

# Escala de Estresse Acadêmico: Avaliando a Estabilidade dos Parâmetros Psicométricos na Pandemia da COVID-19

Julio Cezar Albuquerque da Costa<sup>1</sup>, Leogildo Alves Freires<sup>2</sup>, Gleidson Diego Lopes Loureto<sup>3</sup>, Geiser Chalco Chalco<sup>4</sup>, Francisco Jafet Monteiro Teles Silva<sup>5</sup>

<sup>1</sup> <http://orcid.org/0000-0002-6730-2156> / Universidade Federal de Alagoas (UFAL), Brasil

<sup>2</sup> <http://orcid.org/0000-0001-5149-2648> / Universidade Federal de Alagoas (UFAL), Brasil

<sup>3</sup> <http://orcid.org/0000-0002-0889-6097> / Centro Universitário de Patos (UNIFIP), , Brasil

<sup>4</sup> <http://orcid.org/0000-0003-4163-4803> / Universidade Federal de Alagoas (UFAL), Brasil

<sup>5</sup> <http://orcid.org/0000-0003-2736-160X> / Universidade Federal de Alagoas (UFAL), Brasil

## Resumo

O estresse acadêmico impacta negativamente na vida de universitários. Diante disso, o estudo se propôs a investigar a possibilidade do novo cotidiano, derivado da pandemia da COVID-19, impactar nos parâmetros psicométricos da Escala de Estresse Acadêmico (EEA). Para tanto, foram estudadas duas amostras de estudantes universitários. A primeira amostra, denominada *pré-pandemia*, era composta por 306 sujeitos (coletada em 2018). A segunda amostra foi composta com 337 sujeitos, sendo denominada *in-pandemia* (coletada entre 2020 e 2021). Inicialmente, buscou-se estudar os parâmetros individuais dos itens e validade fatorial do instrumento nos contextos estudados. Os resultados apontam parâmetros de discriminação e dificuldade similares, com estrutura fatorial igual e ótimos índices de ajuste. Por fim, buscou-se investigar a invariância fatorial do instrumento e o funcionamento diferencial dos itens. Os achados indicam invariância configural e métrica para estudantes em turno único e misto. O funcionamento diferencial foi encontrado em dois momentos, porém com baixo impacto sobre o instrumento.

**Palavras-chave:** estresse acadêmico, escala, COVID-19.

## Academic Stress Scale: Assessing the Stability of Psychometric Parameters in the COVID-19 Pandemic

### Abstract

Academic stress negatively impacts the lives of university students. The present study proposed to investigate a possibility of a new day-to-day routine, derived from the Covid-19 pandemic, impacting the psychometric parameters of the Academic Stress Scale (EEA). For this purpose, two samples of university students were involved. The first was pre-pandemic, with 306 subjects participating (collected in 2018). The second had 337 subjects, being called in-pandemic (collected between 2020 and 2021). Initially, we sought to study the individual parameters of the items and validate the instrument's factor in the contexts studied. The results point to similar discrimination and difficulty parameters, with equal factorial structure and excellent fit indices. Finally, we sought to investigate the instrument's factorial invariance and the differential functioning of the items. The findings indicate configurable and metric invariance for students in single and mixed shifts. Differential functioning was found in two moments, with a low impact on the instrument.

**Keywords:** academic stress, scale, COVID-19.

## Escala de Estrés Académico: Evaluación de la Estabilidad de los Parámetros Psicométricos en la Pandemia del COVID-19

### Resumen

El estrés académico impacta negativamente en la vida de los estudiantes universitarios. Ante ello, este estudio se propuso investigar la posibilidad de que el nuevo cotidiano, derivado de la pandemia del Covid-19, impacte los parámetros psicométricos de la Escala de Estrés Académico (EEA). Para ello, se utilizaron dos muestras de estudiantes universitarios. La primera, denominada *prepandémica*, contó con 306 sujetos (recolectada en 2018). La segunda, contó con 337 sujetos y se denominó *in-pandemia* (recopilada entre 2020 y 2021). Inicialmente, se buscó estudiar los parámetros individuales de los ítems y la validez factorial del instrumento en los contextos estudiados. Los resultados señalan parámetros de discriminación y dificultad similares, con estructura factorial igual e índices de ajuste óptimos. Finalmente, se buscó investigar la invarianza factorial del instrumento y el funcionamiento diferencial de los ítems. Los hallazgos indican invarianza configural y métrica en los estudiantes en turno único y mixto. Se encontró el funcionamiento diferencial en dos momentos, pero con bajo impacto en el instrumento.

**Palabras clave:** estrés académico, escala, COVID-19, pandemia.

A literatura científica abrange uma vasta quantidade de materiais que conceituam o estresse (Burman & Goswami, 2018). Em uma concepção clássica, Selye (1959) definiu o estresse como um conjunto de reações químicas, fisiológicas e psicológicas do organismo diante de situações de perigo ou ameaça, caracterizado em três estágios (alarme, alerta e exaustão) e denominado de Síndrome de Adaptação Geral (SAG). Em uma perspectiva cognitiva (também clássica), o estresse é considerado um fenômeno que ocorre devido a uma relação entre o indivíduo e o ambiente, no qual o sujeito avalia-o como potencialmente capaz de afetar seu bem-estar subjetivo. Esse construto pode ser tipificado em dois grandes grupos, relativos ao predomínio da emoção pós-evento estressor: o *eustresse*, considerado a resposta positiva, com predomínio da alegria, e o *distresse* a resposta negativa, com predomínio de ansiedade destrutiva, medo, tristeza e raiva (Lazarus & Folkman, 1984; Tanure, Carvalho Neto, Santos, & Patrus, 2014).

Pearlin e Bierman (2012) concebem um modelo de estresse baseado em fatores sociais e econômicos em que as adversidades da vida engatilham estressores primários e secundários, que repercutem na saúde mental do indivíduo. Nesse sentido, o estresse tem sido considerado como um fenômeno psicossocial, com implicações biológicas, que ocorre quando o indivíduo é alvo de eventos que ele avalia como capazes de alterar negativamente seu estado subjetivo e físico (Cohen, Murphy, & Prather, 2018; Faro, 2015). Mesmo sendo imprescindível para a adaptação do indivíduo ao cotidiano, o estresse ainda é responsável por alterações orgânicas e psicológicas quando com presença durante mais tempo que o habitual para a adaptação (Faro, 2015). O estresse pode ser experienciado cotidianamente em diversos contextos e esferas da vida humana, tais como trabalho, família e finanças, e um dos fatores mais comuns é a vida escolar e/ou acadêmica (Dias, Silva, Maroco, & Campos, 2015).

O estresse é um dos construtos mais estudados na atualidade, por meio de diferentes propostas instrumentais e aplicações, tais como o estresse no trabalho (Leite et al., 2021; Paschoal & Tamayo, 2004), o estresse percebido (Luft, Sanches, Mazo, & Andrade, 2007), o estresse na alimentação (Santos, Silva, Marôco, & Campos, 2021), o estresse em grupos minoritários sexualmente (Costa et al., 2020), o estresse acadêmico (Freires, de Sousa, Loureto, Monteiro & Gouveia, 2018; França e Dias, 2021).

No que diz respeito ao contexto acadêmico, especificamente, o estresse é proveniente de demandas da vida escolar/acadêmica e está presente na realidade de muitos estudantes universitários. García e Zea (2011) apontam que fatores como sobrecarga de trabalhos, tarefas e avaliação de professores, pais e de si mesmo são alguns dos estressores acadêmicos mais frequentes. Dessa forma, o estresse emerge como construto associado a desempenhos insatisfatórios no âmbito acadêmico (Struthers, Perry, & Menec, 2000). Conforme apontam Bedewy e Gabriel (2015), estudantes universitários mais próximos de concluir o curso são mais estressados que calouros, esse fato pode ser explicado pelas expectativas de futuro pós-universidade dos concluintes. Diante disso, podemos concluir que o estresse acadêmico tem diversos possíveis estressores que vão desde o âmbito social e familiar (e.g., julgamento ou aceitação), até eventos ocorridos dentro da universidade.

No início de 2020, a disseminação do SARS-CoV-2 deflagrou mundialmente uma crise sanitária de saúde pública (Organização Mundial da Saúde, 2020). Nesse contexto, a pandemia configura e constitui uma série de fatores de risco para a saúde física e mental da população ao afetar diretamente a forma de viver das sociedades, aumentando os níveis de estresse,

ansiedade e depressão na medida em que a população lida com o escalonamento da pandemia e nas medidas de contenção do vírus (Wang et al., 2020).

O risco de contaminação pela COVID-19 revelou implicações psicológicas nas pessoas, contribuindo para o aumento dos níveis de estresse e ansiedade experienciados pela população durante a pandemia (Asmundson & Taylor, 2020; Carvalho, Moreira, Oliveira, Landim & Rolim Neto, 2020; Faro et al., 2020). Ademais, as medidas de contenção do vírus e de distanciamento social se mostraram, também, fatores de risco para a saúde mental da população (Cruz et al., 2020; Enumo, Weide, Vicentini, Araujo, & Machado, 2020; Faro et al., 2020; Giordani et al., 2021; Gonçalves, Freires, Tavares, Vilar, & Gouveia, 2021; Zanon, Dellazzana-Zanon, Wechsler, Fabretti, & Rocha, 2020; visto que elevados níveis de estresse e ansiedade estão ligados às vivências do novo cotidiano pandêmico, na medida em que aparecem na forma de indicadores de ordem física, emocional, comportamental e cognitiva (Enumo et al., 2020; Maia & Dias, 2020; Wang et al., 2020; Weide, Vicentini, Araújo, Machado, & Enumo, 2020). A psicologia positiva aparece como alternativa a esses indicadores de mal-estar psicológico, propondo outras formas de lidar com os estressores do cotidiano pandêmico, resiliência e suporte social aparecem como estratégias para lidar com os estressores desse novo momento (Weide et al., 2020)

Segundo Taylor et al. (2020), o contexto da pandemia da COVID-19 foi propiciador da criação de medidas de mensuração de construtos psicológicos relacionados à doença, tais como medo, ansiedade, estresse e outros fenômenos psicológicos que são gerados por esse novo contexto. É importante ressaltar que geralmente novas medidas têm parâmetros psicométricos limitados, portanto, é crucial estudar instrumentos já validados a fim de obter indicadores de adequabilidade de mensuração durante a pandemia, atualizando os parâmetros internos e aumentando a possibilidade de utilização em diversos contextos. Diante disso, nota-se a necessidade de instrumentos cada vez mais atualizados e que possam ser utilizados em diferentes contextos, sobretudo em um momento tão atípico como a pandemia do COVID-19.

Este estudo se propôs a investigar os possíveis efeitos do período de pandemia nos parâmetros psicométricos (estrutura fatorial, consistência interna e parâmetros individuais dos itens) da Escala de Estresse Acadêmico (EEA). Para tanto, os estudos foram tratados em dois momentos: o primeiro, em que realizada a análise da EEA com uma amostra no período pré-pandemia (2019), e o segundo, com análise da EEA com base em uma amostra semelhante no período *in*-pandemia (2020/2021). A expectativa foi de encontrar indicativos de qualidade psicométrica do instrumento no contexto da pandemia, buscando atestar sua aplicabilidade e não variação.

Optou-se por utilizar duas teorias distintas para se analisar os dados obtidos neste estudo: a Teoria Clássica dos Testes (TCT) e a Teoria de Resposta ao Item (TRI). Essa escolha metodológica se justifica a partir do poder de mensuração diferente e muitas vezes superior da TRI em função da TCT (O'Connor, 2004; Sartes & Souza-Formigoni, 2013). Sendo assim, a Teoria de Resposta ao Item é a escolha mais segura dentre os inúmeros cenários possíveis em estudos que utilizam a metodologia de análise de dados, inclusive diminuindo o viés de resposta (Gorter, Fox & Twisk, 2015). Entretanto, a TRI não deve ser interpretada como um método no qual visa substituir a TCT neste momento, mas surge com potencial de complementar as suas análises, sendo assim, a empregabilidade das duas metodologias é bem-vinda no cenário da análise de dados.

## Método

### Participantes

Inicialmente, contou-se com uma amostra de 306 estudantes universitários exclusivamente matriculados em um curso da Universidade Federal de Alagoas (UFAL). A coleta inicial foi realizada entre os meses de Maio e Outubro de 2019, e este banco de dados foi caracterizado como pré-pandemia para o estudo. No segundo momento, utilizou-se de uma coleta de dados realizada entre os meses de Novembro de 2020 e Fevereiro de 2021, com um total de 337 estudantes universitários do contexto brasileiro, caracterizando-se como a amostra *in*-pandemia. Trata-se, portanto, de duas amostras independentes, sendo assim os participantes dos dois momentos são diferentes, e foram selecionados por conveniência, caracterizando assim amostras não probabilísticas.

### Instrumentos

A Escala de Estresse Acadêmico (EEA) é um instrumento proveniente da adaptação da Escala de Estresse do Trabalho (EET), realizada por Freires et al. (2018), ao contexto acadêmico. Sua estrutura fatorial é de um único fator. Conta com 13 itens sobre o estresse no contexto acadêmico (e.g., *A forma como as atividades são distribuídas no meu curso tem me deixado nervoso; fico irritado por ser pouco valorizado por meus professores*). É uma medida unifatorial e seu índice de consistência interna ( $\omega$  de McDonald) foi de 0,91 no estudo de construção (Freires et al., 2018). Seu padrão de resposta é de uma escala de cinco pontos (1 = *Discordo totalmente*; 5 = *Concordo totalmente*). O instrumento pode ser conferido na totalidade no Apêndice A.

### Procedimentos de Coleta de Dados e Cuidados Éticos

A aplicação dos instrumentos citados anteriormente se deu por formulários eletrônicos disponibilizados via internet. Na primeira parte, os respondentes foram informados sobre os objetivos da pesquisa e das instruções de como responder aos instrumentos. O fato de ser voluntária a participação no estudo foi explicitada e cada respondente teve acesso ao Termo de Consentimento Livre e Esclarecido, tendo assim, sendo considerados os preceitos éticos de pesquisas com seres humanos (Resoluções CNS 446/2012 e 510/2016). A pesquisa foi aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa (CEP-UFAL) sob o Parecer n. 3.099.323. O tempo médio para concluir a participação nesta pesquisa foi de 20 minutos.

### Procedimentos de Análise de Dados

A Teoria de Resposta ao Item (TRI) foi utilizada para analisar os parâmetros individuais dos itens da Escala de Estresse Acadêmico (EEA) por meio do pacote *mirt* (Chalmers, 2012). Foi utilizado o modelo de resposta gradual de Samejima (1969) para tomar conhecimento de dois parâmetros dos itens. O modelo de resposta gradual assume que as categorias de resposta (alternativas do item) podem ser ordenadas entre si, desta maneira, categorias mais baixas contribuem menos para o escore geral do indivíduo, e categorias mais altas contribuem mais. Essa ideia difere da TCT, que assume igualdade de peso entre categorias, fazendo com que o escore geral seja simplesmente a soma de todos os valores atribuídos as categorias de resposta (Almeida, 2015).

Neste estudo, os parâmetros individuais dos itens investigados foram os de discriminação (a) e de dificuldade (b). o primeiro é a

capacidade do item de diferenciar sujeitos com diferentes níveis de traço latente, os níveis de discriminação variam entre muito baixa (0,01 – 0,34), baixa (0,35 – 0,64), moderada (0,65 – 1,34), alta (1,35 – 1,69) e muito alta (acima de 1,70) (Pasquali, 2020). Já o parâmetro dificuldade é a probabilidade de 50% de um indivíduo responder àquela categoria (alternativa da questão) e suas faixas se dividem em muito fácil (menor que -1,28), fácil (-1,28 a -0,53), moderada (-0,53 a +0,52), difícil (+0,53 a +1,28) e muito difícil (maior que +1,28) (Pasquali, 2020).

A fim de investigar a estrutura fatorial do instrumento, a Análise Fatorial Confirmatória (AFC) foi aplicada a partir do pacote *lavaan* (Rosseel, 2012), a técnica é voltada para a modelos que avaliam a relação entre as variáveis (itens) e os construtos (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2009) e investiga a estrutura fatorial do instrumento de acordo com o que foi estipulado pelo pesquisador. Para avaliar os modelos utilizou-se o método *Weighted Least Squares Mean and Variance-Adjusted* (WLSMV) devido às matrizes policóricas dos dados (Li, 2016; Múthen & Múthen, 2014). Assim, foram empregados os seguintes indicadores: (a) razão Qui-quadrado por graus de liberdade ( $\chi^2/df$ ), no qual valores entre 2 e 3, são bons resultados, ainda que se possa considerar um indicador de adequação até o valor 5; (b) *Comparative Fit Index* (CFI) e *Tucker-Lewis Index* (TLI), esperando-se valores maiores que 0,90; (c) *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), nos valores abaixo de 0,08 foram considerados recomendados; e (d) *Root Mean Square Error Approximation* (RMSEA), com valores satisfatórios entre 0,05 e 0,08, podendo-se admitir até 0,10 (Brown, 2015; Byrne, 2016; Tabachnick & Fidell, 2007).

Posteriormente, utilizou-se o pacote *semTools* (semTools Contributors, 2016) para o teste de invariância fatorial a partir da Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG). O funcionamento dessa técnica utiliza os resultados anteriores de AFC para calcular se há, de fato, invariância da estrutura e dos parâmetros dentro dos grupos (Wu, Li, & Zumbo, 2007). A invariância é definida aqui como a equivalência da medida, visto que a estrutura fatorial e aspectos relacionados à estrutura são mantidos na avaliação entre os grupos (Damásio, 2013). A delimitação utilizada para o teste de invariância foi por área de conhecimento, essa decisão se configura devido à natureza intrínseca da variável ao cotidiano acadêmico, estudos anteriores apontam diferenças significativas entre estratégias de *coping* (Freire & Noriega, 2011) e adaptação acadêmica entre os grupos estudados (da Silva Porto & Soares, 2017). Desta forma, pode-se inferir que cada área de conhecimento tem suas singularidades, sendo então, potencializadoras de estresse de maneiras diferentes. Diante disso buscou-se investigar a equidade da estrutura fatorial da EEA entre os cursos de ciências da saúde, exatas e humanas.

Foram testados quatro tipos de invariância fatorial, tais análises serão citadas em nível crescente de complexidade: a) Invariância configuracional, que avalia se a estrutura fatorial se mantém para os demais grupos; b) Invariância métrica, que analisa a equivalência das cargas fatoriais entre os grupos; c) Invariância escalar atesta que os escores estão relacionados ao nível do traço latente em todos os grupos; d) Invariância residual tem como objetivo avaliar se os erros dos itens (resíduos) são iguais para os grupos analisados, (Damásio, 2013; Putnick & Bornstein, 2016). Os pontos de corte para os índices testados nessa análise são:  $\Delta CFI < 0,01$  e  $\Delta RMSEA < 0,015$  (Wu et al., 2007).

A fim de se obter indicadores de consistência interna, o pacote *semTools* foi utilizado e os índices ômega de McDonald ( $\omega$ ; Hayes & Coutts, 2020) e Confiabilidade Composta (C.C.; Raykov, 1997) foram empregados. Os menores valores aceitáveis para ambos os índices foram de 0,60, valores maiores que 0,70

foram considerados bons, e valores maiores que 0,80 foram considerados excelentes.

Finalmente, o estudo se propôs a investigar a possibilidade de funcionamento diferencial dos itens a partir da técnica DIF. O estudo levou em consideração a delimitação de grupos a partir de aspectos próprios do contexto acadêmico e que são geradores de estresse. Cursos nos quais as atividades acadêmicas são em tempo integral podem ser causadores de estresse (Faro, 2013; Monteiro, Freitas, & Ribeiro, 2007). Sendo assim, utilizou-se o grupo de estudantes com turno único ou integral para a análise da DIF. A análise se deu a partir do método híbrido de Regressão Logística, para identificar itens nos quais a probabilidade de endosso difere em diferentes grupos. A análise foi utilizada a partir do pacote *lordif* (Choi, Gibbons, & Crane, 2016), considerando-se o método de purificação (Crane, Hart, Gibbons, & Cook, 2006), procedimento no qual calcula sucessivamente os níveis de traço latente a fim de equipará-los, desta forma, os itens que possuem DIF não contribuem para a pontuação da variável, ou seja, há como identificá-los e avaliar o impacto dos itens com DIF no restante do instrumento a partir das curvas características do teste.

A fim de investigar minuciosamente a presença de DIF no instrumento, foram utilizados três métodos. Inicialmente contou-se com o teste da razão de verossimilhança (Swaminathan & Rogers, 1990), procedimento que compara três modelos hierárquicos criados a partir da técnica, diferenças significativas entre os modelos 1 e 2 indicam presença de DIF uniforme, já diferenças significativas entre os modelos 2 e 3 indicam existência de DIF não uniforme, quando somente os modelos 1 e 3 apontam diferenças significativas, não é possível indicar presença de DIF. Posteriormente, o critério do Pseudo- $R^2$  foi empregado a fim de analisar o tamanho do efeito entre os modelos, valores menores do que 0,035 indicam DIF insignificante, valores entre 0,035 e 0,070 indicam a presença de DIF moderados e valores maiores que 0,070 indicam DIF grandes (Jodoin & Gierl, 2001). Por fim, o critério do  $\Delta\beta$  foi empregado para comparar os modelos 1 e 2, valores menores do que 0,1 (10%) (Crane, van Belle, & Larson, 2004) ou 0,05 (5%; Crane et al., 2006) indicam ausência de DIF.

Após a análise das qualidades psicométricas do instrumento, a partir das análises supracitadas, teste *t* de Student foi utilizado para investigar possíveis diferenças significativas na média de estresse acadêmico no grupo de estudantes universitários no momento pré-pandemia em relação aos estudantes *in*-pandemia, o ponto de corte utilizado foi de  $t \geq 1,96$  e  $p < 0,05$ .

## Resultados

Quanto às características gerais da amostra, o banco pré-pandemia, contou com idades entre 17 a 48 anos ( $M = 22,7$ ;  $s^2 = 4,28$ ), sendo a maioria dos participantes do gênero feminino (68,3%), solteiras (86,9%), veteranas (42,5%) da área da Saúde (34,6%) e de turno integral (65,7%). Já no segundo momento, a amplitude de idade foi entre 17 e 54 anos, ( $M = 22,83$ ;  $s^2 = 5,36$ ) no período da pandemia da COVID-19 (banco *in*-pandemia), sendo a maioria do gênero feminino (77,4%), solteiras (87,2%), iniciantes (47,5%), da área de Humanas (47,5%) e de turno único (75,7%). A Tabela 1 demonstra mais detalhes sociodemográficos acerca desta amostra.

No segundo momento, contou-se com a participação de 337 estudantes universitários entre 17 e 54 anos ( $M = 22,83$ ;  $s^2 = 5,36$ ) no período da pandemia da COVID-19, sendo a maioria do gênero feminino (77,4%), solteiras (87,2%), iniciantes (47,5%), da área de Humanas (47,5%) e de turno único (75,7%). A Tabela 2 demonstra mais detalhes acerca desta amostra.

Tabela 1  
Dados sobre a amostra antes da pandemia

Variáveis sociodemográficas	Frequência (F)	Porcentagem (%)	
Idade	17 até 25	263	85,9%
	26 até 35	35	11,4%
	36 até 45	6	2%
	Mais de 46	2	0,7%
Gênero	Masculino	97	31,7%
	Feminino	209	68,3%
Estado Civil	Solteiro (a)	266	86,9%
	União Estável	11	3,6%
	Divorciado (a)	9	2,9%
	Casado (a)	3	1,0%
	Viúvo (a)	2	0,6%
	Outros	15	5,0%
Área do Conhecimento	Ciências Exatas	100	32,7%
	Ciências da Saúde	106	34,6%
	Ciências Humanas	100	32,7%
Desenvolvimento Acadêmico	Iniciantes (1° até o 4° período)	145	47,4%
	(Veteranos) 5° até o 8° período)	122	39,9%
	Concluintes (9° até o 12° período)	39	12,7%
Turno	Único	105	34,3%
	Integral	201	65,7%

Tabela 2  
Dados sobre a amostra durante a pandemia

Variáveis sociodemográficas	Frequência (F)	Porcentagem (%)	
Idade	17 até 25	288	85,5%
	26 até 35	36	10,6%
	36 até 45	7	2,1%
	46	6	1,8%
Gênero	Masculino	75	22,3%
	Feminino	262	77,7%
Estado Civil	Solteiro (a)	294	87,2%
	União Estável	18	5,3%
	Divorciado (a)	11	3,3%
	Casado (a)	1	0,3%
	Viúvo (a)	0	0%
	Outros	13	3,9%
Área do Conhecimento	Ciências Exatas	45	13,4%
	Ciências da Saúde	132	39,2%
	Ciências Humanas	160	47,5%
Desenvolvimento Acadêmico	Iniciantes (1° até o 4° período)	160	47,5%
	Veteranos (5° até o 8° período)	136	40,4%
	Concluintes (9° até o 12° período)	41	12,2%
Turno	Único	255	75,7%
	Integral	82	24,3%

A diferença entre médias de estresse acadêmico entre estudantes no momento pré-pandemia em relação aos estudantes *in*-pandemia foi significativa ( $I-J = -4,01$ ,  $t = 5,26$ ,  $p = 0,01$ ), esse resultado infere que o contexto estressor da pandemia da COVID-19 foi terreno fértil para a propagação de estresse acadêmico no Brasil. Esse aumento de estresse corrobora com

os achados de Asmundson & Taylor (2020) e Faro et al. (2020).

**Parâmetros Individuais dos Itens e Evidências de Validade do Construto**

A Escala de Estresse Acadêmico apresentou discriminação moderada na amostra pré-pandemia ( $M= 1,20, DP= 0,317$ ) e alta na amostra in-pandemia ( $M=1,38, DP= 0,384$ ). Na primeira coleta o item menos discriminativo foi o item 9 ( $\alpha= 0,841$ ) e o mais discriminativo o item 8 ( $\alpha= 1,824$ ), já durante a pandemia, o item menos discriminativo foi o item 4 ( $\alpha= 0,773$ ) e o item mais discriminativo foi o item 12 ( $\alpha= 2,275$ ). Desse modo, o parâmetro de discriminação tem média maior no momento da pandemia (maiores níveis de estresse acadêmico) do que em momentos antes desse contexto.

Quanto ao parâmetro de dificuldade, a EEA-pré apresenta de itens muito fáceis (item 12,  $\beta_x = -2,37$ ) até itens difíceis (item 3,  $\beta_x = 1,25$ ). No contexto pandêmico, há também a presença de itens muito fáceis (item 4,  $\beta_x = -1,38$ ) e itens difíceis (item 3,  $\beta_x = 1,01$ ). Sendo assim, o parâmetro de dificuldade foi similar para os dois momentos das amostras, e podem ser conferidos na Tabela 1.

Tabela 3

Parâmetros individuais dos itens, amostra pré-pandemia e in-pandemia.

Item	$\alpha$	$\beta_{-1}$	$\beta_1$	$\beta_{-2}$	$\beta_2$	$\beta_{-3}$	$\beta_3$	$\beta_x$
Amostra pré-pandemia								
EEA1	0,988	-4,003	-2,073	-0,246	1,174	-1,28		
EEA2	0,811	-2,827	-0,906	1,034	2,493	-0,05		
EEA3	1,322	-0,664	0,693	1,795	3,197	1,25		
EEA4	0,821	-2,371	-1,137	0,175	1,667	-0,41		
EEA5	1,403	-1,462	-0,283	0,525	1,474	0,06		
EEA6	0,961	-2,708	-1,171	0,236	1,513	-0,53		
EEA7	1,356	-0,411	0,368	1,088	1,862	0,72		
EEA8	1,824	-0,770	0,122	0,968	1,612	0,48		
EEA9	0,841	-2,072	-1,009	0,128	1,517	-0,35		
EEA10	1,556	-1,007	-0,190	0,414	1,210	0,10		
EEA11	1,442	-0,951	-0,015	0,780	1,496	0,32		
EEA12	1,066	-4,042	-2,995	-1,862	-0,592	-2,37		
EEA13	1,323	-2,590	-0,923	0,644	2,171	-0,17		
Amostra in-pandemia								
EEA1	1,081	-3,210	-1,494	-0,373	1,201	-0,97		
EEA2	1,610	-1,856	-0,667	0,446	1,512	-0,14		
EEA3	1,576	-0,673	0,685	1,619	2,430	1,01		
EEA4	0,773	-3,575	-2,002	-0,744	0,767	-1,38		
EEA5	1,622	-1,506	-0,437	0,394	1,412	-0,03		
EEA6	0,960	-3,132	-1,610	-0,674	0,860	-1,14		
EEA7	1,619	-0,934	-0,147	0,364	1,126	0,10		
EEA8	1,540	-0,701	0,162	1,038	2,086	0,64		
EEA9	1,210	-1,895	-0,849	-0,167	0,771	-0,53		
EEA10	1,139	-1,008	0,132	0,921	1,870	0,47		
EEA11	1,390	-1,461	-0,425	0,376	1,217	-0,07		
EEA12	2,275	-1,059	-0,230	0,299	1,166	0,04		
EEA13	1,231	-2,547	-1,846	-1,029	0,077	-1,33		

Nota.  $\alpha$ = parâmetro de discriminação,  $\beta$ = parâmetros de dificuldade, sendo  $\beta_x$  a média do parâmetro ( $\beta_{-1} - \beta_{-4}$ ).

Nota-se ainda que a EEA é um instrumento muito preciso tanto no contexto antes da pandemia quanto no contexto in-pandemia, no primeiro caso a curva de informação do instrumento mostra elevada informação entre os níveis -4 a +4 de traço latente, no contexto pandêmico, o intervalo de precisão

encontra-se entre -4 e +3,8, aproximadamente, o que indica que não é possível indicar perda significativa da informação do instrumento nos intervalos de traço latente. Por outro lado, pode-se inferir que a Escala de Estresse Acadêmico obteve elevada precisão no nível 0 de traço latente nos dois casos. As informações estão presentes na Figura 1.

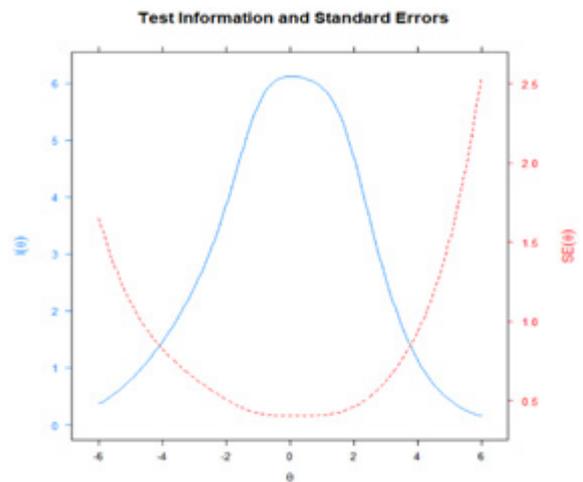


Figura 1. Curva de informação da EEA-pré.

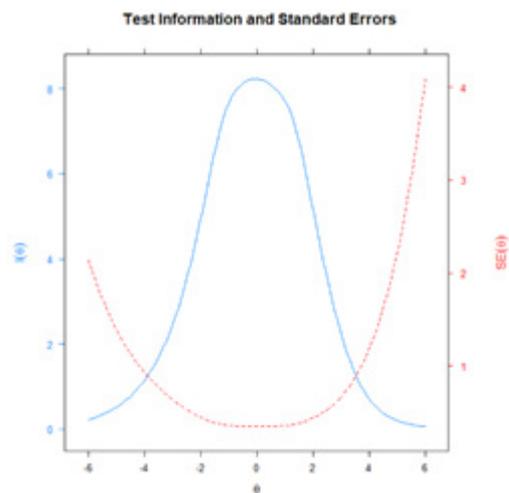


Figura 1b. Curva de informação da EEA-in.

Quanto a estrutura fatorial do instrumento, na amostra pré-pandemia, a Escala de Estresse Acadêmico (EEA-pré) obteve bons índices de ajustes:  $\chi^2(65) = 83,678, \chi^2/gl = 1,28, CFI = 0,98, TLI = 0,98, SRMR = 0,057$  e  $RMSEA = 0,031$  ( $IC90\% = 0,000 - 0,048$ ), com índices de consistência interna satisfatórios:  $\omega = 0,82, C.C. = 0,82$ , corroborando com a premissa de Freires et al., (2018) de ter a estrutura unifatorial (Figura 2a). O resultado também foi obtido na amostra coletada durante a pandemia, na qual a EEA-in obteve:  $\chi^2(65) = 100,064, \chi^2/gl = 1,53, CFI = 0,98, TLI = 0,98, SRMR = 0,059$  e  $RMSEA = 0,069$  ( $IC90\% = 0,057 - 0,082$ ), seus índices de consistência interna bons indicadores de precisão:  $\omega = 0,85, C.C. = 0,85$ , confirmando a unidimensionalidade do instrumento no contexto pandêmico (Figura 2b). Por fim, destaca-se que os pesos fatoriais ( $\lambda$ s) foram estatisticamente diferentes de zero ( $\lambda \neq 0; t > 1,96, p < 0,05$ ).

**Invariância Fatorial, da TCT até a TRI**

A fim de investigar a invariância fatorial do instrumento através da Teoria Clássica dos Testes (TCT), utilizou-se a Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG). Os grupos testados neste estudo foram a partir das três grandes áreas de

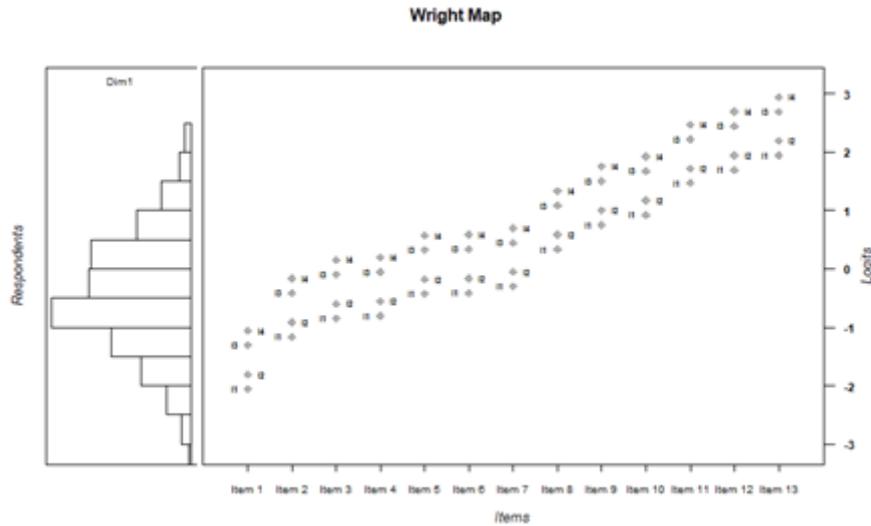


Figura 2. Estrutura fatorial da EEA-pré.

conhecimento: ciências exatas, saúde e humanas. As EEA-pré e EEA-in obtiveram índices que apontam para invariância configural (EEA-pré: CFI= 0,929, RMSEA= 0,056; EEA-in: CFI= 0,931, RMSEA= 0,060) e métrica (EEA-pré:  $\Delta$ CFI= 0,003,  $\Delta$ RMSEA= 0,002; EEA-in:  $\Delta$ CFI= 0,012,  $\Delta$ RMSEA= 0,008) em sua estrutura fatorial, ou seja, os modelos de mensuração se comportaram da mesma maneira nos dois contextos, e obtiveram cargas fatoriais estatisticamente iguais, corroborando com os achados anteriores de que o efeito da pandemia não afetou a estrutura fatorial do instrumento.

Finalmente, a DIF foi utilizada para investigar a invariância dos itens nos grupos de universitários que dispunham atividades acadêmicas em um único turno e em turno integral, o primeiro grupo foi adotado como referência. Nota-se a partir das curvas de informação dos itens que a maior parte dos universitários se

situam na média do nível de traço latente (0), enquanto que os estudantes em turno misto se situam de forma mais harmoniosa entre -1 e +1 *theta*, ainda assim, podemos atestar boa sobreposição entre as duas figuras, mesmo se tratando de itens diferentes (Figura 3).

De acordo com os coeficientes adotados, na amostra pré-pandemia, apenas o item 12 (*A falta de compreensão sobre as quais são as minhas responsabilidades na Universidade tem me causado irritação*) foi indicado como probabilidade de DIF, pelo teste da Razão de Verossimilhança, diferenças significativas foram encontradas entre os modelos 1 e 2, indicando DIF uniforme e entre os modelos 1 e 3, no qual não é possível indicar a presença de DIF. No método do Pseudo-R<sup>2</sup>, não foi possível indicar DIF, visto que todos os coeficientes indicaram valores abaixo de 0,035, finalmente, no critério do  $\Delta\beta$ , o valor obtido foi de 5,15%, apontando para a inexistência de DIF (Crane et al., 2004).

Resultados similares foram obtidos na amostra in-pandemia, porém, o item indicado como probabilidade de DIF nesse caso foi o item 9 (*As poucas perspectivas de crescimento na carreira profissional têm me deixado angustiado*), pelo método da Razão de Verossimilhança foi possível apontar diferenças significativas entre os modelos 1 e 2, indicando novamente a presença do DIF uniforme, e entre os modelos 1 e 3, resultado que não infere existência de DIF. Todos os indicadores Pseudo-R<sup>2</sup> indicaram não existência de DIF segundo o ponto de corte de  $R^2 < 0,035$  adotado por Jodoin & Gierl (2001). O parâmetro  $\Delta\beta$  obtido indicou inexistência de

Tabela 4  
Resultados da invariância fatorial

Análise	Configural	Métrica	Escarlar	Residual
CFI	0,929	0,003	-	-
RMSEA	0,056	0,002	-	-
In-pandemia				
CFI	0,931	0,012	-	-
RMSEA	0,060	0,008	-	-

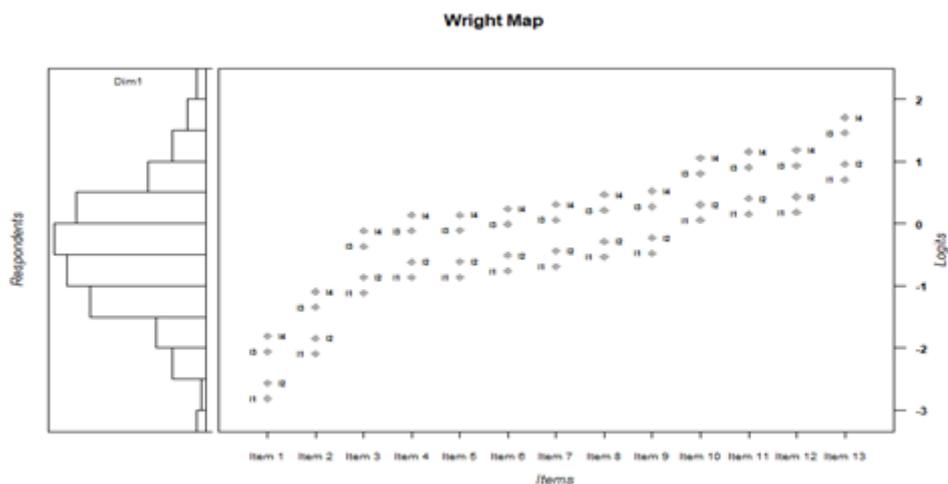


Figura 3. Estrutura fatorial da EEA-in.

Tabela 5  
Critérios adotados para detectar a presença de DIF

Item	Testes de Razão de Verossimilhança ( <i>p</i> )			Diferença entre os Pseudo-R <sup>2</sup>			Δ(β <sub>-1</sub> )
	Pr(χ <sup>2</sup> <sub>1,2</sub> )	Pr(χ <sup>2</sup> <sub>1,3</sub> )	Pr(χ <sup>2</sup> <sub>2,3</sub> )	R <sup>2</sup> <sub>(1,2)</sub>	R <sup>2</sup> <sub>(1,3)</sub>	R <sup>2</sup> <sub>(2,3)</sub>	
Pré-pandemia							
EEA1	0,1192	0,2775	0,7113	0,0029	0,0031	0,0002	0,0067
EEA2	0,7765	0,4824	0,2405	0,0001	0,0015	0,0015	0,0009
EEA3	0,8681	0,0775	0,0241	0,0000	0,0063	0,0063	0,0000
EEA4	0,6968	0,9165	0,8806	0,0002	0,0002	0,0000	0,0024
EEA5	0,1315	0,3050	0,7509	0,0023	0,0024	0,0001	0,0087
EEA6	0,0486	0,0243	0,0620	0,0041	0,0078	0,0036	0,0100
EEA7	0,6627	0,3689	0,1792	0,0002	0,0022	0,0020	0,0004
EEA8	0,5028	0,1121	0,0475	0,0005	0,0046	0,0041	0,0016
EEA9	0,4911	0,2520	0,1309	0,0005	0,0028	0,0023	0,0004
EEA10	0,8969	0,9790	0,8727	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003
EEA11	0,5837	0,8598	0,9668	0,0003	0,0003	0,0000	0,0012
EEA12	0,0003	0,0015	0,9284	0,0233	0,0233	0,0000	0,0515
EEA13	0,4462	0,2706	0,1538	0,0007	0,0029	0,0023	0,0002
In-pandemia							
EEA1	0,9542	0,9474	0,7464	0,0000	0,0001	0,0001	0,0004
EEA2	0,4926	0,5411	0,3841	0,0005	0,0012	0,0007	0,0034
EEA3	0,7445	0,2703	0,1131	0,0001	0,0035	0,0034	0,0015
EEA4	0,7842	0,8927	0,6965	0,0001	0,0002	0,0002	0,0015
EEA5	0,3806	0,6300	0,6935	0,0007	0,0009	0,0001	0,0014
EEA6	0,9746	0,9964	0,9368	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003
EEA7	0,8011	0,3908	0,1778	0,0001	0,0018	0,0017	0,0010
EEA8	0,8290	0,1625	0,0582	0,0001	0,0039	0,0039	0,0013
EEA9	0,0000	0,0000	0,1274	0,0242	0,0264	0,0022	0,0237
EEA10	0,6166	0,8292	0,7249	0,0002	0,0004	0,0001	0,0039
EEA11	0,1217	0,2843	0,7287	0,0022	0,0023	0,0001	0,0157
EEA12	0,9521	0,9503	0,7537	0,0000	0,0001	0,0001	0,0002
EEA13	0,3149	0,5229	0,5923	0,0012	0,0016	0,0003	0,0059

DIF (2,37%), os coeficientes da escala nos dois contextos podem ser vistos na Tabela 2.

As curvas características dos itens apontam para a presença de DIF uniforme na coleta pré-pandemia, para o item 12, e na coleta durante a pandemia, a curva indica a presença de DIF não uniforme e inconstante, visto é possível identificar cruzamento das linhas, o que indica que o item é mais difícil para um grupo em alguns níveis de traço latente e mais fácil para outros níveis de traço latente (Walker, 2011). Por fim, a partir das curvas características dos itens (CCI), pode-se inferir que o impacto é muito baixo dos itens com DIF no restante do instrumento, visto que o padrão de todos os itens (com DIF e sem DIF) se mantém entre os grupos analisados (Figura 4).

### Discussão

O objetivo deste estudo foi analisar possíveis impactos do novo cotidiano pandêmico nos parâmetros psicométricos da Escala de Estresse Acadêmico (Freires et al., 2018). Essa investigação é justificada pelos novos modos de vida trazidos pelo contexto da pandemia da COVID-19, na qual aparenta ser geradora de elevados níveis de estresse e outras formas de mal-estar psicológico (Enumo et al., 2020; Maia & Dias, 2020; Weide et al., 2020). Para tanto, a investigação dos parâmetros psicométricos perpassou entre as evidências de validade, precisão, bem como os parâmetros individuais dos itens e funções diferenciais dos itens. Os resultados indicam que o instrumento não sofreu influências

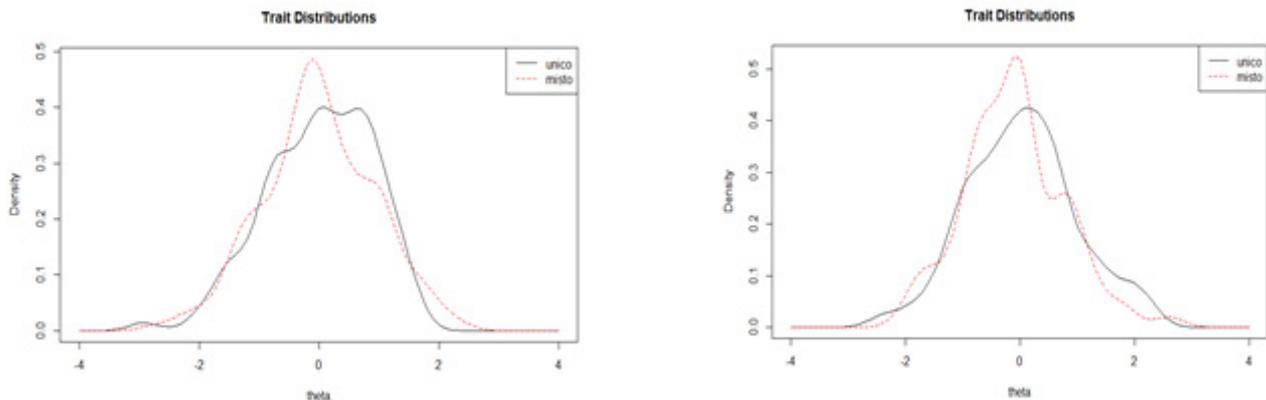


Figura 4. Distribuição do traço latente para estudantes universitários na amostra pré-pandemia e in-pandemia.

negativas quanto aos parâmetros analisados no estudo, e serão tratados nas seções a seguir.

### Parâmetros Individuais dos Itens e Evidências de Validade de Construto

Diante do exposto, pode-se inferir que os resultados corroboram com os achados preconizados por Freires et al., (2018), uma vez que a Escala de Estresse Acadêmico (EEA) obteve êxito ao alcançar indicadores de ajustes satisfatórios de evidências de validade fatorial e consistência interna, bem como foi possível atestar bons parâmetros individuais de seus itens. Em resumo, pode-se afirmar que a EEA é um instrumento adequado psicometricamente.

O instrumento apresentou discriminação moderada no momento pré-pandemia, com amplitude de dificuldade, possuindo desde itens muito fáceis (como o item 12) até itens difíceis (como o item 3), já durante a pandemia a EEA apresenta altos níveis de discriminação. Esses dados indicam que o instrumento consegue discriminar respondentes com pontuações próximas no *continuum* do nível de traço latente, o que se configura como um bom resultado, pois segmenta minuciosamente os grupos de respondentes com diferentes níveis de traço latente (Andrade, Tavares, & da Cunha Valle, 2000).

Resultados similares aconteceram na análise de dificuldade do instrumento, com itens muito fáceis (item 12, 4) até itens difíceis (item 3), nota-se que nos dois momentos o item 3 foi o mais difícil para a possibilidade de endosso. É válido ressaltar que o instrumento obteve uma amplitude de níveis de dificuldade elevada, ou seja, há itens fáceis, que medem baixos níveis de estresse, e itens difíceis, propícios para medição de elevados níveis de estresse. Desta forma, o instrumento apresenta boa amplitude de medição dos níveis de traço latente.

Por fim, a análise de TRI indica que a escala conta com uma quantidade de informações significativa nos dois momentos, tendo como limites o que geralmente é considerado os pontos de corte (-4 a +4; Pasquali & Primi 2003), isto é, mensura com qualidade amplo espectro do construto. A média do nível de traço latente se encontra entre o limite inferior e superior (0). É importante observar que em geral, os parâmetros psicométricos do instrumento se mostraram sutilmente melhores no contexto pandêmico, o que pode ser explicado por um momento mais estressante do que o normal (Enumo et al., 2020; Maia & Dias, 2020; Weide et al., 2020), alinhando-se ao tema da escala.

### Invariância Fatorial, da TCT a TRI

Os resultados apontam para a invariância fatorial do tipo configural e métrica (Putnick & Bornstein, 2016), indicando permanência da estrutura fatorial do instrumento para os grupos estudados (estudantes de ciências exatas, da saúde e humanas). A invariância configural indica equivalência da adequação do modelo testado, e a invariância métrica indica que as cargas fatoriais são estatisticamente iguais, isto é, indica a possibilidade de análises de associação entre os grupos (Davidov, Meuleman, Cieciuch, Schmidt, & Billiet, 2014). Esses achados abrem possibilidades de estudos futuros utilizarem o instrumento e os grupos estudados a fim de obterem resultados válidos, visto que as associações entre os grupos podem ser explicadas pelos níveis de traço latente, e não por variáveis externas ao instrumento (Sass, 2011). A fim de investigar a presença de invariância fatorial a partir dos parâmetros individuais dos itens, utilizou-se da DIF para atestar a presença ou não de funcionamento diferencial dos itens entre alunos de turno único e turno misto.

Antes da pandemia, o item 12 foi cogitado como DIF segundo o método de purificação, este item tem em seu enunciado a falta de compreensão sobre as responsabilidades do aluno como evento estressor, e a partir de seus coeficientes do teste da razão de verossimilhança foi possível atestar a existência de DIF uniforme, ou seja, o funcionamento diferencial é constante para os grupos estudados (turno único e misto; Jodoin & Gierl, 2001), já durante a pandemia, nota-se a presença de DIF no item 9, que por sua vez, tem em seu enunciado a incerteza de crescimento profissional como evento estressor, a partir do teste da razão de verossimilhança é possível notar a presença de DIF uniforme mais uma vez. Reitera-se que ainda que nas duas coletas foi possível encontrar a presença da função diferencial do item; o impacto geral desses itens no instrumento foi insignificante.

### Considerações Finais

O objetivo desse estudo foi de avaliar parâmetros psicométricos da Escala de Estresse Acadêmico (EEA) no contexto pré e durante a pandemia, analisando possíveis impactos do novo cotidiano, que aparenta ser gerador de mal-estar psicológico (Enumo et al., 2020; Maia & Dias, 2020; Weide et al., 2020) na estrutura fatorial do instrumento. Para tanto, o aporte analítico possibilitou verificar evidências de validade, precisão e parâmetros individuais dos itens da medida. Os resultados apontam que o instrumento obteve bons indicadores psicométricos nos dois contextos analisados, apresentando melhores resultados no contexto pandêmico em alguns parâmetros, ainda que nos dois momentos tenha sido possível atestar adequabilidade da EEA e invariância fatorial para os grupos estudados. Desse modo, é possível atestar que a referida medida dispõe de parâmetros psicométricos satisfatórios tanto no contexto pré-pandemia, quanto no contexto *in*-pandemia, podendo ser utilizada sem restrições de grupos e contextos em estudos que levem em conta esta temática.

Cabe destacar que recentemente, um outro instrumento de mensuração do estresse acadêmico foi adaptado para o Brasil por França e Dias (2021). Apesar do referido estudo não ter mencionado a EEA, mesmo ela tendo sido validada no contexto brasileiro em 2018, vemos com bons olhos que outros instrumentos que avaliam o mesmo construto estejam à disposição da comunidade científica brasileira, muito embora, tal instrumento conta com limitações quanto às evidências psicométricas de sua adequação, visto que o instrumento apenas realizou uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) após os procedimentos de adaptação e validação semântica. Já a EEA foi validada e apresentada a comunidade científica por Freires et al. (2018) e em seu estudo inicial conta com rigor estatístico que revela seus parâmetros psicométricos com mais robustez, é válido lembrar que os resultados foram adequados no estudo original e neste estudo, na qual foram testadas análises estatísticas complementares e ainda mais robustas a fim de testar seus parâmetros psicométricos da medida. Sendo assim, nota-se que quando comparadas, a EEA aparece mais completa e atualizada, inclusive testando sua estrutura fatorial e funcionamento dos itens no novo contexto vivido, isto é, o pandêmico. Não obstante, em estudos posteriores, seria interessante contar com amostras considerando os dois instrumentos, avaliando qualidade psicométrica de ambas medidas, inclusive com análises no campo da Teoria de Resposta ao Item (TRI), que é uma limitação do estudo de França e Dias (2021).

Ademais, o presente estudo contou com uma amostra de estudantes universitários de Alagoas, sendo assim, reitera-se a importância de investigar a invariância fatorial do instrumento

em relação às cinco regiões do Brasil, desta forma, pode-se investigar se o instrumento é perene entre as regiões. O estudo com a população brasileira abre também a possibilidade de criação de normas como faixas de discriminação, a fim de caracterizar e padronizar as respostas dos participantes, podendo-se inferir resultados mais confiáveis sobre níveis de estresse acadêmico. Ressalta-se que, como direcionamentos futuros, reitera-se a importância da adaptação do instrumento para outros públicos-alvo do estresse acadêmico como professores, servidores e estudantes de pós-graduação.

Quanto às limitações do estudo ressalta-se a importância de utilizar-se de criação de instrumento baseando-se na técnica de ancoragem das categorias de resposta dos itens, segundo a Teoria de Resposta ao Item (TRI), essa equiparação tem como objetivo possibilitar a comparação de escores provenientes de instrumentos distintos que medem o mesmo construto, ou um instrumento específico no qual mede um construto de maneiras distintas (Pasquali, 2020), para tanto, utiliza-se do parâmetro de dificuldade (BETA), e faz-se o ajuste das dificuldades desse parâmetro nos testes estudados, a fim de as pontuações possam ser usadas de maneira recíproca (Lee & Lee, 2018). Essa técnica possibilita a investigação e comparação de escores gerais (e consequentemente indicadores psicológicos) de maneira holística, aproveitando-se de coletas de dados que não se utilizaram do mesmo instrumento, mas que teriam, através da técnica de ancoragem, resultados passíveis de comparação.

Ressalta-se ainda que, quanto ao delineamento do estudo, investigações futuras, de natureza longitudinal, são convenientes, isto é, acessando os mesmos sujeitos em situações posteriores a fim de comparar as flutuações dos parâmetros. Para tal finalidade, o Modelo de Curva de Crescimento Latente pode ser aplicado para testar estatisticamente as diferenças (Voelkle, Wittmann, & Ackerman, 2006).

## Referências

- Almeida, R. A. D. (2015). *Modelo de resposta gradual para testes com penalização para itens dicotômicos*. Universidade de Brasília, Brasília, Brasil.
- Andrade, D. F., Tavares, H. R., & da Cunha Valle, R. (2000). *Teoria da Resposta ao Item: conceitos e aplicações*. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística.
- Asmundson, G. J. G., & Taylor, S. (2020). Coronaphobia: fear and the 2019-nCoV outbreak. *Journal of Anxiety Disorders*, 70, 102196. <http://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102196>
- Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory*. ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation.
- Bedewy, D., & Gabriel, A. (2015). Examining perceptions of academic stress and its sources among university students: The Perception of Academic Stress Scale. *Health psychology open*, 2(2), 2055102915596714. <http://doi.org/10.1177/2055102915596714>
- Berrio García, Nathaly, & Mazo Zea, Rodrigo. (2011). Estrés Académico. *Revista de Psicología Universidad de Antioquia*, 3(2), 65-82. Recuperado de [http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2145-48922011000200006&lng=pt&tlng=es](http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2145-48922011000200006&lng=pt&tlng=es)
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford publications.
- Burman, R., & Goswami, T. G. (2018). A systematic literature review of work stress. *International Journal of Management Studies*, 5(3-9), 112-132.
- Byrne, B. (2016). *Structural equation modeling with amos: basic concepts, applications, and programming* (3rd ed.). New York: Taylor & Francis Group.
- Carvalho, P. M. M., Moreira, M. M., Oliveira, M. N. A., Landim, J. M. M., & Rolim Neto, M. L. (2020). The psychiatric impact of the novel coronavirus outbreak. *Psychiatry Research*, 286(112902), 1-2. <http://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112902>
- 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 <http://doi.org/10.18637/jss.v048.i06>
- Choi, S. W., Gibbons, L. E., & Crane, P. K. (2011). Lordif: An R package for detecting differential item functioning using iterative hybrid ordinal logistic regression/item response theory and Monte Carlo simulations. *Journal of statistical software*, 39(8), 1-30. Recuperado de <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/21572908>
- Cohen, S., Murphy, M. L. M., & Prather, A. A. (2018). Ten Surprising Facts About Stressful Life Events and Disease Risk. *Annual Review of Psychology*, 70(1). <http://doi.org/10.1146/annurev-psych-010418-102857>
- Costa, A. B., Pavelchuk, F., Lawrenz, P., Vilanova, F., Borsari, J. C., Damásio, B. F., ... & Dunn, T. (2020). Protocolo para avaliar o estresse de minoria em lésbicas, gays e bissexuais. *Psico-USF*, 25, 207-222.
- Crane, P. K., van Belle, G., & Larson, E. B. (2004). Test bias in a cognitive test: differential item functioning in the CASI. *Statistics in Medicine*, 23(2), 241-256. <http://doi.org/10.1002/sim.1713>
- Crane, P. K., Hart, D. L., Gibbons, L. E., & Cook, K. F. (2006). A 37-item shoulder functional status item pool had negligible differential item functioning. *Journal of Clinical Epidemiology*, 59(5), 478-484. <http://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2005.10.007>
- Cruz, R. M., Borges-Andrade, J. E., Moscon, D. C. B., Micheletto, M. R. D., Esteves, G. G. L., Delben, P. B., ... & Carlotto, P. A. C. (2020). COVID-19: emergência e impactos na saúde e no trabalho. *Revista Psicologia Organizações e Trabalho*, 20(2), I-III. <http://doi.org/10.17652/rpot/2020.2.editorial>
- Damásio, B. F. (2013). Contribuições da Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo (AFCMG) na avaliação de invariância de instrumentos psicométricos. *Psico-USF*, 18(2), 211-220. <http://doi.org/10.1590/S1413-82712013000200005>
- Davidov, E., Meuleman, B., Cieciuch, J., Schmidt, P., & Billiet, J. (2014). Measurement equivalence in cross-national research. *Annual review of sociology*, 40. <http://doi.org/10.1146/annurev-soc-071913-043137>
- da Silva Porto, A. M., & Soares, A. B. (2017). Expectativas e adaptação acadêmica em estudantes universitários. *Psicologia: Teoria e prática*, 19(1), 208-219. <http://doi.org/10.5935/1980-6906/psicologia.v19n1p208-219>
- Dias, J. C. R., Silva, W. R., Maroco, J., & Campos, J. A. D. B. (2015). Escala de Estresse Percebido aplicada a estudantes universitárias: estudo de validação. *Psychology, Community and Health*, 4(1), 13. <https://doi.org/10.5964/pch.v4i1.90>
- Enumo, S. R. F., Weide, J. N., Vicentini, E. C. C., Araujo, M. F., & Machado, W. L. (2020). Enfrentando o estresse em tempos de pandemia: proposição de uma Cartilha. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 37, e200065. <http://doi.org/10.1590/1982-02752020037e200065>
- Faro, A. (2015). Análise fatorial confirmatória das três versões da Perceived Stress Scale (PSS): um estudo populacional. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 28(1), 21-30. <http://doi.org/10.1590/1678-7153.201528103>
- Faro, A., Bahiano, M. A., Nakano, T. C., Reis, C., Silva, B. F. P., & Vitti, L. S. (2020). COVID-19 e saúde mental: a emergência do cuidado. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 37, e200074. <https://doi.org/10.1590/1982-02752020037e200074>
- Faro, A. (2013). Estresse e estressores na pós-graduação: estudo com mestrandos e doutorandos no Brasil. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 29(1), 51-60. <http://doi.org/10.1590/S0102-37722013000100007>
- França, F. D. P., & Dias T. L. (2021). Validity and Reliability of the Perceptions of Academic Stress Scale. *Psicologia: Teoria e Prática*, 23(1). <http://doi.org/10.5935/1980-6906/ePTPPA13041>
- Freire, H. B. G., & Noriega, J. A. V. (2011). Coping Em Estudantes Universitários: Relação Com Áreas Do Conhecimento. *Psicologia para América Latina*, 21, 2-14. Recuperado de [http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1870-350X2011000100002&lng=pt&tlng=pt](http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1870-350X2011000100002&lng=pt&tlng=pt)
- Freires, L. A., de Sousa, E. A., Loureiro, G. D. L., Monteiro, R. P., & Gouveia, V. V. (2018). Estresse Acadêmico: Adaptação e evidências psicométricas de uma medida. *Revista Psicologia em Pesquisa*, 12(3). <https://doi.org/10.24879/2018001200300532>
- Giordani, J. P., Lima, C. P., Duarte, M. Q., Santo, M. A. S., Czepielewski, L. S., & Trentini, C. M. (2021). COVID-19 and Brazilian's mental health: Risk factors and related symptoms. *Psicologia: Teoria e Prática*, 23(1), 1-19. <http://doi.org/10.5935/1980-6906/ePTPC1913993>
- Gonçalves, M. P., Freires, L. A., Tavares, J. E. T., Vilar, R., & Gouveia, V. V. (2021). Fear of COVID and trait anxiety: Mediation of resilience in university students. *Psicologia: Teoria e Prática*, 23(1), 1-16. <http://doi.org/10.5935/1980-6906/ePTPC1913996>
- Gortler, R., Fox, J. P., & Twisk, J. W. (2015). Why item response theory should be used for longitudinal questionnaire data analysis in medical research. *BMC Medical Research Methodology*, 15(1), 1-12. <https://doi.org/10.1186/s12874-015-0050-x>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009) *Análise Multivariada de Dados* (6a ed.). Porto Alegre: Bookman.
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. *But... Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. <http://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Jodoin, M. G., & Gierl, M. J. (2001). Evaluating type I error and power rates using an effect size measure with the logistic regression procedure for DIF detection. *Applied measurement in education*, 14(4), 329-349. [http://doi.org/10.1207/S15324818AME1404\\_2](http://doi.org/10.1207/S15324818AME1404_2)
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. Springer publishing company.

- Lee, W. C., & Lee, G. (2018). IRT linking and equating. *The Wiley Handbook of Psychometric Testing: A Multidisciplinary Reference on Survey, Scale and Test Development*, 639-673.
- Leite, W. K. D. S., Araújo, A. J. D. S., Silva, L. B. D., Souza, E. L. D., Pimentel, C. E., Silva, J. M. N. D., ... & Oliveira Filho, P. G. D. (2021). New job stress scale: factor and convergent validity, and reliability. *Revista Psicologia Organizações e Trabalho*, 21(2), 1463-1472.
- 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. <http://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Luft, C. D. B., Sanches, S. D. O., Mazo, G. Z., & Andrade, A. (2007). Versão brasileira da Escala de Estresse Percebido: tradução e validação para idosos. *Revista de Saúde Pública*, 41, 606-615.
- Maia, B. R., & Dias, P. C. (2020). Ansiedade, depressão e estresse em estudantes universitários: o impacto da COVID-19. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 37, e200067. <http://doi.org/10.1590/1982-0275202037e200067>
- Monteiro, C. F. S., Freitas, J. F. M., & Ribeiro, A. A. P. (2007). Estresse no cotidiano acadêmico: O olhar dos alunos de Enfermagem da Universidade Federal do Piauí. *Escola Anna Nery*, 11(1), 66-72. <http://doi.org/10.1590/S1414-81452007000100009>
- Muthén, L., & Muthén, B. (2014). *Mplus user's guide* (7th ed.). Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Organização Mundial da Saúde. (2020). *Folha informativa – COVID-19*. Brasil: OMS. Recuperado de [https://www.paho.org/bra/index.php?option=com\\_content&view=article&id=6101:covid19&Itemid=875](https://www.paho.org/bra/index.php?option=com_content&view=article&id=6101:covid19&Itemid=875)
- Paschoal, T., & Tamayo, Á. (2004). Validação da escala de estresse no trabalho. *Estudos de Psicologia (Natal)*, 9(1), 45-52.
- Pasquali, L., & Primi, R. (2003). Fundamentos da teoria da resposta ao item: TRI. *Análise Psicológica: Interamerican Journal of Psychological Assessment*, 2(2), 99-110. Recuperado de [http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1677-04712003000200002&lng=pt](http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1677-04712003000200002&lng=pt)
- Pasquali, L. (2020). TRI – Teoria de resposta ao item: Teoria, procedimentos e aplicações. Editora Appris.
- Pearlin, L. I., & Bierman, A. (2013). Current issues and future directions in research into the stress process. Em *Handbook of the sociology of mental health* (pp. 325-340). Springer, Dordrecht.
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental review*, 41, 71-90. <http://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21(2), 173-184. <https://doi.org/10.1177/01466216970212006>
- Rossee, Y. (2012). Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <http://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Samejima, F. (1969). *Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores*. Psychometrika monograph supplement.
- Santos, P. C., Silva, W. R. D., Marôco, J., & Campos, J. A. D. B. (2021). Adaptação transcultural e investigação psicométrica da Escala de Estresse na Alimentação de Salzburg (SSES) para uma amostra de adultos brasileiros. *Cadernos de Saúde Pública*, 37, e00025321.
- Sass, D. A. (2011). Testing measurement invariance and comparing latent factor means within a confirmatory factor analysis framework. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 347-363. <http://doi.org/10.1177/0734282911406661>
- Sartes, L. M. A., & Souza-Formigoni, M. L. O. D. (2013). Avanços na psicometria: da teoria clássica dos testes à teoria de resposta ao item. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 26, 241-250.
- Selye, H. (1959). Perspectives in stress research. *Perspectives in biology and medicine*, 2(4), 403-416.
- semTools Contributors. (2016). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0.4-12. <http://cran.r-project.org/package=semTools>
- Struthers, C. W., Perry, R. P., & Menec, V. H. (2000). An examination of the relationship among academic stress, coping, motivation, and performance in college. *Research in higher education*, 41(5), 581-592. <https://doi.org/10.1023/A:1007094931292>
- Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1990). Detecting differential item functioning using logistic regression procedures. *Journal of Educational measurement*, 27(4), 361-370. <http://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1990.tb00754.x>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (Vol. 5, pp. 481-498). Boston, MA: Pearson.
- Tanure, B., Carvalho Neto, A., Santos, C. M. M., & Patrus, R. (2014). Estresse, Doença do Tempo: um estudo sobre o uso do tempo pelos executivos brasileiros. *Estudos e Pesquisas em Psicologia*, 14(1), 65-88. <http://doi.org/10.12957/epp.2014.10480>
- Taylor, S., Landry, C. A., Paluszczek, M. M., Fergus, T. A., McKay, D., & Asmundson, G. J. (2020). Development and initial validation of the COVID Stress Scales. *Journal of Anxiety Disorders*, 72. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102232>
- Voelkle, M. C., Wittmann, W. W., & Ackerman, P. L. (2006). Abilities and skill acquisition: A latent growth curve approach. *Learning and Individual Differences*, 16(4), 303-319. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2006.01.001>
- Walker, C. (2011). What's the DIF? Why Differential Item Functioning Analyses Are an Important Part of Instrument Development and Validation. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29, 364-376. <http://doi.org/10.1177/0734282911406666>
- Wang, C., Pan, R., Wan, X., Tan, Y., Xu, L., Ho, C. S., & Ho, R. C. (2020). Immediate psychological responses and associated factors during the initial stage of the 2019 coronavirus disease (COVID-19) epidemic among the general population in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(5), 1729. <http://doi.org/10.3390/ijerph17051729>
- Weide, J. N., Vicentini, E. C. C., Araújo, M. D., Machado, W. D. L., & Enumo, S. R. F. (2020). *Cartilha para enfrentamento do estresse em tempos de pandemia*. Porto Alegre: PUCRS/Campinas: PUC-Campinas. Trabalho gráfico: Gustavo Farinero Costa.
- Wu, A. D., Li, Z., & Zumbo, B. D. (2007). Decoding the meaning of factorial invariance and updating the practice of multi-group confirmatory factor analysis: A demonstration with TIMSS data. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 12(1), 3. <https://doi.org/10.7275/mhqa-cd89>
- Zanon, C., Dellazzana-Zanon, L. L., Wechsler, S. M., Fabretti, R. R., & Rocha, K. N. (2020). COVID-19: implicações e aplicações da Psicologia Positiva em tempos de pandemia. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 37, e200072. <https://doi.org/10.1590/1982-0275202037e200072>

## Informações sobre os autores

### Julio Cezar Albuquerque da Costa

Universidade Federal de Alagoas (UFAL)  
Av. Lourival Melo Mota, S/N, Tabuleiro do Martins,  
57072-970 Maceió, AL, Brasil  
E-mail: julio.costa@ip.ufal.br

### Leogildo Alves Freires

E-mail: leogildo.freires@ip.ufal.br

### Gleudson Diego Lopes Loureto

E-mail: diegoloureto.dl@gmail.com

### Geiser Chalco Chalco

E-mail: geiser@alumni.usp.br

### Francisco Jafet Monteiro Teles Silva

E-mail: francisco.silva@ip.ufal.br