, 1999). Após a geração do arquivo PRELIS, utilizou-se o modelo SIMPLIS, que é uma codificação do sistema LISREL®. A AFC foi então gerada, viabilizando a estimação dos parâmetros do modelo de mensuração dos construtos. Frente ao fato de que a distribuição dos dados não foi aderente à distribuição normal multivariada, o método de extração *Unweighted Least Square* foi usado por não ser sensível a essa violação (Garson, 2006). A AFC foi feita no software LISREL® 8.51.

Devido ao fato do Qui-quadrado ponderado ser inflacionado por amostras grandes (Maruyama, 1998), foram também considerados os seguintes índices de ajuste: *Goodness-of-Fit Index* (GFI), *Adjusted Goodness-of-Fit Index* (AGFI), *Normed Fit Index* (NFI), *Non-normed Fit index* (NNFI), e *Comparative Fit Index* (CFI). Os valores de ajuste satisfatórios para estes índices são aqueles iguais ou superiores a .90. Foi também considerado o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), cujos valores aceitáveis devem estar abaixo de .08 (Hair, Anderson, Tatham e Black, 2009). Para comparar os modelos, três índices de parcimônia foram considerados: *Akaike's Information Criterion* (AIC), *Parsimony Normed Fit Index* (PNFI), e *Parsimony Goodness-of-Fit Index* (PGFI). Para estes índices, não há valores de referência para ajuste, mas valores menores de AIC e valores maiores de PNFI e PGFI são preferíveis (Hair et al., 2009). Para modelos com ajuste inicial insatisfatório, cargas fatoriais, resíduos e os índices de modificação do sistema LISREL® foram considerados para ajuste.

Na análise do modelo de mensuração, considerou-se a validade de constructo (discriminante e convergente), a validade concorrente e a consistência interna. Para estabelecer esta última, o α de Cronbach foi calculado, sendo considerado aceitáveis valores acima de .70 (Nunnally, 1978). Para estabelecer a validade convergente, *t-values*, cargas fatoriais e a confiabilidade de constructo foram considerados. Confiabilidade de constructo é dada pela fórmula: (quadrado da soma das cargas fatoriais) / (quadrado da soma das cargas fatoriais) + (soma dos erros dos indicadores observáveis). Valores acima de .70 são considerados aceitáveis para a confiabilidade de constructo (Hair et al., 2009), *t-values* maiores ou iguais a 1.96 são considerados aceitáveis (Garver e Mentzer, 1999) e cargas fatoriais acima de .50 são preferíveis (Hair et al., 2009). Tanto para a amostra de referência masculina quanto para a feminina a validade discriminante foi evidenciada através da avaliação da correlação entre o escore da SPAS e da BAS, buscando indicar que as duas escalas tratam de constructos distintos. Por fim, para a avaliação da validade concorrente, investigou-se a associação entre os escores da SPAS e dos fatores da BCQ na amostra feminina e, que avalia um comportamento repetitivo de vigília do corpo que é desencadeado em situações nas quais o descontentamento e o desconforto com o corpo se tornam evidentes. Já na amostra masculina, a validade concorrente foi verificada com a análise da correlação entre o escore da SPAS e da MBIDS, e a hipótese que sustenta essa análise é a de que a constatação de que se está longe do padrão ideal de corpo se associa positivamente à ansiedade físico social.

Na análise do modelo de medida e do modelo de mensuração analisamos separadamente a amostra de referência de homens

e mulheres jovens, considerando que a aparência física impacta e forma distinta a imagem corporal de homens e mulheres (Thompson, 2004). O corpo masculino é diferente do corpo feminino, e os aspectos sociais influenciam fortemente ao valor dado ao corpo dos dois sexos, tanto em sua função quanto em sua aparência. Logo, as expectativas de apresentação do corpo também são diferentes e as medidas de avaliação devem ser capazes de avaliar isso (Cash e Smolak, 2011; Neves, Morgado e Tavares, 2015). A escolha adequada de instrumentos - tanto para avaliação quanto para a população de interesse do estudo - é um importante passo metodológico inicial para garantir que os dados gerados sejam confiáveis e relevantes (Krawczyk, Menzel e Thompson, 2012; Neves, Morgado e Tavares, 2015). Deve ser assegurado que as medidas escolhidas avaliem a dimensão do interesse da imagem do corpo de forma válida e confiável para ambos os sexos (Cash e Smolak, 2011). Neste contexto, é necessário avaliar cuidadosamente, antes de realizar um estudo, qual instrumento é o mais adequado para a amostra, a fim evitar conclusões equivocadas, como por exemplo, afirmação de menores índices de insatisfação em homens a partir de dados gerados por instrumentos marcadamente apropriados ao público feminino (e.g.: Cocca, Blanco, Peinado e Viciania, 2016; Arrayás, Tornero e Díaz-Bento, 2018). Além disso, a avaliação da evidência psicométrica do instrumento é importante para garantir a validade e a confiabilidade dos resultados (Marôco, 2014). Especificamente para a SPAS esse esforço já vem sendo feito, com estudo psicométricos investigando a estrutura fatorial e outras evidências psicométricas em amostras de homens e mulheres de forma separada (Lindwall, 2004; Motl y Conroy, 2000; 2001; Petrie et al., 1996), procedimento que reproduzimos nesse trabalho.

RESULTADOS

Modelo estrutural

Na amostra feminina, os resultados da primeira estimação mostraram que o modelo 1, obteve ajustes ruins (RMSEA = .148, GFI = .95, AGFI = .93, NFI = .92, CFI = .94, NNFI = .92). O modelo 2, com dois fatores, também obteve ajustes insatisfatórios (RMSEA = .15, GFI = .95, AGFI = .93, NFI = .92, CFI = .94, NNFI = .92). Houve uma pequena melhora no ajuste do modelo 3 (RMSEA = .092, GFI

= .99, AGFI = .98, NFI = .98, CFI = .99, NNFI = .99) e do modelo 4 (RMSEA = .089, GFI = .99, AGFI = .98, NFI = .98, CFI = .99, NNFI = .99). Um ajuste mais satisfatório foi obtido no modelo 5 (RMSEA = .072, GFI = .99, AGFI = .99, NFI = .99, CFI = 1, NNFI = 1) e no modelo 6 (RMSEA = .077, GFI = .99, AGFI = .99, NFI = .99, CFI = 1, NNFI = 1).

Dos seis modelos testados apenas os modelos 5 e 6 tiveram um ajuste melhor, mas ainda assim com RMSEA no limite de aceitação. Houve ainda a eliminação de cerca de 1/3 dos itens da escala, o que pode implicar na validade conceitual do instrumento. Frente a estes fatos, voltamos ao modelo 1 na tentativa de gerar um modelo com ajuste mais satisfatório aos dados da amostra feminina, buscando uma maior preservação de itens na versão brasileira da SPAS para o público feminino. Na primeira rotação, com os 12 itens (RMSEA = .148, GFI = .95, AGFI = .93, NFI = .92, CFI = .94, NNFI = .92) os itens 8 e 11 tinham baixas cargas fatoriais baixas. Além disso havia altos resíduos ($> \pm 2.58$) entre os itens 8 e 1, 8 e 5, 11 e 8, 5 e 1, 9 e 8, 11 e 1, 11 e 5, 11 e 10. Frente a estes dados, a decisão foi eliminar o item 11 e fazer uma nova estimação do modelo. Na segunda rotação, os ajustes não melhoraram expressivamente, a carga fatorial do item 8 permaneceu baixa ($\lambda = .30$) e este item ainda teve muitos resíduos a ele associados. A decisão foi eliminar o item 8 e fazer uma nova estimação. Na terceira rotação, ainda existia índices com ajuste pobre (ex.: RMSEA = .14). Os índices de modificação do sistema LISREL[®] sugeriam a aceitação da covariância do erro entre os itens 5 e 1, a qual foi acatada. Na quarta extração, alcançou-se um modelo unidimensional de 10 itens, com ajuste satisfatório (RMSEA = .065, GFI = .99, AGFI = .99, NFI = .99, CFI = 1, NNFI = 1), sem itens com cargas fatoriais inadequadas, sem resíduos altos. Este, doravante, foi chamado de modelo 7F.

Na decisão de qual modelo adotar para a amostra de referência do estudo, comparamos os modelos 5, 6 e 7F. Além dos valores das medidas de adequação absoluta, medidas de ajuste incrementais e medidas de ajuste parcimonioso, consideramos também os resíduos do modelo para a escolha do melhor modelo para a versão brasileira da SPAS, público feminino (tabela 1).

Tabela 1

Índices de ajuste dos seis modelos testados na amostra feminina

Modelos	χ^2/df	RMSEA	NFI	NNFI	CFI	GFI	AGFI	AIC	PNFI	PGFI	(+) R	(-)R
1	8.63	.148	.92	.92	.94	.95	.93	514.10	.75	.66	1.43	-4.99
2	8.81	.150	.92	.92	.94	.95	.93	517.04	.74	.64	11.98	-5.37
3	3.98	.092	.98	.99	.99	.99	.98	143.51	.73	.59	4.54	-2.81
4	3.78	.089	.98	.99	.99	.99	.98	8.96	.65	.49	4.22	-1.41
5	2.78	.072	.99	1	1	.99	.99	66.98	.66	.49	2.22	-1.61
6	3.06	.077	.99	1	1	.99	.99	93.29	.70	.55	2.04	-1.83
7F*	2.46	.065	.99	1	1	.99	.99	125.66	.74	.61	1.98	-1.69

Nota: RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; NFI = Normed Fit index; NNFI = Non-normed Fit index; CFI = Comparative fit index; GFI = Goodness-of-fit; AGFI = Adjusted Goodness-of-fit; χ^2/df = Qui-Quadrado Normado; AIC = Akaike information criterion (model); PNFI = Parsimony Normed Fit Index; PGFI = Parsimony Goodness-of-Fit Index; (+) maiorresíduo positivo; (-) maiorresíduo negativo.

Valores de referência: Qui-Quadrado normado = abaixo de 5; RMSEA = abaixo de .08; NFI, NNFI, CFI, GFI e AGFI = acima de .90. * Modelo ajustado para a amostra, a partir do modelo 1

Analisando-se primeiramente os índices de ajuste, o modelo 7F é aquele que apresenta melhores valores especialmente para o RMSEA e para o Qui-Quadrado Normado. O modelo 7F apresenta também os valores mais altos de PNFI e PGFI, mas não

o menor valor de AIC, que são menores no modelo 5. Como 2 dos 3 indicadores de parcimônia do modelo 7F foram os melhores, pode-se afirmar que este atingiu o ajuste mais parcimonioso. Por fim, o modelo 7F foi aquele que não teve

nenhum resíduo alto, acima do valor limite ($> \pm 2.58$), indicando uma alta adequação entre a previsão teórica e os dados observados. Frente a estas observações, a decisão foi adotar o modelo 7F como o modelo da versão Brasileira da SPAS para o público feminino (figura 1).

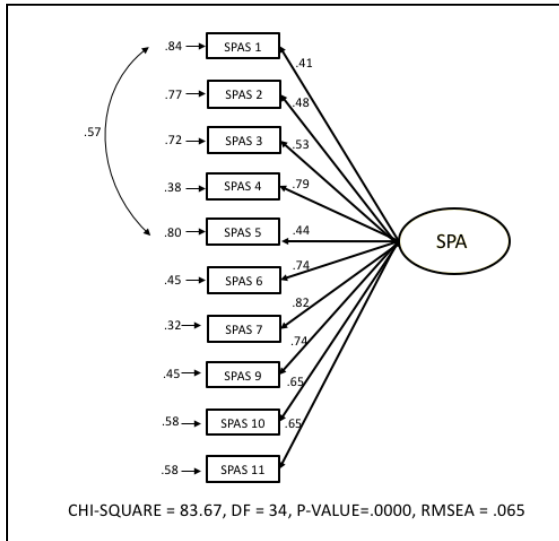


Figura 1. Modelo da versão Brasileira da Social PhysiqueAnxietyScale para mulheres

Na amostra masculina, o modelo 1 também não obteve bons ajustes (RMSEA = .145, GFI = .93, AGFI = .9, NFI = .87, CFI = .89, NNFI = .87) com cargas fatoriais muito baixas nos itens 8 ($\lambda = .22$) e item 11 ($\lambda = .18$). No modelo 2 houve melhora dos índices de ajuste, mas RMSEA ainda se manteve fora dos critérios de aceitação mínimos (RMSEA = .095, GFI = .95, AGFI = .92, NFI = .9, CFI = .92, NNFI = .90), tendo os itens 2, 3 e 11 baixa carga fatorial. O modelo 3 obteve ajustes satisfatórios, apenas também com exceção do RMSEA (RMSEA = .105, GFI = .98, AGFI = .96, NFI = .95, CFI = .97, NNFI = .96), assim como no modelo 4 (RMSEA = .108, GFI = .99, AGFI = .98, NFI = .97, CFI = .98, NNFI = .98) e no modelo 5 (RMSEA = .103, GFI = .99, AGFI = .98, NFI = .98, CFI = .99, NNFI = .99). Já o modelo 6, obteve RMSEA limitrofe e demais ajustes acima dos limites recomendados (RMSEA = .088, GFI = .99, AGFI = .98, NFI = .98, CFI = 1, NNFI = .99).

Mas uma vez, apesar das melhoras observadas nos modelos 2 e 6, os mesmos ainda não preenchem todos os critérios de um ajuste satisfatório para os dados observados. Assim, nos voltamos ao modelo 1 para realizar os ajustes, no agora chamado modelo 7M. Após a primeira estimação o item 11 foi eliminado por sua baixa carga fatorial. Após nova estimação, eliminamos o item 8, também por sua baixa carga fatorial ($\lambda = .23$). Após essas alterações as cargas fatoriais estavam aceitáveis em seus limites mínimos ($\lambda = .40$), variando entre .40 e .72 e por isso passamos a analisar os resíduos e os índices de modificação do sistema para novas modificações. Os itens 6 e 1 e 6 e 5 produziam resíduos negativos altos entre si, enquanto os itens 5 e 1 e 7 e 6 produziram resíduos positivos muito altos. Os índices de modificação do sistema LISREL® apontaram para a

permissão da covariância entre os itens 1 e 5, que foi aceita para a terceira rotação. Após essa alteração o modelo apresentou valores satisfatórios de ajuste em todos os índices considerados (RMSEA = .076, GFI = .99, AGFI = .98, NFI = .98, CFI = .99, NNFI = .99), mas com o item 6 ainda produzindo resíduos muito altos no modelo, tanto positivos quanto negativos. Por isso, esse item foi eliminado e na última e quarta rotação, um modelo unidimensional de 9 itens pode ser satisfatoriamente estimado (RMSEA = .053, GFI = .99, AGFI = .99, NFI = .99, CFI = 1, NNFI = 1).

Como nenhum outro modelo testado na amostra masculina atingiu todos os índices de forma satisfatória, o modelo 7M foi escolhido como modelo estrutural para a amostra masculina (Figura 2).

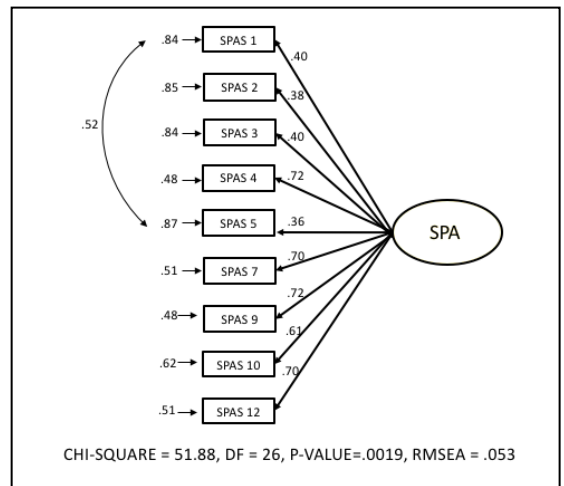


Figura 2. Modelo da versão Brasileira da Social PhysiqueAnxietyScale para homens

Modelo de mensuração

Tanto para o modelo 7F quanto para o modelo 7M o valor do teste alpha de Cronbach foi adequado, sendo $\alpha = .87$ e $\alpha = .81$, respectivamente, indicando evidência de confiabilidade interna da escala.

Quanto à validade convergente, no modelo 7F as assertivas 4, 6, 7, 9, 10 e 12 obtiveram as cargas fatoriais mais altas, entre .65 e .82. O item 3 ($\lambda = .53$) obteve carga fatorial próxima à recomendação mínima. As cargas mais baixas, mas ainda aceitáveis, são as dos itens 1 ($\lambda = .41$), 2 ($\lambda = .48$) e 5 ($\lambda = .44$). Todos os *t-values* superaram o valor de 1.96. A confiabilidade de construto obteve valor acima do recomendado, $CC = .86$, o que fornece evidências da validade convergente da escala. Já no modelo 7M, as cargas fatoriais mais altas variaram entre .70 e .72, dos itens 4, 7, 9 e 12. Os itens 2 ($\lambda = .38$) e 5 ($\lambda = .36$) apresentaram cargas apenas próximas ao limite de aceitação, todavia, todos os *t-values* superaram o valor de 1,96. Por fim, no modelo 7M, a confiabilidade de construto também foi acima do limite recomendado, indicando evidências de validade convergente, $CC = .85$.

Quanto à validade discriminante, o teste de correlação de Spearman indicou uma associação forte e negativa entre o escore da BAS e da SPAS na amostra feminina, $\rho = -.57, p = .05$.

Para amostra masculina, a associação entre as escalas foi igualmente forte e negativa, $\rho = -.54, p < .001$.

Quanto à validade concorrente, na amostra feminina, o teste de correlação de Spearman evidenciou associações significantes ($p < .001$) entre o escore médio da SPAS e os fatores de BCQ, Checagem Geral do Corpo (CG), $\rho = .56$; Checagem de Partes do Corpo (CP), $\rho = .54$ e Checagem idiossincrática (CI), $\rho = .43$. Na amostra masculina houve também correlação significativa entre o escore da SPAS e o escore da MBIDS, $\rho = .31, p < .0001$.

DISCUSSÃO

Foi objetivo deste estudo determinar evidências de validade e confiabilidade interna da SPAS para homens e mulheres jovens. De princípio, determinamos que a estrutura fatorial e as propriedades psicométricas seriam investigadas separadamente nas amostras masculina e feminina. A análise da amostra como um todo poderia mascarar essa diferença, e o instrumento perderia na capacidade de captar de forma mais específica o traço afetivo de imagem corporal em estudo, a ansiedade físico social (Krawczyk, Menzel e Thompson, 2012; Neves, Morgado e Tavares, 2015). Essa decisão ainda, está de acordo com as recomendações metodológicas mais recentes para avaliação da imagem corporal (Cash e Smolak, 2011).

Os resultados apontaram para estruturas fatoriais distintas para as amostras masculina e feminina. A diferença de estrutura fatorial encontrada, tanto de uma perspectiva estatística quanto de uma perspectiva conceitual tem consonância com estudos prévios (Lindwall, 2004; Motl e Conroy, 2000, 2001; Petrie et al., 1996). Numa perspectiva de aprimoramento deste instrumento, pode ser relevante considerar o desenvolvimento de escalas específicas para cada sexo para a ansiedade físico social, num processo de atualização da SPAS, tanto para seu país de origem quanto para os outros países para os quais o instrumento já foi validado.

Tendo em vista os vários estudos metodológicos que esta escala já teve (Eklund, Mack e Hart, 1996; Eklund, Kelley e Wilson, 1997; Martin et al., 1997; Motl e Conroy, 2000, 2001; Hagger et al., 2007; Isogai et al., 2001; Lindwall, 2004; Petrie et al., 1996), partimos dos modelos já existentes que poderiam ter um bom ajuste na escala Brasileira. Dos modelos testados, apenas na amostra feminina os modelos 5 e 6 tiveram ajustes adequados. Frente a este fato, os modelos 7F e 7M foram criados, para a amostra feminina e masculina, respectivamente, a partir do *pool* original de assertivas. Com a eliminação dos itens 8 e 11 no modelo 7F, e das assertivas 6, 8 e 11 no modelo 7M, os modelos unifatoriais obtiveram ajuste geral satisfatório. Estes foram os modelos escolhidos como os mais adequados para a escala Brasileira, por apresentarem melhores índices de ajuste nas medidas de adequação absoluta, de ajuste incremental e de ajuste parcimonioso, assim como menores resíduos.

Quanto à confiabilidade, tanto no modelo 7F quanto 7M os valores do teste de alpha de Cronbach fornecem evidências de que a escala mede a ansiedade físico social de forma confiável. Igualmente satisfatória foi a determinação de evidências da validade convergente, verificada através das cargas fatoriais, *t-values* e da confiabilidade de constructo. A evidência de validade discriminante foi gerada através da confirmação de que a escala avalia um constructo negativo pertencente à imagem corporal, visto a forte correlação negativa encontrada entre os escores da

SPAS e da BAS nas duas amostras. Vale mencionar que este resultado é consistente com o já relatado previamente (e.g.: Jalalvand e Farahani, 2012; Swami, Calveti, Taylor e Tovée, 2015), indicando uma forte oposição do traço afetivo da imagem corporal determinado pela ansiedade físico social para a imagem corporal positiva, na qual a aceitação, o cuidado e a valorização do corpo são o *core* do constructo. Por fim, evidências de validade convergente puderam ser geradas com a associação forte e positiva entre o escore da SPAS e dos fatores da BCQ na amostra feminina e entre o escore da SPAS e da MBIDS na amostra masculina, indicando que ambas as escalas avaliam constructos da imagem corporal negativa. As correlações significativas encontradas para a amostra feminina, já haviam sido observadas na literatura (Haase, Mounford e Waller, 2007; Ko, 2010; White, 2013). Todavia, a associação entre SPAS e MBIDS é uma nova informação. A significância desses testes nos indica que aspectos negativos afetivos e comportamentais da imagem corporal tem estreita conexão. A despeito de termos usados as correlações, primariamente, para avaliar validade discriminante e convergente, seria interessante que estudos futuros explorassem ainda mais estas associações, com mensuração de modelos para inferência de efeitos entre essas variáveis.

Em relação aos estudos psicométricos internacionais anteriores, o presente estudo tem uma contribuição efetiva. Os modelos 7F de 10 itens e 7M de 9 itens consideram a covariância dos erros dos itens 1 e 5. A adoção desta modificação do sistema LISREL® não foi encontrada em nenhum estudo prévio. A aceitação das covariâncias deve ser fundamentada teoricamente, e não apenas na expectativa de melhora de ajuste do modelo – razões estatísticas (Silvia e MacCallum, 1988). Covariância de erros pode ocorrer especialmente por redundância de itens (de conteúdo ou por desejabilidade social) ou por omissão de um fator exógeno (quando dois indicadores tem uma mesma causa que não abordada no modelo). A desejabilidade social pode ser um fator descartado, uma vez que procurou-se diminuir as condições para sua ocorrência com a segurança de anonimidade, de participação voluntária e de um espaço privado para preenchimento das escalas. Não se mostra também plausível que um fator exógeno comum seja a causa das covariâncias aqui acatadas, pois a variável latente da SPAS está bem definida teoricamente. Analisadas uma a uma, a causa mais provável de sua ocorrência foi a semelhança de conteúdo dos itens. Essa constatação foi fundamentada pela análise do estudo de adaptação cultural da SPAS no Brasil (Campana, 2011) e do instrumento original. Essa ação possibilitou assegurar que a semelhança de conteúdo existia originalmente e não havia sido criada pelo processo de tradução.

As limitações deste estudo aplicam-se sobretudo à sua amostragem. Empregamos nas análises uma amostra não-probabilística, selecionada por conveniência, reunindo homens e mulheres jovens. Ademais, a falta de mais instrumentos que abordassem construtos correlatos à ansiedade físico social limitou a possibilidade de análise de associação do escore da escala com outras medidas, que poderiam oferecer evidências de validade de critério ou outras evidências de validade convergente e discriminante. Estudos futuros deveriam investigar o modelo fatorial da versão brasileira da SPAS em outras amostras brasileiras de referência, incluindo atletas,

adolescentes e idosos de ambos os sexos. Seria interessante também a investigação da estrutura fatorial desta escala em outras amostras de pessoas portadoras de deficiência física ou sensorial, além da já realizada em pessoas com lesão medular (Neves, Lorey, Campana e Ferreira, 2015) pois a função e a aparência interferem profundamente na maneira que os outros reagem ao nosso corpo, como interagimos com nosso mundo social e, enquanto indivíduos, percebemos e relacionamos com nosso próprio corpo (Cash, 2000). Estudos longitudinais que consigam identificar elementos causadores de ansiedade físico social são também necessários, para uma abordagem mais compreensiva de quadros clínicos nos quais este sentimento se faz presente.

Ainda, seriam úteis à área de educação física e esportes estudos que verificassem a capacidade da SPAS em prever o comportamento relacionado ao exercício. O exercício físico pode ser usado como uma forma de intervenção nos quadros de Imagem corporal negativa (Campbell e Hausenblas, 2009), mas não é claro seu papel na ansiedade físico social especificamente. Ter essa informação ajudaria pesquisadores e clínicos a planejar melhor sua intervenção e tratamento, dentro e fora do Brasil.

REFERÊNCIAS

- Adelman, M., e Ruggi, L. (2008). The beautiful and the abject: Gender, identity and constructions of the body in contemporary Brazilian culture. *Current Sociology*, 56(4), 555-586.
- Arrayás, M. J., Tornero, I., e Díaz-Bento, M. S. (2018) Percepción de la imagen corporal de los adolescentes de Huelva atendiendo al género ya la edad. *Retos*, 34, 40-43.
- Belling, L. R. (1992). *The relationship between social physique anxiety and physical activity*. (Dissertação de mestrado não publicado). University of North Carolina, Chapel Hill, Estados Unidos da América
- Berry, T. R., e Howe, B. L. (2004). Effects of health-based and appearance-based exercise advertising on exercise attitudes, social physique anxiety and self-presentation in an exercise setting. *Social Behavior and Personality*, 32(1), 1-12
- Biddle, S. J. H. (1997). Cognitive theories of motivation and the physical self. Em K. R. Fox (Ed.), *The physical self: From motivation to well-being* (pp. 59-82). Champaign, IL: Human Kinetics
- Brunet, J., e Sabiston, C. M. (2009). Social physique anxiety and physical activity: A self-determination theory perspective. *Psychology of Sport and Exercise*, 10(3), 329-335.
- Calmeiro, L. M. D. S., Simões, M. C. R., Matos, M. G. D., e Gamito, P. (2012). Factorial validity and group invariance of the Portuguese short version of the Social Physique Anxiety Scale in adolescents. *Revista de Psicologia da Criança e do Adolescente*, 3(2), 199-213.
- Campana, A. N. N. B. (2011). *Relações entre as dimensões da imagem corporal: Um estudo em homens Brasileiros*. [Tese de Doutorado]. 649fls. 2011. Universidade Estadual de Campinas, Campinas, Brasil
- Campana, A. N. N. B., Swami, V., Onodera, C. M. K., da Silva, D., e Tavares, M. D. C. G. F. (2013). An initial psychometric evaluation and exploratory cross-sectional study of the Body Checking Questionnaire among Brazilian women. *PLoS One*, 8(9), e74649.
- Campana, A. N. N. B., e Tavares, M. D. C. G. F. (2009). *Avaliação da imagem corporal: Instrumentos e diretrizes para pesquisa*. São Paulo: Phorte.
- Campana, A. N. N. B., Tavares, M. D. C. G. F., Swami, V., e Silva, D. (2013). An examination of the psychometric properties of Brazilian Portuguese translations of the Drive for Muscularity Scale, the Swansea Muscularity Attitudes Questionnaire, and the Masculine Body Ideal Distress Scale. *Psychology of Men & Masculinity*, 14(4), 376.
- Campbell, A., e Hausenblas, H. A. (2009). Effects of exercise interventions on body image: A meta-analysis. *Journal of Health Psychology*, 14(6), 780-793.
- Cash, T. F. (2000) *The Body Image workbook: an 8-step program for learning to like your looks*. New York: The Guilford Press.
- Cash, T. F., e Smolak, L. (2011). *Body Image: a handbook of science, practice and prevention*. New York: The Guilford Press.
- Cocca, A., Blanco, J. R., Peinado, J. E., e Viciania, J. (2016). Actual, social and ideal body image in Mexican adolescents and their relation with body dissatisfaction: Gender differences. *Retos: nuevas tendencias en educación física, deporte y recreación*, 30, 189-192.
- Cox, L., Lantz, C., e Mayhew, J. (1997). The role of social physique anxiety and other variables in predicting eating behaviors in college students. *International Journal of Sport Nutrition*, 7, 310-317.
- Crawford, S., e Eklund, R. C. (1994). Social physique anxiety, reasons for exercise, and attitudes toward exercise settings. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 16, 70-82.
- David, P., e Johnson, M. A. (1998). The role of self in third-person effects about body image. *Journal of Communication*, 48(4), 37-58.
- Eklund, R. C., Kelley, B., e Wilson, P. (1997). The Social Physique Anxiety Scale: Men, women, and the effects of modifying item 2. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 19(2), 188-196.
- Eklund, R. C., Mack, D., e Hart, E. (1996). Factorial validity of the Social Physique Anxiety Scale for females. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 18(3), 281-295.
- Frederick, C. M., e Morrison, C. S. (1996). Social physique anxiety: personality constructs, motivations, exercise attitudes, and behaviors. *Perceptual and Motor Skills*, 82, 963-972
- Fletcher, R. B., e Crocker, P. (2014). A polytomous Item Response Theory analysis of Social Physique Anxiety Scale. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 18(3), 153-167.
- Garson, G. D. (2006). *PA 765 Statnotes: an online Textbook*. Recuperado de <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/statnote.html>.
- Garver, M. S., e Mentzer, J. T. (1999). Logistics research methods: employing structural equation modeling to test for construct validity. *Journal of Business Logistics*, 20(1), 33-57.
- Goldenberg, M. (2002). *Nu & vestido*. Rio de Janeiro: Record.
- Greenleaf, C. (2004). Weight pressures and social physique anxiety among collegiate synchronized skaters. *Journal of Sport Behavior*, 27, 260-276.
- Guillén, F., e Angulo, J. (2016). Análisis de rasgos de personalidad positiva y bienestar psicológico en personas mayores practicantes de ejercicio físico vs no practicantes. *Revista*

- Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 11, 113-122.
- Haase, A. M., e Prapavessis, H. (2001). Social physique anxiety and eating attitudes in female athletic and non-athletic groups. *Journal of Science and Medicine in Sport*, 4, 396-405
- Haase, A. M., Mountford, V., e Waller, G. (2007). Understanding the link between body checking cognitions and behaviors: The role of social physique anxiety. *International Journal of Eating Disorders*, 40(3), 241-246.
- Hagger, M. S., Aççı, F. H., Lindwall, M., Hein, V., Mülazumoğlu-Ball, Ö., Tarrant, M., Pastor Ruiz, Y., e Sell, V. (2007). Cross-cultural validity and measurement invariance of the social physique anxiety scale in five European nations. *Scandinavian Journal of Medicine and Science Sports*, 17(6), 703-719.
- Hair, Jr., J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., e Black, W. B. (2009) *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hart, E., Leary, M.R., e Rejesky, W.J. (1989). The measurement of Social Physique Anxiety. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 11(1), 94-104.
- Hausenblas, H. A., e Fallon, E. A. (2002). Relationship between body image, exercise behavior, and exercise dependence symptoms. *International Journal of Eating Disorders*, 32, 179-185.
- Hausenblas, H. A., e Mack, D. E. (1999). Social physique anxiety and eating disorder correlates among female athletic and nonathletic populations. *Journal of Sport Behavior*, 22, 502-513.
- Isogai, H., Brewer, B.W., Cornelius, A.E., Komiya, S., Tokunaga, M., e Tokushima, S. (2001). Cross-cultural validation of the Social Physique Anxiety Scale. *Internacional Journal of Sport Psychology*, 32(1), 76-87.
- Jalalvand, S. H., Yoosefy, B., e Farahani, A. (2012). Study of relationship between physical activity and self-esteem, body appreciation and social physique anxiety among high school male and female students. *Quarterly Journal of Sport Bioscience Researches*, 2, 27-37.
- Ko, N. (2010). The Role of Body Shame, Social Appearance Anxiety, and Body Checking Behavior on Body Dissatisfaction and Disordered Eating Behaviors: A Cross-Cultural Study in Germany and Korea. (Dissertação de doutorado não publicado). *Universitäts bibliothek Freiburg*, Brisgóvia, Alemanha.
- Kowalski, N. P., Crocker, P. R. E., e Kowalski, K. C. (2001). Physical self and physical activity relationships in college women: Does social physique anxiety moderate effects? *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 72(1), 55-62.
- Krawczyk, R., Menzel, J., e Thompson, J. K. (2012). The Oxford handbook of the psychology of appearance *Methodological issues in the study of body image and appearance* (pp. 605-619). Oxford: Oxford University Press.
- Kruisselbrink, L. D., Dodge, A. M., Swanburg, S. L., e MacLeod, A. L. (2004). Influence of same- sex and mixed-sex exercise settings on the social physique anxiety and exercise intentions of males and females. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 26, 616-622.
- Lantz, C. D., Hardy, C. J., e Ainsworth, B. E. (1997). Social physique anxiety and perceived exercise behavior. *Journal of Sport Behavior*, 20, 83-93.
- Lindwall, M. (2004). Factorial validity and invariance testing of the Swedish Social Physique Anxiety Scale: Arguments for gender-specific scales. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 26(3), 492-499.
- Lundgren, J. D., Anderson, D. A., Thompson, J. K., Shapiro, J. R., e Paulosky, C. A. (2004). Perception of teasing in underweight persons: A modification of the perception of teasing scale. *Eating and Weight Disorders-Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 9(2), 139-146.
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais* (2ª ed.). Lisboa: ReportNumber.
- Mack, D. E., Strong, H. A., Kowalski, K. C., e Crocker, P. R. E. (2007). Does friendship matter? An examination of social physique anxiety in adolescence. *Journal of Applied Social Psychology*, 37, 1248-1264.
- Martin, K. A., Rejeski, W. J., Leary, M. R., McAuley, E., e Bane, S. (1997). Is the Social Physique Anxiety Scale really multidimensional? Conceptual and statistical arguments for a unidimensional model. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 19(4), 359-367.
- McAuley, E. e Burman, G. (1993) The Social Physique Anxiety Scale: Construct validity in adolescent females. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 25(9), 1049-1053.
- McAuley, E., Bane, S. M., e Mihalko, S. L. (1995). Exercise in middle-aged adults: Self-efficacy and self-presentational outcomes. *Preventive Medicine*, 24, 319-328.
- McLachlan, S., Chan, D., Keatley, D., e Hagger, M. S. (2011). Social psychological theories and models. Em D. Tod e D. Lavallee (Eds.), *The Psychology of Strength and Conditioning* (pp. 38-63). Abingdon, Oxford: Routledge
- Motl, R. W., e Conroy, D. E. (2000). Validity and factorial invariance of the Social Physique Anxiety Scale. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 32(5), 1007-1017.
- Motl, R. W., e Conroy, D. E. (2001) The Social Physique Anxiety Scale: Cross validation, factorial invariance, and latent mean structure. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 5(2), 81-95.
- Neves, A. N., Lorey, G. A., Campana, M. B., e Ferreira, L. (2015, maio). *Estrutura fatorial, validade e confiabilidade interna da Social Physique Anxiety Scale para homens fisicamente ativos com lesão medular*. Pôster apresentado no I Simposio Paradesportivo Carioca, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.
- Neves, A. N., Morgado, F. F. R., e Tavares, M. C. G. C. F. (2015). Avaliação da Imagem Corporal: notas essenciais para uma boa prática de pesquisa. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 31(3), 375-380
- Novaes, J. V. (2006). *O intolerável peso da feiúra: sobre as mulheres e seus corpos*. Rio de Janeiro: Editora Garamond.
- Nunnally, J. C. (1978). Psychometric theory. New York: McGraw Hill.
- Pedhazur, E. J. (1997). *Multiple Regression in behavioral research: Explanations and prediction*. Forth Worth: Harcourt Brace College Publishers.
- Petrie, T. A., Diehl, N., Rogers, R. L., e Johnson, C. (1996). The Social Physique Anxiety Scale: Reliability and construct validity. *Journal of Sport and Medicine Psychology*, 18(4), 420-425
- Rothberger, S. M. (2014). An examination of social physique anxiety among college students: A mixed methodological

- approach. 2014. *Electronic Theses & Dissertations*. Paper 1050. <http://digitalcommons.georgiasouthern.edu/etd/1050>
- Russell, W. D. (2002). Comparison of self-esteem, body satisfaction, and social physique anxiety across males of different exercise frequency and racial background. *Journal of Sport Behavior*, 25, 74-90.
- Russell, W. D., e Cox, R. H. (2003). Social physique anxiety, body dissatisfaction, and self-esteem in college females of differing exercise frequency, perceived weight discrepancy, and race. *Journal of Sport Behavior*, 26, 298-318.
- Sabiston, C. M., Pila, E., Pinsonnault-Bilodeau, G., e Cox, A. E. (2014). Social physique anxiety experiences in physical activity: a comprehensive synthesis of research studies focused on measurement, theory, and predictors and outcomes. *International Review of Sport and Exercise Psychology*, 7(1), 158-183.
- Sáenz-Alvarez, P., Sicilia, Á., González-Cutre, D., e Ferriz, R. (2013). Psychometric Properties of the Social Physique Anxiety Scale (SPAS-7) in Spanish Adolescents. *The Spanish Journal of Psychology*, 16, E86.
- Schlenker, B. R., e Leary, M. R. (1982). Social anxiety and self-presentation: A conceptualization model. *Psychological Bulletin*, 92, 641-669.
- Silvia, E. S. M., e MacCallum, R. C. (1988). Some factors affecting the success of specification searches in covariance structure modeling. *Multivariate Behavioral Research*, 23(3), 297-326.
- Spink, K. S. (1992). Relation of anxiety about social physique to location of participation in physical activity. *Perceptual and Motor Skills*, 74, 1075-1078.
- Swami, V., Campana, A. N. N. B. C., Ferreira, L., Barret, S., Harris, A. S., e Tavares, M. C. G. C. F. (2011). The Acceptance of Cosmetic Surgery Scale: Initial examination of its factor structure and correlates among Brazilian adults. *Body Image*, 8(2), 179-185.
- Swami, V., Cavelti, S., Taylor, D., e Tovée, M. J. (2015). The breast size rating scale: Development and psychometric evaluation. *Body Image*, 14, 29-38.
- Thompson, A. M., e Chad, K. E. (2002). The relationship of social physique anxiety to risk for developing an eating disorder in young females. *Journal of Adolescent Health*, 31, 183-189.
- Thompson, J. K. (2004). The (mis) measurement of body image: Ten strategies to improve assessment for applied and research purposes. *Body Image*, 1(1), 7-14.
- White, E. K. (2013). *The role of social physique anxiety and social appearance anxiety in the body checking behaviors of male and female college students* (Dissertação de mestrado não publicado). University of Nevada, Las Vegas, Estados Unidos da América.
- Yin, Z. (2001). Setting for exercise and concerns about body appearance of women who exercise. *Perceptual and Motor Skills*, 93, 851-855.
- Zazo, R., e Moreno-Murcia, J. A. (2015). Hacia el bienestar psicológico en el ejercicio físico acuático. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 10, 33-39.