



ARTIGO

Escala de ansiedade ao falar em público (EAFP): evidências de sua adequação psicométrica

Public speaking anxiety scale (PSAS): evidence of its psychometric adequacy

Escala de ansiedad al hablar en público (EAHP): evidencias de su adecuación psicométrica

Ana Karla Silva Soares¹

orcid.org/0000-0001-5306-4073
aksssoares@gmail.com

Aline de Sá Lima¹

orcid.org/0000-0002-1103-6645
aline.sa.lima@gmail.com

Alessandro Teixeira

Rezende²

orcid.org/0000-0002-5381-2155
als_tx2q@hotmail.com

Leogildo Alves Freire³

orcid.org/0000-0001-5149-2648
leogildo.alves.freires@gmail.com

Eduardo França do

Nascimento¹

orcid.org/0000-0001-9177-4156
eduardofranka@hotmail.com

Recebido em: 31 mar. 2019.

Aprovado em: 14 set. 2020.

Publicado em: 15 mar. 2021.

Resumo: Este estudo objetiva adaptar a Escala de Ansiedade ao Falar em Público (EAFP) para o contexto brasileiro, reunindo evidências de sua validade fatorial, convergente, análise dos itens e consistência interna. Dois estudos foram realizados com amostra de universitários. No Estudo 1 participaram 211 pessoas ($M_{idade} = 25$ anos; $DP_{idade} = 9,18$; 58,8% homens). Os resultados sugeriram uma estrutura unifatorial constituída pelos 14 itens que se mostraram discriminativos. No Estudo 2 participaram 208 pessoas ($M_{idade} = 25$ anos; $DP_{idade} = 7,79$; 79% mulheres), sendo confirmada a estrutura unifatorial, que se demonstrou invariante quanto ao sexo, apresentando validade convergente com indicadores de saúde geral e confiança de falar em público. Concluiu-se que a versão brasileira da EAFP reuniu evidências psicométricas adequadas, apoiando seu uso em pesquisas que avaliem ansiedade de falar em público.

Palavras-chave: ansiedade, falar em público, validade, precisão

Abstract: This study aims to adapt the Public Speaking Anxiety Scale (PSAS) to the Brazilian context, gathering evidence of its factorial and convergent validity, item analysis and reliability. Two studies were performed with a sample of university students. In Study 1, 211 people participated ($M_{age} = 25$ years, $DP_{age} = 9,18$, 58.8% men), and the results suggested a unifactorial structure consisting of 14 items that were discriminatory. In Study 2, 208 people participated ($M_{age} = 25$ years, $DP_{age} = 7,79$, 79% women), confirming the unifactorial structure, which proved to be invariant in relation to sex, showing converging validity with indicators of general health and confidence to speak in public. It was concluded that the Brazilian version of the PSAS gathered adequate psychometric evidence, supporting its use in research evaluating public speaking anxiety.

Keywords: anxiety, speak in public, validity, reliability

Resumen: Este estudio objetiva adaptar la Escala de Ansiedad al Hablar en Público (EAHP) para el contexto brasileño, reuniendo evidencias de su validez factorial, convergente, análisis de ítems y consistencia interna. Dos estudios se realizaron con una muestra de universitarios. En el Estudio 1 participaron 211 personas ($M_{edad} = 25$ años, $DP_{edad} = 9,18$, 58,8% hombres), teniendo los resultados sugeridos una estructura unifatorial constituída por los 14 ítems que se mostraron discriminatorios. En el Estudio 2 participaron 208 personas ($M_{edad} = 25$ años, $DP_{edad} = 7,79$, 79% mujeres), confirmando la estructura unifactorial, que se demostró invariante en cuanto al sexo, presentando validez convergente con indicadores de salud general y confianza de hablar en público. Se concluyó que la versión brasileña de la EAHP reunió evidencias psicométricas adecuadas, apoyando su uso en investigaciones que evalúen ansiedad de hablar en público.

Palabras clave: ansiedad, hablar en público, validez, fiabilidad



Artigo está licenciado sob forma de uma licença
[Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

¹ Universidade Federal do Mato Grosso do Sul (UFMS), Campo Grande, MS, Brasil.

² Universidade Federal da Paraíba (UFPB), João Pessoa, PB, Brasil.

³ Universidade Federal de Alagoas (UFAL), Maceió, AL, Brasil.

Apesar de muitas pessoas sentirem-se ansiosas, desconfortáveis e temerosas ao falar em público, essa é uma habilidade importante em diversas situações cotidianas (e.g., necessidades profissionais e acadêmicas). Níveis elevados de ansiedade para falar em público trazem impactos negativos na vida dos indivíduos, uma vez que afetam no envolvimento de estudantes para com as atividades que cercam a comunicação oral (Martin-Lynch, Correia, & Cunningham, 2016). Ademais, interferem em dimensões sociais, já que níveis elevados de ansiedade tendem a ocasionar uma percepção subestimada de seu próprio desempenho, tornando-se assim um poderoso estressor psicossocial (Cheng, Niles, & Craske, 2017; Clark & Arkowitz, 1975; Hee, 2017).

Esse tipo de ansiedade consiste em uma forma particular de ansiedade, caracterizada pelo medo que determinados indivíduos possuem de falar diante de um grupo, com diferentes formas de manifestação comportamental de ordem física e psicológica (Huang, Wen, & Liu, 2016). Esses achados impulsionaram à inclusão de um especificador dentro do transtorno de ansiedade social restrito à ansiedade de falar ou de se apresentar em público na quinta edição do *Manual Diagnóstico e Estatístico de Transtornos Mentais* (DSM-5; American Psychiatric Association, 2013; Heimberg et al., 2014).

Assim, visto que a tarefa de falar em público é vivenciada por muitos como sendo altamente ameaçadora e indutora de ansiedade (Motley, 1990), pesquisadores têm se dedicado a estudar a temática com enfoques diversos, tais como tratamento clínico, prevalência e instrumentos de mensuração (Cheng et al., 2017; Heimberg et al., 2014; Martin-Lynch, Correia, & Cunningham, 2016). Por exemplo, a partir de uma perspectiva clínica, estudos têm analisado programas de intervenção focando em técnicas cognitivo-comportamentais visando à redução da ansiedade de falar em público, além de verificar a função da exposição a imagens mentais negativas nesse tipo de ansiedade (Homer, Deeproose, & Andrade, 2016; Safir, Wallach, & Bar-Zvi, 2012).

Apesar da prevalência e de prejuízos associados ao medo de falar em público, são escassas

as medidas para avaliar tal construto. A propósito, destacam-se medidas como entrevistas, ou mesmo testes de autodeclaração direcionadas para avaliação específica das distorções cognitivas presentes no medo de falar em público (Glass, Merluzzi, Biever, & Larsen, 1982). A esse respeito, Antony, Orsillo e Roemer (2001) ressaltam que as medidas de autorrelato podem ser utilizadas para fornecer informações suplementares e adicionais no processo de entrevista clínica. Todavia, a maioria das escalas que foram desenvolvidas para avaliação da ansiedade de falar em público possuem limitações, concentrando-se nas manifestações cognitivas da ansiedade (e.g. *Speech Anxiety Thoughts Inventory* [SATI]; Cho, Smits, & Tech, 2004; *Self-Statements During Public Speaking Scale* [SSPS]; Hofmann & DiBartolo, 2000), deixando-se de lado os elementos comportamentais e fisiológicos.

Na literatura, pode-se citar duas escalas principais que avaliam em conjunto os elementos cognitivos, fisiológicos e comportamentais da ansiedade de falar em público: a *Personal Report of Confidence as a Speake* (PRCS; Paul, 1966) e a *Personal Report of Public Speaking Anxiety* (PRPSA; McCroskey, 1970). A PRSC, por exemplo, apresenta em uma de suas versões um total de 104 itens, sendo respondidos em uma escala dicotômica (Verdadeiro/Falso). Já a PRPSA, por sua vez, é formada por 20 itens e, que são respondidos em uma escala de cinco pontos (1 – Concordo Totalmente; 5 – Discordo Totalmente). Apesar de ambas as medidas abarcarem em seus itens os três componentes da ansiedade (i.e., comportamental, cognitivo e fisiológico), elas apresentam potenciais limitações. A primeira delas diz respeito a grande quantidade de itens, o que implica em um tempo extenso para sua conclusão. Além disso, os itens dessas escalas são redigidos de forma unicamente positiva ou negativa. Embora isso possa resultar em cargas fatorias elevadas e aumento da consistência interna, a sobreposição de itens positivos pode levar a resultados inconsistentes, sendo importante contar com itens negativos para controlar vieses (e.g., aquiescência; Miller, Lovler, & McIntire, 2013).

Tendo em conta as limitações supracitadas, Bartholomay e Houlihan (2016), baseados no

modelo de ansiedade (cognitivo, comportamental e fisiológico) de Lang (1971), desenvolveram a *Public Speaking Anxiety Scale* (PSAS), fornecendo, assim, uma medida mais concisa e formada tanto por itens positivos quanto negativos. Considerando que o objetivo do presente artigo é adaptar a PSAS para o contexto brasileiro, procura-se descrevê-la no tópico a seguir.

Public Speaking Anxiety Scale (PSAS)

A PSAS foi desenvolvida por meio da revisão e da reformulação de itens de várias escalas presentes na literatura. A versão inicial do instrumento resultou em um total de 17 questões, com uma escala de resposta de cinco pontos (1 - De modo nenhum; 5 - Extremamente). Para examinar a estrutura fatorial da PSAS, Bartholomay e Houlihan (2016) submeteram os 17 itens a uma Análise de Componentes Principais (ACP) com rotação *varimax*. Os resultados da análise indicaram a presença de uma estrutura bifatorial, que explicaram conjuntamente um total de 59,9% da variância. Consistente com o modelo de ansiedade de três componentes (Lang, 1971), realizou-se uma nova ACP fixando três componentes, que foram nomeados de cognitivo ($\alpha = 0,88$; 8 itens), comportamental ($\alpha = 0,74$; 4 itens) e fisiológica ($\alpha = 0,86$; 5 itens).

Adicionalmente as análises exploratórias, Bartholomay e Houlihan (2016) verificaram evidências de validade concorrente com as medidas de *Personal Report of Confidence as a Speaker* ($r = 0,84$; $p < 0,001$) e *Survey of Speech Anxiety* ($r = 0,83$; $p < 0,001$); validade convergente com a *Social Interaction Anxiety Scale* ($r = 0,51$; $p < 0,001$) e *Intolerance of Uncertainty Scale* ($r = 0,51$; $p < 0,001$); e, por fim, validade discriminante com *Depression Questionnaire* ($r = 0,18$; $p < 0,001$) e *Wessex Dissociation Scale* ($r = 0,13$; $p < 0,001$).

São identificadas algumas validações da medida para outros contextos, tais como o estudo de Chodkiewicz e Miniszewska (2015), que realizaram a adaptação polonesa com 320 estudantes universitários, resultando em uma versão com nove itens e dois fatores (Fator I: reações emocionais e fisiológicas; Fator II: preocupante). E a de Dueñas,

Restrepo-Castro e Garcia (2018), que na versão espanhola também comprovaram a adequação psicométrica da medida identificando a estrutura bifatorial originalmente elencada.

Em suma, a PSAS apresenta índices psicométricos satisfatórios e se mostra como uma medida válida para avaliar as dimensões cognitivas, comportamentais e fisiológicas da ansiedade de falar em público. Diante das evidências de validade e de confiabilidade, essa medida vem sendo utilizada em estudos que buscam avaliar sua relação com variáveis demográficas (e.g., sexo, idade, escolaridade; Kumar, Kaur, & Thakur, 2017), estresse e traços de personalidade (e.g., positivamente com neuroticismo; Fraj-Andrés, Palacios, & Pérez-López, 2018). Desse modo, justifica-se adaptar para o Brasil o instrumento elaborado por Bartholomay e Houlihan (2016), uma vez que os autores forneceram evidências de que a escala pode se constituir como uma útil ferramenta de pesquisa para avaliar a ansiedade de falar em público. Portanto, o presente artigo tem como objetivo: (a) conhecer a estrutura fatorial da PSAS, reunindo também evidências de sua consistência interna (Estudo 1); e (b) testar a adequação da estrutura fatorial, avaliando sua invariância fatorial e validade convergente com o Questionário de Saúde Geral (QSG-12) e PRCS (Estudo 2).

Estudo 1. Propriedades psicométricas preliminares da EAFP

Este estudo objetivou realizar uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) para conhecer a solução fatorial da EAFP, assim como avaliar os parâmetros individuais dos seus itens por meio da Teoria de Resposta ao Item (TRI), para avaliar a dificuldade e discriminação.

Método

Participantes e procedimento

Participaram 211 universitários, com idade média de 25 anos (DP = 9,18, variando de 18 a 61 anos), sendo a maioria do sexo masculino (58,8%). Constatou-se com uma amostra de conveniência (não probabilística). Todos os instrumentos foram res-

pondidos por meio de um questionário *online*, onde informava-se que para acessar o instrumento era necessário indicar ser maior de 18 anos e concordar com o Termo de Consentimento Livre (TCLE). Enfatizou-se o caráter voluntário e a garantia do anonimato e do sigilo da participação, garantindo todos os preceitos éticos de pesquisas envolvendo seres humanos (Aprovação no CEP/UFMS Parecer n.º 2.038.073). Foram necessários, em média, 30 minutos para conclusão da atividade. O *link* para participação foi disponibilizado por um período de 60 dias e o pesquisador responsável recebeu as avaliações e dúvidas em seu *e-mail*.

Instrumentos

Os participantes responderam a questões demográficas (idade e sexo) e a Escala de Ansiedade ao Falar em Público (EAFP, Bartholomay & Houlihan, 2016). Esta medida é composta por 17 itens respondidos em uma escala de cinco pontos, variando de 1 "totalmente não" a 5 "Extremamente". Dois pesquisadores bilíngues conduziram a tradução da medida por meio do método *back-translation* (inglês-português; português-inglês; inglês-português). O estudo original identificou uma consistência interna satisfatória (Alfa de Cronbach = 0,94; Bartholomay & Houlihan, 2016).

Análise dos dados

O *software* Factor 10.5.03 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006) foi empregado para realização da análise fatorial exploratória (AFE, Minimum Factor Analysis – MFA; Shapiro & Ten Berge, 2002) utilizando o método Hull (HM) para retenção de fatores (Lorenzo-Seva, Timmerman, & Kiers, 2011). Utilizou-se o *software* R (R Core Team, 2015) para avaliar os parâmetros dos itens por meio da Teoria de Resposta ao Item (TRI) por meio do pacote MIRT (Multidimensional Item Response Theory; Chalmers, 2012), para avaliar a dificuldade e a discriminação. O Modelo de Resposta Graduada foi empregado (natureza politômica da medida; Samejima, 1968).

Resultados

Inicialmente, procedeu-se uma AFE, cujos resultados indicaram a adequação para realização da mesma [KMO = 0,92; Bartlett, χ^2 (136) = 1903,1, $p < 0,001$]. Ao proceder a MFA com o método de extração HM (CFI = 0,98, df = 119) identificou-se claramente uma solução unifatorial, explicando 51% da variância total. Esses resultados podem ser observados na Tabela 1, com a maioria dos itens apresentando saturação maior que 0,40, variando de 0,54 (Item 8. Sinto-me tenso antes de dar um discurso) a 0,85 (Item 11. Eu me sinto satisfeito depois de proferir um discurso), excetuando os itens 6 e 17 (0,17 e 0,27, respectivamente).

Tabela 1 – Estrutura fatorial e parâmetros dos itens da EAFP com TRI

Conteúdo dos itens	Carga	h ²	Teoria de resposta ao item					
			a	b ₁	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄
1. Discursar é aterrorizante.	0,82	0,89	2,539	0,224	-1,214	-0,194	0,684	1,619
2. Tenho medo de perder a palavra enquanto falo.	0,76	0,87	2,079	-0,136	-1,916	-,424	0,362	1,433
3. Estou nervoso por medo de me envergonhar na frente do público.	0,82	0,92	2,444	-0,069	-1,355	-,451	0,303	1,229
4. Se eu cometi um erro no meu discurso, eu sou incapaz de retornar minha atenção.	0,69	0,86	1,563	1,359	-0,855	,473	1,937	3,882
5. Estou preocupado que meu público pense que sou um mau orador.	0,65	0,84	1,387	0,106	-1,856	-,439	0,767	1,951

Conteúdo dos itens	Carga	h^2	Teoria de resposta ao item					
			a	b_i	b_1	b_2	b_3	b_4
6. Estou focado no que estou dizendo durante meu discurso.	0,17	0,71	-0,347	2,890	9,430	5,583	1,340	-4,793
7. Estou confiante quando faço um discurso.	0,72	0,77	1,823	-0,264	-2,307	-0,828	0,432	1,646
8. Eu me sinto satisfeito depois de proferir um discurso.	0,54	0,83	1,051	0,079	-2,387	-0,874	0,988	2,588
9. Minhas mãos tremem quando eu estou discursando.	0,67	0,88	1,607	0,215	-1,316	-0,113	0,739	1,550
10. Eu me sinto doente antes de falar na frente de um grupo.	0,79	0,81	2,150	1,047	-0,166	0,575	1,455	2,323
11. Sinto-me tenso antes de dar um discurso.	0,85	0,77	3,356	-0,437	-2,010	-0,860	0,037	1,087
12. Agito antes de falar.	0,73	0,74	1,984	-0,382	-2,295	-0,878	0,150	1,494
13. Meu coração acelera quando eu profiro um discurso.	0,83	0,90	2,653	-0,419	-1,789	-0,808	0,028	0,893
14. Eu suco durante meu discurso.	0,71	0,78	1,669	0,584	-0,795	0,177	1,021	1,934
15. Minha voz treme quando eu faço um discurso.	0,79	0,94	2,148	0,419	-1,124	0,161	0,953	1,685
16. Eu me sinto relaxado ao proferir um discurso.	0,71	0,79	-1,285	-1,285	-3,044	-1,899	-0,609	0,411
17. Eu não tenho problemas em fazer contato visual com o meu público-alvo.	0,27	0,31	0,540	-0,914	-4,476	-1,803	0,470	2,154

Nota: Método Hull de extração; h^2 = comunalidade; a = parâmetro de discriminação; b_i média de dificuldade, b_1 - b_4 = dificuldade. Itens 7, 8 e 16 são itens invertidos.

Em seguida, procedeu-se a análise pautada na TRI para avaliar os parâmetros de discriminação, que avalia a capacidade de cada item de discriminar participantes com magnitudes próximas do traço latente e o parâmetro de dificuldade, que se refere ao nível do traço latente que o respondente precisa apresentar para endossar a próxima categoria de opção mais alta (Baker, 2001), de tal forma que valores mais baixos de b_{1-4} indicam que o item é "mais fácil" de responder e os valores mais altos de b_{1-4} indicam que o item é mais "difícil".

Os resultados apontaram que 59% dos itens apresentaram discriminação muito alta, 23% discriminação alta, 6% discriminação moderada e 12% (Itens 6 e 17) não foram discriminativos (Baker, 2001), com índice de discriminação médio de 1,87 (DP = 0,81), variando de 3,36 (Item 11. Sinto-me tenso antes de dar um discurso) a -1,28 (Item 16. Eu me sinto relaxado ao proferir um discurso).

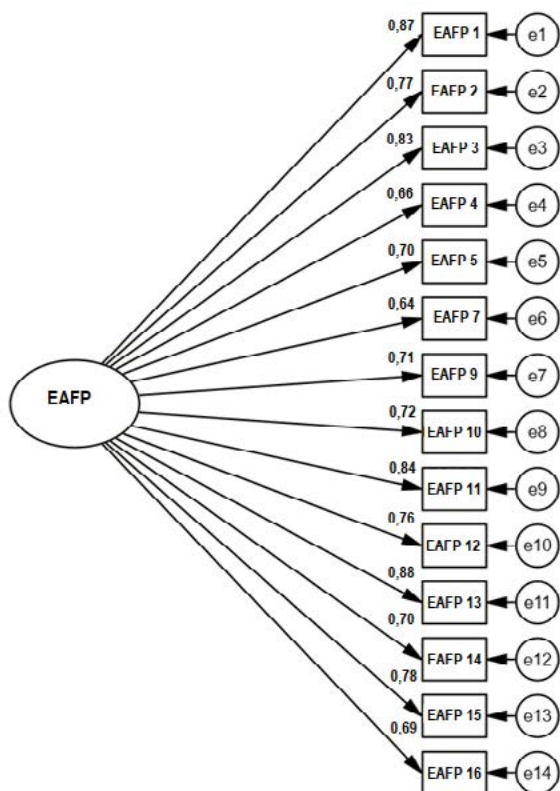


Figura 1 – Mapa do construto

Quanto ao parâmetro de dificuldade (*thresholds/limiares*), como observado na Tabela 1, o item que apresentou necessidade de característica latente mais alta para que os participantes indicassem "concordar totalmente" com o mesmo (selecionar a opção 5 da escala de resposta de 5 pontos) foi o Item 4 ($b_4 = 3,882$; Se eu cometi um erro no meu discurso, eu sou incapaz de retornar minha atenção), seguido pelo Item 8 ($b_4 = 2,588$; Eu me sinto satisfeito depois de proferir um discurso. Enquanto isso, os participantes apresentaram menores limiares para endossar a opção de concordar totalmente com a questão nos itens 6 ($b_4 = -4,793$; Estou focado no que estou dizendo durante meu discurso) e 16 ($b_4 = 0,411$; Eu me sinto relaxado ao proferir um discurso). Na Figura 2, observa-se o mapa de construto representando visualmente a organização dos itens segundo seu nível de dificuldade.

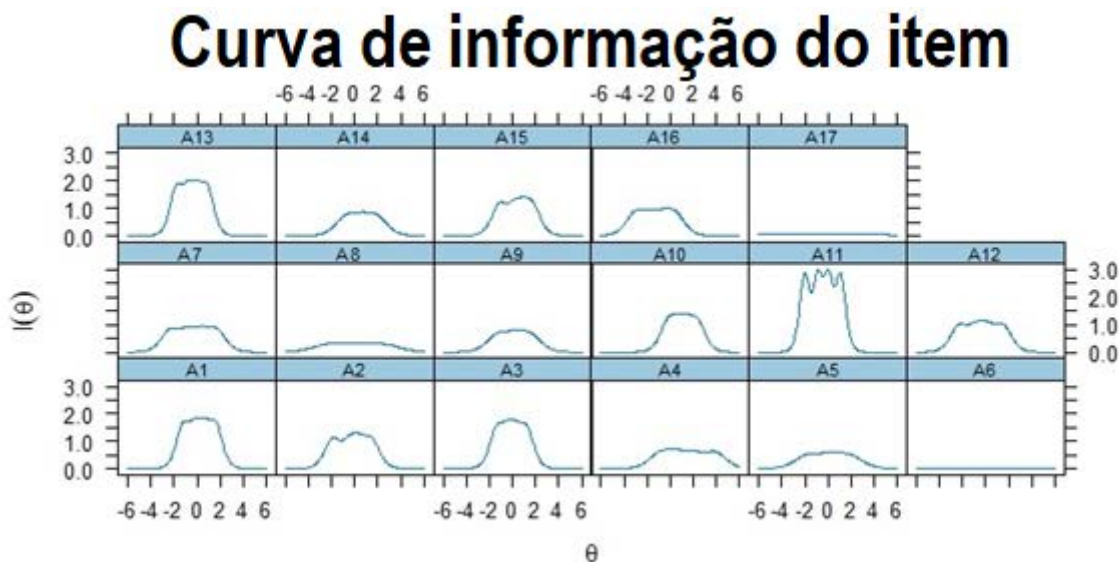


Figura 2 – Curva de informação do item

Finalmente, avaliou-se a curva de informação do teste, que consiste em uma representação gráfica da contribuição dos itens para a informação total da medida do traço latente, mostrando "quão bem o construto é medido em diferentes níveis do *continuum* de construção subjacente" (Primi, Morsanyi, Chiesi, Donati, & Hamilton, 2016, p. 187). O eixo horizontal representava o

traço latente (θ) e o eixo vertical indicava probabilidade de resposta correta. Em geral, esses resultados permitiram selecionar os itens que compartilharam mais informações e foram mais característicos do construto (ver Figura 1), com os itens menos informativos (itens 6, 8 e 17) sendo excluídos ($I(\theta) < 1,0$), mantendo um total de 14 itens na escala.

Tabela 2 – Parâmetros dos itens para EAFP com 14 itens

Conteúdo dos itens	DIF (sexo)		Teoria de resposta ao item					
	χ^2 (gl)	a-DIF	a	b_1	b_1	b_2	b_3	b_4
1. Discursar é aterrorizante.	4,02*	2,82	2,496	0,229	-1,223	-0,188	0,692	1,635
2. Tenho medo de perder a palavra enquanto falo.	5,97*	2,21	2,064	-0,138	-1,931	-0,422	0,365	1,438
3. Estou nervoso por medo de me envergonhar na frente do público.	2,35*	2,40	2,448	-0,068	-1,360	-0,449	0,306	1,231
4. Se eu cometi um erro no meu discurso, eu sou incapaz de retornar minha atenção.	4,27*	1,60	1,545	1,361	-0,858	0,478	1,945	3,878
5. Estou preocupado que meu público pense que sou um mau orador.	7,40*	1,69	1,392	0,106	-1,856	-0,436	0,769	1,945
7. Estou confiante quando faço um discurso.	10,55*	1,70	1,747	-0,272	-2,368	-0,843	0,442	1,681
9. Minhas mãos tremem quando eu estou discursando.	2,37*	1,82	1,638	0,215	-1,304	-0,108	0,735	1,538
10. Eu me sinto doente antes de falar na frente de um grupo.	4,69*	1,75	2,137	1,051	-0,160	0,583	1,461	2,321
11. Sinto-me tenso antes de dar um discurso.	-	-	3,316	-0,441	-2,033	-0,863	0,043	1,091
12. Sinto-me agitado antes de falar.	5,86*	1,52	1,994	-0,382	-2,300	-0,875	0,155	1,492
13. Meu coração acelera quando eu profiro um discurso.	-	-	2,724	-0,416	-1,784	-0,802	0,033	,889
14. Eu sou durante meu discurso.	1,85*	1,57	1,705	0,579	-0,785	0,180	1,011	1,909
15. Minha voz treme quando eu faço um discurso.	9,97*	2,34	2,162	0,421	-1,124	0,165	0,957	1,684
16. Eu me sinto relaxado ao proferir um discurso.	1,67*	1,62	1,798	-1,303	-3,092	-1,926	-0,614	0,420

Nota: Método Hull de extração; h^2 = comunalidade; a = parâmetro de discriminação; b_1 média de dificuldade, b_1 - b_4 = dificuldade. Itens 7 e 16 são itens invertidos. * Para todo o χ^2 estimado nas estatísticas do DIF, o grau de liberdade foi 5 e o $p > 0,05$. "-" indica os itens âncora que estão livres na análise do DIF.

Diante dos achados anteriores, novamente calculamos a discriminação e a dificuldade dos 14 itens (Tabela 2), sendo identificada discriminação moderada (itens 4, 5 e 9) e alta (itens 1, 2, 3, 7, 10, 11, 12, 13, 14, 15 e 16) ($M = 2,92$; $DP = 0,91$) em todos os itens. Quanto ao parâmetro de dificuldade, os indicadores variaram de "fácil" a "difícil" (médias de b_1 a b_4 entre -1,30 no item 16 a 1,36 no item 4). O índice de confiabilidade da medida foi de 0,97.

Estudo 2. Propriedades psicométricas complementares da EAFP

Este estudo, por sua vez, objetivou realizar uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) com o intuito de comprovar a estrutura fatorial da EAFP, bem como sua invariância quanto ao sexo e validade convergente da EAFP com outras medidas.

Método

Participantes e procedimento

Participaram 208 estudantes universitários, com idade média de 25 anos ($DP = 7,79$, variando de 18 a 62 anos). A maioria, do sexo feminino (79%), se declarou católico (25,3%) e com nível médio de religiosidade acima da mediana da escala de resposta (0 = nada – 4 = totalmente; $M = 2,89$, $DP = 1,37$). Neste estudo foram replicados os parâmetros éticos e os procedimentos de coleta de dados do Estudo 1. O tempo médio para conclusão da colaboração na pesquisa foi de 15 minutos.

Instrumentos

Os participantes receberam um livreto contendo a EAFP (14 itens), questões para caracterização da amostra (sexo, idade, religião e nível de religiosidade) e duas escalas: Questionário de saúde geral (QSG-12; Gouveia et al., 2003) e a Escala de relatório pessoal de confiança como orador (ERCO-12; Hook, Smith, & Valentiner, 2008). O QSG-12 é um instrumento de 12 itens que avalia a saúde mental de um indivíduo dividido em três fatores (Gouveia et al., 2003): depressão (Itens 1, 4, 7, 8 e 12; $\alpha = 0,72$), ansiedade (Itens 2, 5, 9, $\alpha = 0,76$) e autoeficácia (Itens 3, 6, 10 e 11 $\alpha = 0,76$), respondidos em uma escala de 4 pontos (itens negativos variando de 1 "absolutamente não" a 4 "muito mais do que o habitual" e os positivos de 1 "mais do que o habitual" e 4 "muito menos que o habitual"). E a forma abreviada do ERCO-12 (original de Gilkinson, 1942; forma curta por Hook et al., 2008) é uma escala de autorrelato composta por 12 itens em formato verdadeiro e falso, projetado para mensurar o nível de confiança das pessoas em falar em público. Os altos escores do ERCO-12 mostraram-se associados a um desempenho de fala mais efetivo (Hook et al., 2008).

Análise de dados

O software IBM SPSS *Statistics* (versão 21) foi utilizado para calcular estatísticas descritivas e correlações (validade convergente). A análise fatorial confirmatória (AFC) e a análise de invariância fatorial (IF) entre o sexo foram realizadas no software Mplus 6.12 (Muthén & Muthén, 2010).

Para o AFC, utilizou-se como entrada a matriz de correlação policórica, adotando-se o estimador *Weighted Least Squares Means and Variance adjusted* (WLSMV; Li, 2016). A comprovação do ajuste do modelo considerou múltiplos indicadores: *Comparative Fit Index* (CFI) e *Tukey-Lewis Index* (TLI), considera-se valores de 0,90 ou superiores como indicação de ajuste adequado; o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), espera-se indicador menor que 0,05, admitindo-se até 0,10 como limite superior de seu intervalo de confiança (IC90%); e o χ^2 (gl) ao nível de significância de 0,05 (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2015).

Para avaliar a invariância da medida quanto ao sexo dos participantes, utilizamos a variação do DIF (Funcionamento Diferencial dos Itens) e CFA (Análise Fatorial Confirmatória). Como indicadores tem-se o CFI (ΔCFI) e RMSEA ($\Delta RMSEA$) (valores devem ser menores ou iguais a 0,010 e 0,015, respectivamente; Cheung & Rensvold, 2002; Xu & Tracey, 2017) para indicar invariância na CFA. Para a abordagem da DIF, os itens discriminação e dificuldade são limitados a serem iguais entre os grupos de comparação (masculino e feminino). Dois itens por dimensão foram selecionados como âncoras para puxar a métrica comum de todos os itens. Para isso, selecionamos os itens que apresentaram as melhores discriminações nas três amostras.

Ademais, calculou-se validade convergente entre o EAFP, QSG-12 e ERCO-12 (correlações de Pearson). Espera-se correlações positivas e significativas entre o fator geral da EAFP e os dois fatores do QSG (ansiedade e depressão) e correlações negativas com a autoeficácia (fator do QSG-12) e a ERCO-12.

Resultados

Análise fatorial confirmatória

Considerando os achados do Estudo 1, testou-se a estrutura da EAFP com os 14 itens carregando no mesmo fator geral. Os seguintes indicadores de ajuste foram obtidos para o estimador WLSMV: χ^2 (77) = 229,50, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 2,98$; CFI = 0,97, TLI = 0,96, RMSEA = 0,09 (IC90% = 0,083 | 0,112) (ver Figura 2). Os pesos fatoriais (Lambdas) foram todos positivos e significativa-

mente diferentes de zero ($\lambda \neq 0$; $z > 1,96$, $p < 0,001$), variando de 0,64 (Item 7: "Estou confiante quando faço um discurso") a 0,88 (Item 13: "Meu coração

bate quando eu faço um discurso"), com uma média de 0,75. O indicador de confiabilidade foi satisfatório (0,98; Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017).

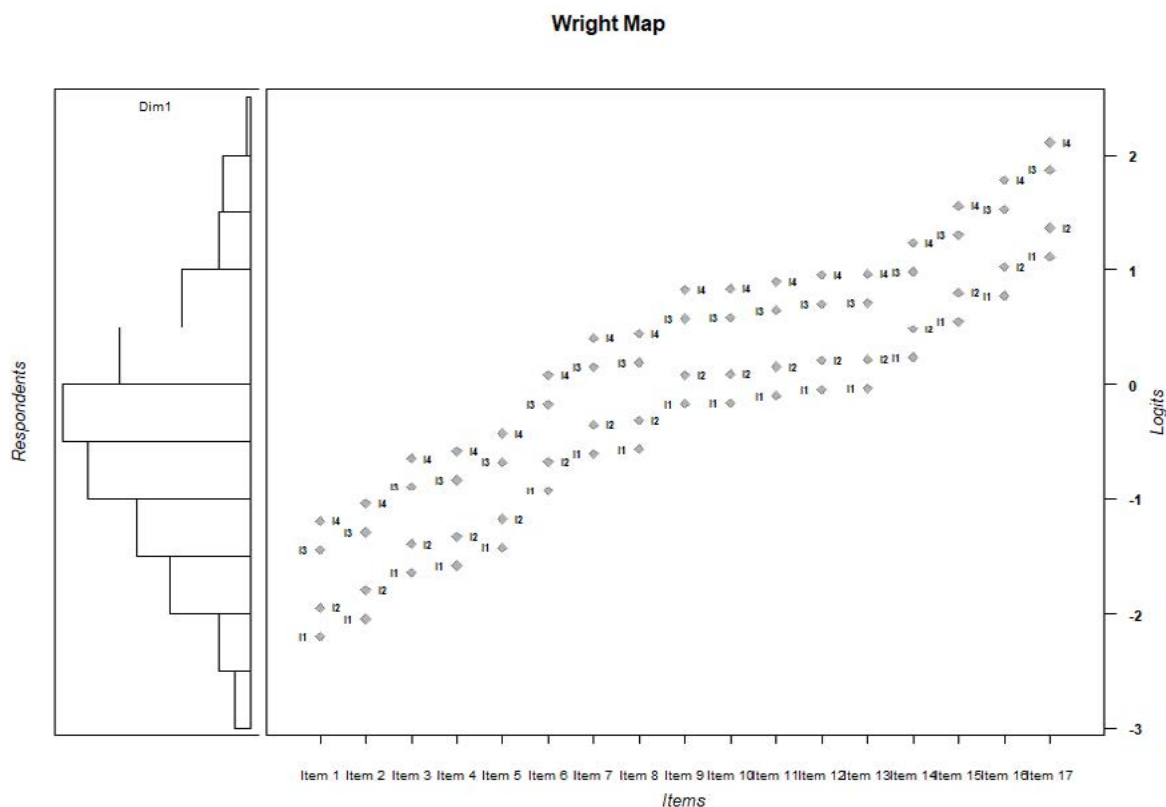


Figura 3 – Estrutura fatorial da EAFP

Após corroborar a estrutura unifatorial da EAFP, pretendeu-se verificar sua invariância considerando o sexo dos participantes. Primeiramente, a média dos escores totais da escala obtida pela amostra foi comparada por sexo. Os resultados apontaram para uma diferença significativa [$t(57) = -2,32$, $p < 0,05$] entre mulheres ($M = 3,25$; $DP = 0,88$) e homens ($M = 2,83$; $DP = 1,06$). Em seguida, o modelo inicial sem restrições foi testado como linha de base para a investigação da invariância configural. Depois disso, a restrição de carga fatorial (saturação), covariância e resíduos (erros subjacentes aos itens) foram testados.

Os resultados demonstraram uma invariância total da EAFP quando sexo (masculino e feminino; Xu & Tracey, 2017), haja vista a identificação de invariância configural [sem restrições; $\chi^2(\text{gl}) = 441,16$ (204); $\text{TLI} = 0,96$; $\text{RMSEA} = 0,106$ (0,092-0,119); $\text{CFI} = 0,96$]; invariância métrica (saturação; $\chi^2(\text{gl}) = 413,62$ (209); $\text{TLI} = 0,96$; $\text{RMSEA} = 0,097$

(0,083-0,111); $\text{CFI} = 0,96$; $\Delta\text{CFI} = 0,005$; $\Delta\text{RMSEA} = 0,009$]; invariância escalar [covariância; $\chi^2(\text{gl}) = 447,30$ (253); $\text{TLI} = 0,97$; $\text{RMSEA} = 0,086$ (0,073-0,099); $\text{CFI} = 0,96$; $\Delta\text{CFI} = 0,002$; $\Delta\text{RMSEA} = 0,002$] e invariância residual [erros; $\chi^2(\text{gl}) = 412,53$ (238); $\text{TLI} = 0,97$; $\text{RMSEA} = 0,084$ (0,070-0,097); $\text{CFI} = 0,97$; $\Delta\text{CFI} = 0,004$; $\Delta\text{RMSEA} = 0,004$].

Para a abordagem da DIF, dois itens foram selecionados como âncoras para reter a métrica comum de todos os itens. Deste modo, foram eleitos os itens que apresentaram maiores índices de discriminação na Tabela 2 (a) (itens 11 e 13). Os resultados (ver Tabela 2) indicaram que todos os itens que compõem a escala de EAFP apresentaram-se invariantes. Foram encontradas diferenças para todos os itens da versão com 14 itens.

Finalmente, para fornecer evidências de validade convergente para o EAFP, utilizamos o QSG-12 e o ERCO-12, todas variáveis relacionadas à saúde mental e à ansiedade de falar em público. Como

preconizado, a EAFP apresentou correlações significativas e positivas com depressão ($r = 0,27, p < 0,01$), ansiedade ($r = 0,35, p < 0,01$) e correlações negativas com a autoeficácia ($r = -0,40, p < 0,05$) e a confiança como orador ($r = -0,87, p < 0,01$).

Discussão

A atividade de falar em público pode ser considerada um ato altamente ameaçador e promotor de ansiedade para muitos indivíduos, sendo considerada um medo comum na população geral (Glassman et al., 2016; Jackson et al., 2017), tanto que no Manual Diagnóstico e Estatístico de Transtornos Mentais (DSM-5) foi incluído um "performance only" específico para os casos em que a ansiedade se refere a falar ou se apresentar em público. Assim, visto que uma elevada ansiedade de falar em público implica em consequências no desempenho acadêmico, social e ocupacional (e.g., Hunter, Westwick, & Haleta, 2014; Nash, Crimmins, & Opreescu, 2016), pareceu relevante adaptar ao contexto brasileiro a Escala de Ansiedade ao Falar em Público (EAFP, Bartholomay & Houlihan, 2016), reunindo evidência de adequação psicométrica.

Como em qualquer estudo científico, algumas limitações potenciais podem ser apontadas, sem que elas invalidem os achados ora apresentados. Por exemplo, ressalta-se uma limitação do emprego de medidas de autorrelato do tipo "lápiz e papel", visto que os participantes podem falsear suas respostas, diferindo-as da realidade ou tê-las enviesada devido à deseabilidade social. Contudo, essa limitação não é exclusiva da PSAS, mas uma propriedade da maioria dos instrumentos psicológicos, sugerindo-se o emprego futuro de estratégias alternativas, a exemplo de medidas implícitas (Gawronski, Morrison, Phillips, & Galdi, 2017) e avaliar o impacto dessa questão na mensuração da ansiedade. Outro aspecto consiste no processo de seleção amostral realizado por conveniência (não probabilísticas), o que restringe a generalização dos achados a outras situações externas a pesquisa.

Estrutura fatorial e parâmetros dos itens

Quanto às principais conclusões desta pes-

quisa, foram reunidas no Estudo 1 evidências de adequação psicométrica em âmbito exploratório por meio da análise fatorial exploratória Minimum Rank Factor Analysis (Shapiro & Ten Berge, 2002), empregando o método de retenção Hull, identificando uma estrutura unifatorial. Apesar do estudo original e outras adaptações (e.g., Dueñas et al., 2018) ter identificado uma estrutura bi-fatorial (Bartholomay & Houlihan, 2016), os próprios autores indicam que tal estrutura foi formada "artificialmente", em virtude da divisão entre os itens positivos e negativos. Esse fenômeno é conhecido na literatura como "efeito do método", isto é, o emprego de itens positivos e negativos apesar de reduzir o erro de aquiescência, tende a gerar ao menos um fator adicional ou torna a estrutura fatorial mais complexa do que seria na realidade (Curran, 2016; Spector, Katwyk, Brannick, & Chen, 1997; Zhang, Noor, & Savalei, 2016).

Assim, visto que nesta pesquisa os itens negativos (7, 8 e 16) tiveram seus escores invertidos (minimizando esse viés) parece plausível considerar a adequação da estrutura unifatorial. A fidedignidade da escala mostrou-se dentro dos padrões recomendados pela literatura ($\alpha > 0,70$, Hair et al., 2015) com o reliability index (0,98) superior ao reportado pela versão original (Cronbach's alpha = 0,94; Bartholomay & Houlihan, 2016).

No Estudo 2 procedeu-se análises de cunho confirmatório, para verificar se o modelo testado em âmbito exploratório apresentava bom ajuste aos dados em uma nova amostra. Os achados apoiaram a estrutura unifatorial com os indicadores de ajuste satisfatórios, acima dos valores recomendados na literatura (e.g., CFI e TLI $> 0,90$; Tabachnick & Fidell, 2013). A versão original restringiu-se à análise exploratória, sendo este estudo o primeiro intento de natureza confirmatória para com esta medida. Portanto, parece plausível no contexto brasileiro a presença de um fator geral de ansiedade de falar em público pela *Public Speaking Anxiety Scale*. Ressalta-se que não foi requerido correlação de erro, corroborando a qualidade da medida.

No que diz respeito à discriminação, a versão final da medida (14 itens) apresentou indicadores

dentro dos padrões recomendados pela literatura com mais de 50% dos itens pontuando alto em discriminação ($a > 1,70$; Baker, 2001), isto é, conseguem diferenciar adequadamente participantes ao decorrer do traço latente. Quanto ao parâmetro de dificuldade, os itens oscilaram entre "difíceis" e "fáceis de responder, sendo os itens 6 e 17 excluídos pela baixa capacidade de discriminação e o item 8 pela ausência de informação.

Invariância fatorial e validade convergente

Após corroborar a estrutura unifatorial por meio da EFA e CFA, buscou-se avaliar evidência de invariância fatorial considerando a variável sexo. Inicialmente, verificou-se, por meio de um teste t de Student, diferença estatisticamente significativa entre participantes do sexo masculino e feminino. Em seguida, os achados sugeriram que a PSAS se apresenta invariante quanto aos níveis configural, métrico, escalar e residual quando grupos diferentes são considerados (Xu & Tracey, 2017). Esses achados sugerem a pertinência de se comparar as correlações e as médias da medida entre sexo, sendo os resultados consistentes com a literatura (Bartholomay & Houlihan, 2016; Nash et al., 2016; Kessler et al., 1994), na qual mulheres reportam níveis mais elevados de ansiedade que os homens.

Finalmente, avaliou-se a validade convergente, correlacionado a PSAS com as medidas de QHQ-12 e PRCS. Especificamente, esperava-se correlações positivas entre a PSAS e os fatores depressão e ansiedade do QHQ-12 e positivas entre o fator autoeficácia e a escala de confiança como orador. Assim, os resultados são consonantes com a literatura, que evidencia a relação entre valores elevados em uma variável, e indicam, também, a presença de maior grau na outra (Beiter et al., 2015; Ruscio & Khazanov, 2017). Por sua vez, a autoeficácia se relacionou negativamente pelo fato de que pessoas que se percebem como mais eficientes tendem a ter menor nível de ansiedade diante de situações públicas (Hee, 2017; Shin & Newman, 2017), semelhante ao que ocorre com aqueles que possuem confiança de falar em público. Esses achados sugerem a presença de validade convergente da PSAS.

Em suma, avalia-se que os objetivos deste estudo foram alcançados, com resultados corroborando a adequação psicométrica da medida de ansiedade de falar em público para ser utilizada para fins de pesquisa no contexto brasileiro. Por fim, indica-se que a avaliação da adequação da medida não se esgota nesta pesquisa, cabendo em possibilidades futuras, contar com amostras mais heterogêneas que possibilitem maior generalização dos dados, medidas de outra natureza (e.g., medidas implícitas) que reduzam a influência de vieses de resposta (e.g., deseabilidade social), verificação da estabilidade temporal e participação de amostra clínica diagnosticada com transtorno de ansiedade.

Referências

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Publishing.
- Antony, M. M., Orsillo, S. M., & Roemer, L. (2001). *Practitioner's guide to empirically based measures of anxiety*. New York, NY: Kluwer Academic/Plenum Publishers.
- Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory* (Second edition). Recuperado de <http://eric.ed.gov/?id=ED458219>
- Bartholomay, E. M. & Houlihan, D. D. (2016). Public Speaking Anxiety Scale: Preliminary psychometric data and scale validation. *Personality and Individual Differences*, 94, 211-215. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.01.026>
- Beiter, R., Nash, R., McCrady, M., Rhoades, D., Linscomb, M., Clarahan, M., & Sammut, S. (2015). The prevalence and correlates of depression, anxiety, and stress in a sample of college students. *Journal of affective disorders*, 173(1), 90-96. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.10.054>
- Chalmers, R. P. (2012). MIRT: A multidimensional item response theory package for the R environment. *Journal of Statistical Software*, 48(6), 1-29. Recuperado de <https://www.jstatsoft.org/article/view/v048i06>
- Cheng, J., Niles, A. N., & Craske, M. G. (2017). Exposure reduces negative bias in self-rated performance in public speaking fearful participants. *Journal of behavior therapy and experimental psychiatry*, 54(1), 101-107. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2016.07.006>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255. Recuperado de https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1207/S15328007SEM0902_5

- Cho, Y., Smits, J. A. J., & Tech, M. J. (2004). The speech anxiety thoughts inventory: Scale development and preliminary psychometric data. *Behaviour Research and Therapy*, 42(1), 13–25. <https://doi.org/10.1016/S0005-79670300067-6>
- Chodkiewicz, J. & Miniszewska, J. (2015). The Polish adaptation of the public speaking anxiety questionnaire. *Psychiatr. Pol.*, 49(1), 95-105. <https://doi.org/10.12740/PP/22448>
- Clark, J. V. & Arkowitz, H. (1975). Social anxiety and self-evaluation of interpersonal performance. *Psychological reports*, 36(1), 211-221. <https://doi.org/10.2466/pr0.1975.36.1.211>
- Curran, P. G. (2016). Methods for the detection of carelessly invalid responses in survey data. *Journal of Experimental Social Psychology*, 66(1), 4-19. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2015.07.006>
- Dueñas, L. J., Restrepo-Castro, J. C., & Becerra Garcia, A. M. (2018). Reliability and factorial analysis of the Public Speaking Anxiety Scale in Spanish (PSAS-S). *Psychology & Neuroscience*, 11(1), 50-57. <https://doi.org/10.1037/pne0000126>
- Ferrando, P. J. & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-240. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Fraj-Andrés, E., Lucia-Palacios, L., & Pérez-López, R. (2018). How extroversion affects student attitude toward the combined use of a wiki and video recording of group presentations. *Computers & Education*, 119(1), 31-43. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2017.12.006>
- Gawronski, B., Morrison, M., Phills, C. E., & Galdi, S. (2017). Temporal stability of implicit and explicit measures: A longitudinal analysis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 43(3), 300-312. <https://doi.org/10.1177/0146167216684131>
- Gilkinson, H. (1942). Social fears reported by students in college speech classes. *Speech Monographs*, 9(1), 131-160. <https://doi.org/10.1080/03637754209390068>
- Glass, C. R., Merluzzi, T. V., Biever, J. L., & Larsen, K. H. (1982). Cognitive assessment of social anxiety: Development and validation of a self-statement questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 6(1), 37-55. <https://doi.org/10.1007/BF01185725>
- Glassman, L. H., Forman, E. M., Herbert, J. D., Bradley, L. E., Foster, E. E., Izzetoglu, M., & Ruocco, A. C. (2016). The effects of a brief acceptance-based behavioral treatment versus traditional cognitive-behavioral treatment for public speaking anxiety: an exploratory trial examining differential effects on performance and neurophysiology. *Behavior modification*, 40(5), 748-776. <https://doi.org/10.1177/0145445516629939>
- Gouveia, V. V., Chaves, S. S. S., Oliveira, I. C. P., Dias, M. R., Gouveia, R. S. V. & Andrade, P. R. (2003). A utilização do QSG-12 na população geral: Estudo de sua validade de construto. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 19(3), 241-238. <https://doi.org/10.1590/S0102-37722003000300006>
- Hair, J. F. J., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2015). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hee, H. M. (2017). A Study on the Impact of Speech Anxiety Thoughts on Self-efficacy and Career Preparation Behavior of College Seniors. *International Information Institute (Tokyo). Information*, 20(1), 445-452. <https://doi.org/10.5861/ijrsl.2012.v1i2.74>
- Heimberg R. G., Hofmann S. G., Liebowitz M. R., Schneier F. R., Smits J. A., Stein M. B., Craske M. G. (2014). Social anxiety disorder in DSM-5. *Depress Anxiety*, 31(1), 472-479. <https://doi.org/10.1002/da.22231>
- Hofmann, S. G. & DiBartolo, P. M. (2000). An instrument to assess self-statements during public speaking: Scale development and preliminary psychometric properties. *Behavior Therapy*, 31(3), 499-515. [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(00\)80027-1](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(00)80027-1)
- Homer, S. R., Deeprose, C., & Andrade, J. (2016). Negative mental imagery in public speaking anxiety: Forming cognitive resistance by taxing visuospatial working memory. *Journal of behavior therapy and experimental psychiatry*, 50(1), 77-82. <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2015.05.004>
- Hook, J. N., Smith, C. A., & Valentiner, D. P. (2008). A short-form of the personal report of confidence as a speaker. *Personality and Individual Differences*, 44(6), 1306-1313. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.11.021>
- Hunter, K. M., Westwick, J. N., & Haleta, L. L. (2014). Assessing success: The impacts of a fundamentals of speech course on decreasing public speaking anxiety. *Communication Education*, 63(2), 124-135. <https://doi.org/10.1080/03634523.2013.875213>
- Jackson, B., Compton, J., Thornton, A. L., & Dimmock, J. A. (2017). Re-thinking anxiety: Using inoculation messages to reduce and reinterpret public speaking fears. *PLoS one*, 12(1), 1-18. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0169972>
- Kessler, R. C., McGonagle, K. A., Zhao, S., Nelson, C. B., Hughes, M., Eshleman, S., ... & Kendler, K. S. (1994). Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States: results from the National Comorbidity Survey. *Archives of general psychiatry*, 51(1), 8-19. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1994.03950010008002>
- Kumar, P., Kaur, J., & Thakur, N. (2017). Public Speaking Anxiety in Relation to Different Demographic Factors. *International Journal of Indian Psychology*, 4(4), 1- <https://doi.org/10.25215/0404.024>
- Lang, P. J. (1971). The application of psychophysiological methods to the study of psychotherapy and behavior modification. In A. E. Bergin, & S. L. Garfield (Eds.), *Handbook of psychotherapy and behavior change* (pp. 75–125). New York, NY: Wiley.
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38(1), 88-91.

Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E., & Kiers, H. A. L. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 46(2), 340-364. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.564527>

Martin-Lynch, P., Correia, H., & Cunningham, C. (2016). *Public speaking anxiety: The SAD implications for students, transition, achievement, success and retention*. Recuperado de <https://researchrepository.murdoch.edu.au/id/eprint/39766/1/SAD.pdf>

McCroskey, J. C. (1970). Measures of communication-bound anxiety. *Speech Monographs*, 37, 269-277. <https://doi.org/10.1080/03637757009375677>

Miller, L. A., Lovler, R. L., & McIntire, S. A. (2013). *Foundations of psychological testing: A practical approach (4th ed.)*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.

Motley, M. T. (1990). Public speaking anxiety qua performance anxiety: A revised model and an alternative therapy. *Journal of Social Behavior and Personality*, 5(2), 85-104.

Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (2010). *Mplus: The comprehensive modeling program for applied research (6th ed.)*. Los Angeles, CA: Muthén&Muthén.

Nash, G., Crimmins, G. & Oprescu, F. (2016). If first-year students are afraid of public speaking assessments what can teachers do to alleviate such anxiety? *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 41(4), 586-600. <https://doi.org/10.1080/02602938.2015.1032212>

Paul, G. L. (1966). *Insight vs desensitization in psychotherapy*. Stanford, CA: Stanford University Press.

Primi, C., Morsanyi, K., Chiesi, F., Donati, M. A., & Hamilton, J. (2016). The development and testing of a new version of the cognitive reflection test applying item response theory (IRT). *Journal of Behavioral Decision Making*, 29(5), 453-469. <https://doi.org/10.1002/bdm.1883>

Ruscio, A. M. & Khazanov, G. K. (2017). Anxiety and depression. *The Oxford Handbook of Mood Disorders*. Oxford University Press, New York (pp. 313-324).

Safir, M. P., Wallach, H. S., & Bar-Zvi, M. (2012). Virtual reality cognitive-behavior therapy for public speaking anxiety: one-year follow-up. *Behavior modification*, 36(2), 235-246. <https://doi.org/10.1177/0145445511429999>

Samejima, F. (1968). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores 1. *ETS Research Bulletin Series*, 1968(1), 1-172. <https://doi.org/10.1002/j.2333-8504.1968.tb00153.x>

Shapiro, A. & Ten Berge, J. M. (2002). Statistical inference of minimum rank factor analysis. *Psychometrika*, 67(1), 79-94. <https://doi.org/10.1007/BF02294710>

Shin, K. E. & Newman, M. G. (2017). Using Retrieval Cues to Attenuate Return of Fear in Individuals With Public Speaking Anxiety. *Behavior Therapy*, 49(2), 212-224. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2017.07.011>

Spector, P. E., Van Katwyk, P. T., Brannick, M. T., & Chen, P. Y. (1997). When two factors don't reflect two constructs: How item characteristics can produce artifactual factors. *Journal of Management*, 23(5), 659-677. [https://doi.org/10.1016/S0149-2063\(97\)90020-9](https://doi.org/10.1016/S0149-2063(97)90020-9)

Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics (6th ed.)*. Boston, MA: Allyn and Bacon.

Xu, H. & Tracey, T. J. G. (2017). Use of Multi-Group Confirmatory Factor Analysis in Examining Measurement Invariance in Counseling Psychology Research. *The European Journal of Counselling Psychology*, 6(1), 75-82. <https://doi.org/10.5964/ejcop.v5i2.120>

Zhang, X., Noor, R., & Savalei, V. (2016). Examining the effect of reverse worded items on the factor structure of the need for cognition scale. *PLoS one*, 11(6), 1-15. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0157795>

Ana Karla Silva Soares

Doutora em Psicologia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), em João Pessoa, MS, Brasil; professora da Universidade Federal do Mato Grosso do Sul (UFMS), em Campo Grande, MS, Brasil.

Aline de Sá Lima

Graduada em Psicologia pela Universidade Federal do Mato Grosso do Sul (UFMS), em Campo Grande, MS, Brasil.

Alessandro Teixeira Rezende

Mestre em Psicologia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), em João Pessoa, MS, Brasil.

Leogildo Alves Freire

Doutor em Psicologia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), em João Pessoa, MS, Brasil; professor da Universidade Federal de Alagoas (UFAL), em Maceió, AL, Brasil.

Eduardo França do Nascimento

Graduando em Psicologia pela Universidade Federal do Mato Grosso do Sul (UFMS), em Campo Grande, MS, Brasil.

Endereço para correspondência

Ana Karla Silva Soares

Universidade Federal do Mato Grosso do Sul

Faculdade de Ciências Humanas

Av. Costa e Silva, s/nº

79070-900

Campo Grande, MS, Brasil