



## Validade da escala de Sofrimento Psicológico de Kessler em estudantes brasileiros do ensino superior\*

Jaqueline Galdino Albuquerque Perrelli<sup>1,2</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-4934-1335>

Gabriel Vinicius Souza de Vasconcelos<sup>3,4</sup>

 <https://orcid.org/0009-0007-2756-0437>

Jéssica Rodrigues Correia e Sá<sup>5,6</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-3383-2535>

Pollyanna Fausta Pimentel de Medeiros<sup>1,7</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-1679-5330>

Roberta Uchôa<sup>3</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-5473-657X>

Zila Sanchez<sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-7427-7956>

**Destaques:** (1) Validade baseada na estrutura interna demonstrou estrutura de um fator geral. (2) Elevada confiabilidade da estrutura de um fator geral. (3) Validade convergente da escala tendo o SRQ-20 como padrão-ouro. (4) Validade preditiva para triagem de sofrimento psicológico. (5) Sensibilidade e especificidade elevadas para ponto de corte maior do que 21 pontos.

**Objetivo:** avaliar a validade baseada na estrutura interna, validade concorrente e preditiva da versão brasileira da Escala de Sofrimento Psicológico de Kessler, para o rastreamento de sofrimento psicológico em estudantes de nível superior. **Método:** estudo metodológico com 1.034 participantes, aplicando-se a Escala de Sofrimento Psicológico de Kessler e o *Self Reporting Questionnaire*. A análise da estrutura interna foi investigada por meio da Análise Fatorial Confirmatória bifatorial, avaliando-se os índices de ajuste e o coeficiente de confiabilidade ômega hierarquizado. A validade concorrente foi verificada pelo teste de correlação de Pearson, enquanto para a validade preditiva utilizou-se sensibilidade, especificidade, área sob a curva ROC e intervalo de confiança de 95%. **Resultados:** o modelo bifatorial apresentou excelentes índices de ajuste (CFI=1,000; TLI=0,999; SRMR=0,019; RMSEA=0,028; IC95%: 0,015 – 0,041) e elevada confiabilidade ( $\omega_H=0,886$ ). Houve forte correlação significativa entre a K10 e o SRQ ( $r=0,813$ ; IC95%: 0,784 – 0,837). O ponto de corte ideal para rastreamento foi identificado como superior a 21, com sensibilidade de 85,2% e especificidade de 82,9%. **Conclusão:** a estrutura composta por um fator geral - sofrimento psicológico apresentou elevada confiabilidade. A escala apresentou validade concorrente e preditiva para o rastreio de sofrimento psicológico entre estudantes universitários de ensino superior.

**Descritores:** Estresse Psicológico; Estudo de Validação; Estudantes; Transtornos Mentais; Educação Superior; Reprodutibilidade dos Testes.

\* Apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), processo nº 431020/2016-7, Brasil.

<sup>1</sup> Universidade Federal de São Paulo, Departamento de Medicina Preventiva, São Paulo, SP, Brasil.

<sup>2</sup> Universidade Federal de Pernambuco, Departamento de Enfermagem, Recife, PE, Brasil.

<sup>3</sup> Universidade Federal de Pernambuco, Departamento de Serviço Social, Recife, PE, Brasil.

<sup>4</sup> Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), Brasil.

<sup>5</sup> Universidade Federal de Pernambuco, Recife, PE, Brasil.

<sup>6</sup> Faculdade de Medicina de Olinda, Unidade Curricular Integração Academia, Serviço e Comunidade, Olinda, PE, Brasil.

<sup>7</sup> Centro Universitário Maurício de Nassau, Graças, Recife, PE, Brasil.

### Como citar este artigo

Perrelli JGA, Vasconcelos GVS, Correia e Sá JR, Medeiros PFP, Uchôa R, Sanchez Z. Validity of the Kessler Psychological Distress scale in Brazilian higher education students. Rev. Latino-Am. Enfermagem. 2024;32:e4254 [cited \_\_\_\_/\_\_\_\_/\_\_\_\_]. Available from: \_\_\_\_\_. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.7073.4254>

ano mês dia

URL

## Introdução

A formação acadêmica no ensino superior é marcada por uma série de desafios de naturezas pessoal, social, acadêmica e institucional. Embora a fase propicie experiências enriquecedoras, também é um período em que episódios de sofrimento psicológico podem ser intensificados, especialmente entre os jovens. Tais episódios frequentemente decorrem de fatores como separação familiar, necessidade de estabelecer novas relações sociais, aumento da autonomia e da responsabilidade, elevados níveis de estresse, problemas de sono, pressão por competitividade, dificuldades no desenvolvimento de habilidades e competências essenciais à vida acadêmica<sup>(1-3)</sup>.

Estima-se que cerca de 15% dos adultos em idade produtiva, incluindo estudantes de nível superior, enfrentam ou enfrentarão transtornos mentais ou episódios de sofrimento psicológico em algum momento de suas vidas<sup>(4)</sup>. Entre eles, os Transtornos Mentais Comuns (TMC), como a ansiedade e depressão, são particularmente prevalentes. Os sintomas variam de leves a graves e incluem alterações de humor, pensamento, comportamento e saúde física que afetam o funcionamento e a qualidade de vida, além de estarem associados ao maior risco de suicídio<sup>(5-6)</sup>.

Revisões sistemáticas destacaram a elevada prevalência de ansiedade, depressão, comportamento suicida, transtornos alimentares, estresse pós-traumático e distúrbios do sono entre universitários, não apenas em países desenvolvidos<sup>(7-8)</sup>, mas também em países de baixa e média renda<sup>(9)</sup>, onde mais de 80% da carga global de depressão e ansiedade está concentrada<sup>(9)</sup>. No Brasil, a situação não é diferente, com altas taxas de prevalência para ansiedade (37,7%), depressão (28,5%) e comportamento suicida (9,1%)<sup>(10)</sup>. Contudo, observa-se uma lacuna significativa de levantamentos nacionais brasileiros com amostras representativas de estudantes de nível superior, especialmente nas regiões Norte e Nordeste, as quais enfrentam maiores desigualdades sociais<sup>(10)</sup>.

A promoção da saúde mental e do bem-estar está presente na meta 3.4 dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) da Organização das Nações Unidas (ONU), reforçando a necessidade global de enfrentar esses desafios de forma integrada e inclusiva<sup>(11)</sup>. Tal contexto reforça a importância de rastrear quadros sugestivos de transtornos mentais em estudantes que ingressam no ensino superior, particularmente naqueles situados em regiões com desigualdades sociais pronunciadas. Essas condições não apenas favorecem o desenvolvimento de transtornos mentais<sup>(12)</sup>, mas também sublinham a necessidade de estudos que fundamentem

a implementação de programas voltados à prevenção do sofrimento psicológico e à promoção da saúde mental<sup>(13)</sup>, sobretudo no contexto da educação superior.

No entanto, mais do que estimar a prevalência do fenômeno, faz-se necessário escolher a ferramenta mais adequada para fornecer dados confiáveis sobre o cenário em questão. Nessa perspectiva, entre os instrumentos recomendados pela Organização Mundial da Saúde (OMS) para o rastreamento de quadros que sugerem transtornos mentais, especialmente de sintomas ansiosos, depressivos e somáticos, destacam-se a Escala de Estresse Psicológico de Kessler (K10)<sup>(14-16)</sup> e o *Self Reporting Questionnaire* (SRQ-20)<sup>(17-18)</sup>. Esses instrumentos são preferíveis devido à facilidade de aplicação e às propriedades psicométricas adequadas evidenciadas em pesquisas anteriores<sup>(14-16,18-31)</sup>.

Diante do exposto, este estudo centra-se na investigação das propriedades psicométricas da versão brasileira da K10 no contexto do ensino superior. Trata-se de uma escala de rastreamento de sofrimento psicológico composta por dez itens, os quais representam sintomas de ansiedade e depressão<sup>(14-16)</sup>. Sua versão original em inglês demonstrou uma estrutura unifatorial com elevada consistência interna ( $\alpha=0,93$ )<sup>(14)</sup>, além de validade preditiva para o rastreamento de sofrimento psicológico inespecífico<sup>(15)</sup>.

Diversas pesquisas internacionais confirmaram a confiabilidade da K10 em distintas populações e culturas, incluindo adultos portugueses ( $\alpha=0,91$ )<sup>(22)</sup>, idosos ( $\alpha=0,84$ )<sup>(20)</sup> e adultos brasileiros ( $\alpha=0,87$ ;  $\alpha=0,93$ )<sup>(19,21)</sup>, adolescentes indonésios ( $\alpha=0,89$ )<sup>(23)</sup>, assistentes sociais palestinos ( $\alpha=0,88$ )<sup>(24)</sup>, usuários da atenção primária à saúde no Irã ( $\alpha=0,87$ )<sup>(25)</sup>, pacientes de ambulatórios de medicina geral e cuidadores na Uganda ( $\alpha=0,86$ )<sup>(26)</sup>, na África do Sul ( $\alpha=0,84$ ;  $\omega=0,88$ )<sup>(27)</sup>, povos aborígenes ( $\alpha=0,88$ ;  $\alpha=0,87$ ;  $\alpha=0,84$ )<sup>(28)</sup>, amostras clínicas australianas ( $\alpha=0,93$ )<sup>(14,29)</sup>, além de adultos holandeses, turcos, marroquinos ( $\alpha=0,93$ )<sup>(30)</sup> e americanos ( $\alpha=0,89$ ;  $\alpha=0,93$ )<sup>(31)</sup>. No tocante à estrutura fatorial da K10, investigações prévias identificaram modelos unifatorial<sup>(15,21,26,28-30)</sup>, dois fatores correlacionados<sup>(29,31)</sup> e bifatorial<sup>(19)</sup> com dois fatores correlacionados, em diversos contextos e populações.

A K10 possui tradução em vários idiomas, inclusive o português brasileiro<sup>(32)</sup>. No entanto, no Brasil, apenas três estudos<sup>(19-21)</sup> focaram nas evidências de validade, concentrando-se em amostras de idosos<sup>(20)</sup> e adultos<sup>(19,21)</sup>, deixando uma lacuna quanto à sua aplicabilidade entre estudantes universitários. Assim, destaca-se a escassez de dados sobre a validade da versão brasileira da K10<sup>(32)</sup>, especialmente em relação à sua capacidade de rastrear sofrimento psicológico entre jovens e no contexto do ensino superior. Estudos dessa natureza são importantes

pois demonstram se o instrumento é capaz de medir adequadamente o construto que se propõe a avaliar, em um determinado contexto e para um grupo de pessoas. Instrumentos que apresentam estrutura interna inadequada levam a conclusões equivocadas. Logo, é fundamental que seja investigada a validade da estrutura interna de uma escala antes de utilizá-la em pesquisas ou avaliações<sup>(33)</sup>.

Conforme o *Standards for Educational And Psychological Testing*<sup>(34)</sup>, a validade não é uma propriedade de uma escala, mas sim dos escores do instrumento, de tal modo que é necessária uma contínua fonte de evidências de validade para se considerar um instrumento válido em um determinado contexto. Nesse sentido, entende-se que novos estudos são necessários para confirmar e/ou adicionar novas evidências de validade da K10 ao contexto brasileiro. Assim, o objetivo deste estudo foi avaliar a validade baseada na estrutura interna, a validade concorrente e preditiva da versão brasileira da Escala de Sofrimento Psicológico de Kessler, para o rastreamento de sofrimento psicológico em estudantes de nível superior.

## Método

### Tipo do estudo

Trata-se de um estudo metodológico, com abordagem quantitativa.

### Local e período de coleta de dados

Os dados foram coletados no período de abril a dezembro de 2019, em duas Instituições Federais de Ensino Superior (IFES) situadas na região Nordeste do Brasil, com elevada vulnerabilidade econômica e social. Uma dessas instituições situa-se em uma região interiorana.

### População, amostra e critérios de elegibilidade

A população foi composta por estudantes de nível superior matriculados nos cursos presenciais das IFES *loci* da pesquisa. A estimativa amostral foi calculada com o auxílio de uma calculadora *online*<sup>(35)</sup>, considerando o uso de Modelagem por Equações Estruturais, por meio dos seguintes parâmetros<sup>(36)</sup>: tamanho de efeito *a priori*: 0,10; poder do teste: 0,80; número de variáveis latentes: 2; número de variáveis observadas: 10; e nível de probabilidade: 0,05. Assim, a estimativa inicial foi de 947 participantes.

Para a seleção da amostra, adotou-se a técnica de amostragem por *cluster*, com sorteio simples das salas de aula, auxílio do *software* Excel e o comando *Random*,

com base em uma lista disponibilizada pelo setor de matrículas da instituição, contendo o código de cada turma e o respectivo curso. Após o sorteio das salas, a captação dos estudantes ocorreu a partir dos seguintes critérios de inclusão: ter idade maior ou igual a 18 anos e estar em sala de aula no horário previamente combinado com o professor para a coleta de dados.

Excluíram-se da pesquisa os estudantes que relataram ter problemas clínicos, como dores ou alguma situação de crise em saúde mental que pudesse impedir sua participação. Avaliou-se esse critério de exclusão por meio do relato do participante, imediatamente após a explicação dos objetivos da pesquisa e das instruções sobre como preencher os instrumentos. Se o estudante relatasse qualquer condição clínica que impedisse a sua participação, a equipe acolhia a demanda e providenciava o encaminhamento para o serviço de psicologia das instituições.

Ainda quanto aos critérios de exclusão, também foram excluídos da análise os instrumentos que apresentaram ausência de dados ou rasuras na variável idade, aqueles preenchidos apenas com dados de caracterização sociodemográfica, e os que tiveram resposta afirmativa à pergunta distratora. Neste estudo, a pergunta distratora foi utilizada para minimizar o viés de resposta e estava relacionada ao uso de uma substância psicoativa fictícia. Após a aplicação desses critérios de elegibilidade, a amostra final deste estudo consistiu em 1.034 estudantes, embora a estimativa inicial previsse 947 participantes.

### Procedimentos de coleta de dados

Inicialmente, realizou-se o treinamento da equipe de saúde sobre a temática e os instrumentos de coleta de dados. Essa equipe incluiu docentes e estudantes dos cursos de graduação de Enfermagem e de Serviço Social, e outros profissionais de nível superior (psicóloga, assistente social, enfermeiro e pedagogo).

Em seguida, contataram-se os coordenadores dos cursos para fornecer esclarecimentos sobre a pesquisa, promover a sensibilização dos professores para a liberação de suas aulas e agendar a coleta de dados. Após o contato, realizou-se o sorteio das salas de aula que participariam do estudo, utilizando-se de um método de seleção aleatória simples, baseado em uma lista que continha a numeração das salas, a disciplina, o turno da aula e o curso.

Os potenciais participantes foram convidados para a pesquisa, sendo informados sobre a natureza voluntária de sua participação, os objetivos do estudo, os possíveis riscos e benefícios, além de receberem instruções detalhadas sobre os instrumentos, o tempo médio necessário para o preenchimento (60 minutos) e a importância do

preenchimento individual. A coleta de dados foi realizada em sala de aula, em dias e horários previamente combinados com o professor e o coordenador do curso correspondente.

### Instrumentos de coleta de dados

O instrumento de coleta de dados foi composto por variáveis de caracterização sociodemográfica (idade, gênero, orientação sexual, religião, estado civil, número de filhos, renda familiar, raça/cor da pele autorreferida e com quem o estudante residia), K10<sup>(14,32)</sup> e SRQ-20<sup>(17-18)</sup>. A K10 é autoaplicável, composta por dez itens relacionados aos sintomas ansiosos e depressivos que uma pessoa experimentou no período mais recente de 30 dias. Esses sintomas juntos representam o sofrimento psicológico<sup>(14)</sup>. Cada item é pontuado em uma escala Likert de cinco pontos (1 – Todos os dias; 2 – A maior parte dos dias; 3 – Alguns dias; 4 – Poucos dias; 5 – Nenhum dia). Para calcular os escores totais, deve-se inicialmente inverter a escala de cinco pontos e, posteriormente, efetuar o somatório das respostas. Os valores possíveis variam de dez a 50<sup>(14)</sup>. A versão original da escala, em inglês, revelou elevada consistência interna ( $\alpha=0,93$ )<sup>(14)</sup>. Quanto aos pontos de corte, uma pontuação maior do que 17 apresentou sensibilidade de 81,1% e especificidade de 83,0% para identificar sofrimento psicológico<sup>(37)</sup>.

Neste estudo, foram investigadas três dimensões de validade da versão em português brasileiro da K10: validade baseada na estrutura interna, validade concorrente e validade preditiva. A validade baseada na estrutura interna avalia em que medida as correlações entre os itens refletem a estrutura do construto que o instrumento se propõe a medir, sendo comumente explorada por meio de análises fatoriais<sup>(34)</sup>.

A validade concorrente busca determinar a associação entre a K10 e outros instrumentos que mensuram o mesmo construto, enquanto a validade preditiva foca em averiguar se os escores da K10 podem prever o desempenho dos participantes em futuros testes ou comportamentos, especificamente a ocorrência de sofrimento psicológico<sup>(34)</sup>. Essas validades foram examinadas comparando-se a K10 com o SRQ-20, este último adotado como padrão-ouro.

O SRQ-20 é autoaplicável, composto por 20 itens relacionados com sintomas não psicóticos (somáticos, depressivos e ansiosos), cujas respostas são dicotômicas (sim/não). O escore final é obtido a partir do somatório de cada resposta afirmativa, varia de zero a 20 pontos<sup>(17-18)</sup>. Para fins de detecção de quadro sugestivo de TMC, na versão brasileira, estabeleceu-se um ponto de corte superior 7,0 pontos, com evidências de validade de critério robustas (sensibilidade=86,33% e especificidade=89,31%). Adicionalmente, essa versão

específica demonstrou elevada confiabilidade, conforme o coeficiente alfa de Cronbach ( $\alpha=0,86$ )<sup>(18)</sup>.

### Análise dos dados

Os dados foram organizados em uma planilha do *software* Excel e analisados com o auxílio dos *softwares* JASP - versão 0.17.2.1 e do MedCalc - *free trial*. Quanto à caracterização da amostra, foram apresentadas frequências e medidas de tendência central. Para a verificação das evidências de validade baseadas na estrutura interna da K10, utilizou-se a Modelagem por Equações Estruturais, com a aplicação da Análise Fatorial Confirmatória Bifator (AFC Bifator) para comparar os modelos unifatorial<sup>(15,21,26,28-30)</sup>, de dois fatores correlacionados<sup>(29,31)</sup> e bifatorial<sup>(19)</sup> da K10 evidenciados em estudos anteriores.

Modelos bifatoriais e hierárquicos relacionados têm sido incorporados para conceituação, estudo e diagnóstico de psicopatologias e possibilitam compreender se determinada variável observável é melhor explicada por uma dimensão geral ou por uma dimensão específica, a partir de comparação de vários modelos<sup>(38-41)</sup>.

Na AFC Bifatorial, utilizou-se ortogonalização das variáveis latentes, de modo que a variância explicada de cada variável latente em relação a cada variável observável não se sobrepusesse em relação a outras variáveis latentes do modelo<sup>(38-39)</sup>. Ademais, aplicou-se o método de estimação *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS), que é apropriado para dados categóricos<sup>(42-43)</sup>. A adequação do modelo foi avaliada por meio dos índices de ajuste:  $\chi^2$  (qui-quadrado), *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI), *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) e *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). A relação entre o valor de  $\chi^2$  e os graus de liberdade (gl) do modelo deve ser menor que três para indicar um bom ajuste do modelo, enquanto valores acima de cinco indicam um ajuste inadequado. Os valores de CFI e TLI devem ser maiores ou iguais a 0,90, sendo preferíveis valores acima de 0,95. O SRMR deve ser no máximo 0,08, e o valor de RMSEA deve ser menor ou igual a 0,06 ou, no máximo, 0,08, com intervalo de confiança (limite superior) menor ou igual a 0,10<sup>(44)</sup>.

Além dos índices de ajuste previamente citados, procedeu-se à avaliação das cargas fatoriais padronizadas nos três modelos testados, destacando-se a importância daquelas com valores superiores a 0,40. Esses valores são considerados relevantes pois indicam uma contribuição significativa dos itens para o fator em questão. Juntamente com essa análise, verificou-se a Variância Média Extraída (VME) para cada fator. A VME quantifica a porção da variância captada pelos itens de construto em comparação à variância atribuída a erros de medição ou

a variâncias únicas. Uma VME elevada sinaliza que uma parte considerável da variância dos itens é compartilhada com o construto subjacente, reforçando a consistência interna do fator. Contrariamente, uma VME baixa pode sugerir que os itens do construto falham em capturar adequadamente a variância comum ou indicar a presença de uma quantidade significativa de variância devida a erros de medição. Valores de VME superiores a 0,5 são geralmente vistos como satisfatórios, enquanto aqueles abaixo deste patamar podem revelar a necessidade de revisão ou aprimoramento do modelo<sup>(45)</sup>.

Quanto à investigação da fidedignidade da estrutura fatorial, foi utilizado o Ômega Hierárquico (wH), indicado para avaliar o grau em que uma medida composta pode ser explicada por um fator geral<sup>(46)</sup>. Um valor superior a 0,70 indica confiabilidade aceitável do escore gerado por esse fator geral<sup>(39)</sup>. O modelo cujos itens apresentaram maior carga fatorial padronizada, maior VME, melhores índices de ajuste e de fidedignidade<sup>(47)</sup> foi considerado o mais apropriado para representar a estrutura fatorial da K10.

Para verificar a validade concorrente da K10, considerando o SRQ-20 como padrão ouro, utilizou-se o coeficiente de correlação *r* de Pearson, com seus respectivos intervalos de confiança a partir de reamostragens de *Bootstrapping*, com vistas a corrigir problemas de normalidade dos dados. Valores de correlação maiores ou iguais a 0,70 sugerem correlação adequada<sup>(34)</sup>.

Por fim, a validade preditiva foi investigada por meio da análise da Curva ROC (*Receiver Operator Characteristic*), medidas de acurácia (sensibilidade e especificidade) e os respectivos Intervalos de Confiança (IC) de 95% segundo Clopper-Pearson. A Área sob a Curva ROC (*Area Under The*

*Curve – AUC*) com valor maior ou igual a 0,80, elevada sensibilidade e especificidade, indica adequada precisão do teste para o rastreamento de determinado fenômeno, considerando um determinado ponto de corte<sup>(48)</sup>.

### Aspectos éticos

A pesquisa foi aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa com Seres Humanos, sob número do parecer 2.937.477.

### Resultados

A idade variou de 18 a 25 anos (média=23,5; desvio-padrão=7,17), com maiores proporções de estudantes nas faixas etárias de até 20 anos (n=537; 44,9%) e de 21 a 30 anos (n=511; 42,7%). Observou-se uma proporção semelhante de homens (n=596; 49,8%) e mulheres cisgênero (n=581; 48,5%), e 85,8% (n=1.027) se identificaram como heterossexuais. Um percentual de 68,6% (n 821) referiu seguir alguma religião. A maioria relatou estado civil solteiro (n=1.034; 86,4%) e não ter filhos (n=1.069; 89,3%). A renda familiar média foi de R\$ 2.847,40. Mais da metade se autodeclarou de cor parda (n=626; 52,3%) e 47,0% (n=563) residiam com mãe e pai.

Em relação aos resultados provenientes da comparação entre modelos de AFC (Tabela 1), os modelos de dois fatores correlacionados e o bifatorial destacaram-se por apresentarem melhores índices de ajuste. Notadamente, o modelo bifatorial exibiu valores superiores nos índices CFI (1,000), TLI (0,999), SRMR (0,0019) e RMSEA (0,028; IC: 0,015 – 0,041).

Tabela 1 - Índices de ajuste de diferentes modelos fatoriais da versão em português brasileiro da Escala de Estresse Psicológico de Kessler em uma amostra de estudantes de ensino superior (n = 1.197). Recife, PE, Brasil, 2019

Modelos	$\chi^2$ *	gl†	CFI‡	TLI§	SRMR	RMSEA¶	IC 90%**
1 fator	483,697††	35	0,992	0,989	0,058	0,111	0,103 – 0,120
2 fatores correlacionados	166,066††	34	0,998	0,997	0,036	0,061	0,052 – 0,071
<i>Bi-factor</i>	45,895††	25	1,000	0,999	0,019	0,028	0,015 – 0,041

\* $\chi^2$  = Chi-square; †gl = Graus de liberdade; ‡CFI = *Comparative Fit Index*; §TLI = *Tucker-Lewis Index*; ||SRMR = *Standardized Root Mean Squared Residual*; ¶RMSEA = *Root Mean Square Error of Approximation*; \*\*IC 90% = Intervalo de Confiança de 90%; ††p<0,001; ††p<0,05

No entanto, é necessário avaliar outras medidas para determinar a estrutura fatorial mais adequada, incluindo cargas fatoriais, VME e wH, especialmente quanto ao modelo bifatorial, que tende a apresentar *overfitting*, ou seja, índices de ajuste superestimados. Em relação às cargas fatoriais (Tabela 2), ou seja, aquelas associadas ao fator geral – sofrimento psicológico variaram entre

0,69 e 0,91. Para os fatores específicos, as variações foram de 0,22 a 0,90 no fator “sintomas depressivos” e de -0,08 a 0,89 no fator “sintomas ansiosos”. Itens como 1, 2, 3 e 6 apresentaram cargas fatoriais inferiores a 0,30 nos fatores específicos, sugerindo uma relação variável com os fatores e indicando que alguns itens têm cargas negativas, especialmente no fator “sintomas ansiosos”.



Os resultados sugerem que a estrutura mais adequada para o instrumento inclui um fator geral "sofrimento psicológico", dadas as maiores cargas fatoriais observadas nos modelos unifatorial e bifatorial.

A análise da variância explicada (Tabela 2) mostra que o modelo unifatorial foi capaz de explicar 53,8% da variância dos itens, o que representa 3,8% a mais do que o fator geral "sofrimento psicológico" no modelo bifatorial (50,0%). Em contraste, o modelo de dois fatores correlacionados revelou uma variância explicada significativamente maior nos dois fatores (sintomas depressivos – 50,9%; sintomas ansiosos – 73,5%) em comparação aos fatores específicos do modelo bifatorial (sintomas depressivos – 20,0%; sintomas ansiosos – 5,0%).

Isso demonstra que o modelo bifatorial explicou 75,0% da variância total dos itens, indicando um incremento importante em relação aos outros modelos, com a VME do fator geral significativamente superior à dos fatores específicos. Logo, ao controlar o efeito

dos fatores específicos e desconsiderando o número de itens, o fator geral explicou a maior parte da variância dos itens. Em outras palavras, quando se ajusta para o efeito do fator geral, as consistências internas dos fatores específicos apresentam-se baixas. Isso indica que a variabilidade dos itens é majoritariamente explicada pelo fator geral, reduzindo a relevância dos fatores específicos na explicação da variância dos itens.

Quanto à confiabilidade das estruturas fatoriais (Tabela 2), o modelo unifatorial e o fator geral do modelo bifatorial apresentaram os maiores índices de confiabilidade, com ômega hierárquico de 0,996 e 0,886, respectivamente. Os modelos de dois fatores correlacionados e o modelo bifatorial ao considerar os fatores específicos, exibiram índices de confiabilidade mais baixos, indicando uma menor precisão desses modelos. Em particular, o modelo bifatorial mostrou as menores consistências internas nos fatores específico, quando controlado o efeito do fator geral.

Tabela 2 - Cargas fatoriais padronizadas para os modelos fatoriais da Escala de Estresse Psicológico de Kessler em uma amostra de estudantes de ensino superior (n = 1.197). Recife, PE, Brasil, 2019

Itens	Carga fatorial padronizada					
	Análise Fatorial Confirmatória tradicional			Análise Fatorial Confirmatória bifatorial		
	Modelo unifatorial	Modelo de dois fatores correlacionados		Fator geral	Fatores específicos	
	SP*	SD†	SA‡	SP*	SD†	SA‡
Item 1	0,73	0,75		0,70	0,22	
Item 2	0,80		0,86	0,86		-0,08
Item 3	0,84		0,89	0,91		-0,23
Item 4	0,82	0,84		0,70	0,47	
Item 5	0,78		0,83	0,83		0,45
Item 6	0,80		0,85	0,83		0,21
Item 7	0,89	0,90		0,73	0,56	
Item 8	0,78	0,80		0,71	0,35	
Item 9	0,88	0,90		0,74	0,52	
Item 10	0,84	0,85		0,69	0,53	
Variância Média Explicada (%)	53,8	50,9	73,5	50,0	20,0	5,0
Ômega hierárquico	0,996	0,648	0,460	0,886	0,106	0,016

\*SP = Sofrimento psicológico; †SD = Sintomas depressivos; ‡SA = Sintomas ansiosos

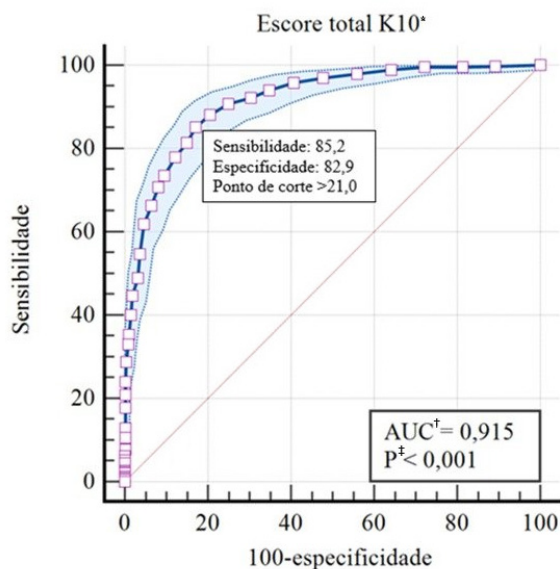
Os resultados obtidos pela AFC revelaram que o modelo bifatorial demonstrou superioridade na representação da estrutura da K10 para esta amostra, evidenciada por diversos aspectos. Primeiramente, os índices de ajuste do modelo bifatorial, composto por um fator geral – sofrimento psicológico – e dois

fatores específicos – sintomas depressivos e sintomas ansiosos, foram significativamente superiores. Além disso, as cargas fatoriais foram maiores para o fator geral, ressaltando sua preponderância na estrutura do instrumento e indicando uma consistência interna elevada. Esse modelo se distingue também pela sua

capacidade de explicar uma maior porção da variância dos itens.

Comparando o modelo bifatorial ao modelo unifatorial, percebe-se que, embora o último apresente cargas fatoriais superiores e uma consistência interna satisfatória, seus índices de ajuste são inadequados, o que confere ao modelo bifatorial uma vantagem nesse quesito. A análise da variância explicada por ambos os modelos, ao avaliar o fator geral, mostrou-se similar. Contudo, a VME do fator geral, juntamente com os fatores específicos no modelo bifatorial, evidencia uma variância explicada superior à do modelo unifatorial. A comparação reforça a superioridade do modelo bifatorial, particularmente pela sua habilidade em capturar uma dimensão mais ampla da variância, fortalecendo sua aplicabilidade e precisão na análise da estrutura da K10 para a amostra estudada.

Sobre a validade concorrente, observou-se forte correlação entre os escores da K10 e do SRQ-20 de  $r=0,813$  (IC 95% *Bootstrapping*: 0,784 - 0,837;  $r^2=0,660$ ;  $p<0,001$ ), o que indica validade concorrente da K10 para rastreamento de sofrimento psicológico. Em termos de validade preditiva, o melhor ponto de corte da K10 para esse rastreamento foi um escore total maior do que 21, com sensibilidade de 85,2% (IC 95%: 81,6 - 88,3) e especificidade de 82,9% (IC 95%: 79,9 - 85,6), ambas elevadas, além de um excelente valor de AUC de 0,915 (IC 95% *Bootstrapping*: 0,896 - 0,929;  $p<0,0001$ ) (Figura 1).



\*K10 = Escala de Estresse Psicológico de Kessler; <sup>†</sup>AUC = Área Under the Curve; <sup>‡</sup>P = Valor de p

Figura 1 - Área sob a Curva ROC da Escala de Estresse Psicológico de Kessler, versão em português brasileiro

Assim, com base nesses resultados e a partir desse ponto de corte, torna-se possível rastrear corretamente 85,2% dos casos de sofrimento psicológico, apresentando

uma taxa de falso positivo de 17,1. Outros detalhes podem ser consultados na Tabela 3.

Tabela 3 - Pontos de corte da Escala de Estresse Psicológico de Kessler para rastreamento de sofrimento psicológico em estudantes (n = 1.197). Recife, PE, Brasil, 2019

Ponto de corte	Sensibilidade	IC95%*	Especificidade	IC95%*
≥10	100,00	99,2 - 100,0	0,00	0,0 - 0,5
>10	99,79	98,8 - 100,0	10,72	8,6 - 13,2
>11	99,58	98,5 - 99,9	18,66	15,9 - 21,7
>12	99,58	98,5 - 99,9	27,86	24,6 - 31,3
>13	98,94	97,5 - 99,7	35,79	32,3 - 39,4
>14	97,88	96,1 - 99,0	44,01	40,3 - 47,7
>15	97,03	95,1 - 98,4	52,23	48,5 - 55,9
>16	95,76	93,5 - 97,4	59,33	55,6 - 62,9
>17	94,07	91,5 - 96,0	65,18	61,6 - 68,7
>18	92,16	89,4 - 94,4	69,64	66,1 - 73,0
>19	90,68	87,7 - 93,1	74,93	71,6 - 78,1
>20	88,14	84,9 - 90,9	79,39	76,2 - 82,3
>21	85,17	81,6 - 88,3	82,87	79,9 - 85,6
>22	81,36	77,5 - 84,8	84,96	82,1 - 87,5
>23	77,97	74,0 - 81,6	87,74	85,1 - 90,1
>24	73,52	69,3 - 77,4	90,39	88,0 - 92,4
>25	70,76	66,4 - 74,8	91,92	89,7 - 93,8
>26	66,31	61,9 - 70,6	93,45	91,4 - 95,2
>27	61,86	57,3 - 66,3	95,40	93,6 - 96,8
>28	54,66	50,0 - 59,2	96,24	94,6 - 97,5
>29	48,94	44,3 - 53,6	96,80	95,2 - 98,0
>30	44,70	40,2 - 49,3	98,05	96,8 - 98,9
>31	40,04	35,6 - 44,6	98,47	97,3 - 99,2
>32	35,38	31,1 - 39,9	98,89	97,8 - 99,5
>33	33,05	28,8 - 37,5	99,03	98,0 - 99,6
>34	28,81	24,8 - 33,1	99,58	98,8 - 99,9
>35	23,94	20,2 - 28,1	99,72	99,0 - 100,0
>36	20,97	17,4 - 24,9	99,72	99,0 - 100,0
>37	17,80	14,5 - 21,6	99,72	99,0 - 100,0
>38	12,92	10,0 - 16,3	99,72	99,0 - 100,0
>39	10,59	8,0 - 13,7	99,72	99,0 - 100,0
>40	7,84	5,6 - 10,6	99,72	99,0 - 100,0
>41	6,14	4,2 - 8,7	99,86	99,2 - 100,0
>42	5,08	3,3 - 7,5	99,86	99,2 - 100,0
>43	4,45	2,8 - 6,7	99,86	99,2 - 100,0
>44	2,75	1,5 - 4,7	99,86	99,2 - 100,0
>45	2,33	1,2 - 4,1	99,86	99,2 - 100,0
>46	2,12	1,0 - 3,9	100,00	99,5 - 100,0
>47	1,27	0,5 - 2,7	100,00	99,5 - 100,0
>48	0,85	0,2 - 2,2	100,00	99,5 - 100,0
>49	0,64	0,1 - 1,8	100,00	99,5 - 100,0
>50	0,00	0,0 - 0,8	100,00	99,5 - 100,0

\*IC95% = Intervalo de Confiança de 95% de Clopper-Pearson

## Discussão

Esta pesquisa investigou as evidências de validade da K10, versão em português brasileiro, para rastrear o sofrimento psicológico em estudantes de nível superior, apoiando-se na estrutura interna, validade concorrente e validade preditiva. Neste estudo, os resultados, derivados do modelo de AFC Bifator, apresentaram melhores índices de ajuste em consonância com estudo anterior realizado com amostra de adultos brasileiros<sup>(19)</sup>. Ademais, o fator geral de sofrimento psicológico revelou elevada consistência interna e explicou percentual relevante da variância, alinhando-se a investigações anteriores que apontaram para uma estrutura unifatorial composta pelo sofrimento psicológico<sup>(15,19,26,28-30)</sup>.

Modelos bifatoriais são especialmente úteis quando se busca entender não apenas uma dimensão global, mas também variações específicas em torno dessa dimensão, oferecendo uma visão mais profunda e diversificada das relações entre as variáveis do que os demais modelos de Análise Fatorial<sup>(38-41)</sup>. Essa abordagem multifacetada é essencial para aprofundar o entendimento sobre a estrutura do sofrimento psicológico e suas manifestações variadas.

Nessa perspectiva, a seleção e aplicação da K10, conforme destacado por alguns autores<sup>(19,29)</sup>, devem estar intimamente ligadas ao propósito específico do instrumento e ao perfil dos indivíduos avaliados. Em contextos de populações comunitárias e processos de triagem, a detecção do sofrimento psíquico geral, em detrimento de quadros específicos, tais como ansiedade e depressão, revela-se mais conveniente. Por outro lado, no que tange à avaliação de uma população clínica, a diferenciação entre problemas específicos, como ansiedade e depressão, mostra-se mais apropriada<sup>(29)</sup>, o que indica a flexibilidade da K10 em atender a diferentes necessidades de avaliação.

A relevância dessa abordagem é especialmente significativa ao considerarmos estudantes de nível superior, nos quais a presença concomitante de sintomas ansiosos e depressivos é notável<sup>(3,10,49-53)</sup>. Esta realidade suporta a estrutura de um fator geral de sofrimento psicológico identificado neste estudo. De fato, embora o sofrimento seja frequentemente concebido, sob uma perspectiva bidimensional, como a coexistência de sintomas ansiosos e depressivos, tais quadros atuam como fatores de risco bidirecionais um para o outro<sup>(54-55)</sup>. Enquanto a ansiedade se associa ao medo, nervosismo, preocupação excessiva e sensação de tensão, a depressão relaciona-se com tristeza, desesperança, falta de interesse ou de prazer em atividades diárias, fadiga e comportamento suicida (seja por ideação suicida, tentativa ou concretização do suicídio)<sup>(52-53,56)</sup>.

Autores têm evidenciado a elevada taxa de comorbidade entre depressão e ansiedade, com impactos significativos na funcionalidade de estudantes universitários<sup>(57-58)</sup>. A sobreposição desses quadros e seus fatores de risco indicam uma relação estreita entre esses transtornos, sugerindo que sejam considerados como manifestações de uma síndrome psiquiátrica internalizante, caracterizada por sintomas voltados para o interior, tais como os sintomas ansiosos e depressivos. Essa concepção foi proposta como benéfica para a triagem e o tratamento<sup>(59)</sup>. A presença simultânea desses quadros intensifica o sofrimento psicológico e repercute negativamente na qualidade de vida dos estudantes<sup>(57-58)</sup>. Portanto, é crucial compreender esse fenômeno em sua totalidade e diversidade de sintomas, a fim de facilitar a elaboração e implementação de intervenções terapêuticas mais efetivas.

Quanto à validade concorrente, a K10 demonstrou uma elevada correlação com o SRQ-20, um dos instrumentos mais utilizados para o rastreamento de TMC. Essa performance da K10, em termos de validade concorrente, está alinhada com estudos anteriores que confirmaram essa propriedade psicométrica<sup>(14,60)</sup>. No que diz respeito ao construto avaliado, ambos os instrumentos exploram fenômenos similares, porém com suas especificidades. A K10, composta por dez itens, aborda o sofrimento psicológico por meio de sintomas depressivos e ansiosos, utilizando uma escala Likert de cinco pontos para as respostas<sup>(14)</sup>. Já o SRQ-20, com seus 20 itens, investiga sintomas somáticos, depressivos e ansiosos associados aos TMC, por meio de respostas dicotômicas do tipo sim/não<sup>(17-18)</sup>.

Em termos do *continuum* de respostas, alguns estudos<sup>(61-62)</sup> sugerem que a confiabilidade dos escores tende a aumentar à medida que se amplia o número de opções de resposta. Contudo, outros pesquisadores<sup>(63)</sup> não observaram melhorias significativas na precisão psicométrica de instrumentos que oferecem mais de seis alternativas de resposta. Estes apontam que escalas dicotômicas apresentam limitações quanto à consistência interna quando comparadas a formatos que disponibilizam uma gama mais ampla de escolhas. Por isso, ao selecionar um instrumento de avaliação, é recomendável considerar não apenas a diversidade de opções de resposta, mas também a facilidade de aplicação e as propriedades psicométricas validadas em diferentes amostras e estudos prévios<sup>(63)</sup>.

O SRQ-20, apesar de oferecer apenas duas opções de resposta, é amplamente reconhecido e recomendado pela OMS<sup>(17)</sup> devido à sua simplicidade, baixo custo e boas propriedades psicométricas. A K10, caracterizada também por sua facilidade de uso e custo acessível<sup>(14)</sup>, possui propriedades psicométricas robustas, as quais foram reiteradas pelos resultados deste estudo. Portanto, a escolha entre o SRQ-20 e a K10, embora ambos



avaliem aspectos do sofrimento psicológico, depende essencialmente das especificidades que o pesquisador pretende explorar. Se o foco for a detecção de sintomas somáticos juntamente com sintomas depressivos e ansiosos, o SRQ-20 se mostra mais adequado. No entanto, para uma investigação mais detalhada do sofrimento psicológico sob uma ótica ampla, que abrange a variedade de sintomas depressivos e ansiosos por uma escala tipo Likert, a K10 é a opção mais indicada.

Nesta pesquisa, a Escala K10 sobressaiu ao apresentar uma AUC superior, em comparação aos valores encontrados em estudos anteriores, que registraram AUC de 0,90<sup>(16)</sup>, 0,82<sup>(23)</sup> e 0,86<sup>(64)</sup>. A escala demonstrouse precisa na versão em português brasileiro para o rastreamento de sofrimento psicológico entre estudantes universitários, alcançando elevadas taxas de sensibilidade e especificidade para pontuações acima de 21. A literatura sugere que instrumentos de rastreio devem exibir altas taxas de sensibilidade e especificidade em um ponto de corte bem definido<sup>(48)</sup>. Neste estudo, pontuações superiores a 21 atenderam a esses critérios, estando em consonância com os achados de pesquisas que utilizaram a versão em inglês da K10, nas quais o ponto de corte variou entre 18 a 27 pontos<sup>(16,23,64)</sup>.

Embora este estudo ofereça evidências promissoras sobre a aplicabilidade da versão em português brasileiro da K10 no contexto da educação superior, é preciso considerar suas limitações, como a execução em apenas duas IFES, limitando a generalização dos resultados para outras IFES brasileiras. Sugere-se, portanto, um exame mais aprofundado das propriedades psicométricas da K10, inclusive com a aplicação da Teoria da Resposta ao Item (TRI), em amostras de diferentes regiões do país, a fim de possibilitar o contínuo refinamento desse instrumento.

Apesar dessas limitações, torna-se evidente que a estrutura global da K10, representada neste estudo por um fator geral – sofrimento psicológico, apresenta validade baseada na estrutura interna, validade concorrente e preditiva e se estabelece como um instrumento confiável para o rastreamento do sofrimento psicológico em estudantes de nível superior. Essa ferramenta pode contribuir significativamente para a elaboração e a implementação de intervenções em saúde que visam prevenir esse quadro no contexto acadêmico.

## Conclusão

Este estudo fornece evidências robustas sobre a validade da K10, sustentadas pela estrutura interna e pelas validades concorrente e preditiva, que auxiliarão no rastreamento do sofrimento psicológico em estudantes de nível superior. A AFC Bifatorial revelou ótimos índices

de ajuste para esse modelo, no qual um fator geral – sofrimento psicológico – explicou a maior parte da variância dos itens da K10 e apresentou elevada fidedignidade. Além disso, a escala demonstrou validade concorrente e preditiva. Identificou-se o ponto de corte ideal da K10 para o rastreamento do sofrimento psicológico nesses estudantes, um valor em consonância com os resultados observados em investigações anteriores com a versão original.

## Referências

1. Duffy A, Saunders KE, Malhi GS, Patten S, Cipriani A, McNevin SH, et al. Mental health care for university students: a way forward?. *Lancet Psychiatry*. 2019;6:885-7. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(19\)30275-5](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(19)30275-5)
2. Restrepo JE, Cardona EYB, Montoya GPC, Bardales MMC, Alemán YPV. Academic stress and adaptation to university life: mediation of cognitive-emotional regulation and social support. *Ann Psicol*. 2023;39(1):62-71. <https://doi.org/10.6018/analesps.472201>
3. Auerbach RP, Mortier P, Bruffaerts R, Alonso J, Benjet C, Cuijpers P, et al. WHO World Mental Health Surveys International College Student Project: Prevalence and distribution of mental disorders. *J Abnorm Psychol*. 2018;127:623-38. <https://doi.org/10.1037/abn0000362>
4. World Health Organization. WHO Guidelines on mental health at work [Internet]. Geneva: WHO; 2022 [cited 2023 Aug 12]. Available from: <https://www.who.int/publications/i/item/9789240053052>
5. World Health Organization. Depression and Other Common Mental Disorders: Global Health Estimates [Internet]. Geneva: WHO; 2017 [cited 2023 Aug 12]. Available from: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/254610>
6. Limone P, Toto GA. Factors That Predispose Undergraduates to Mental Issues: A Cumulative Literature Review for Future Research Perspectives. *Front Public Health*. 2022;10:831349. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.831349>
7. Kang HK, Rhodes C, Rivers E, Thornton CP, Rodney T. Prevalence of Mental Health Disorders Among Undergraduate University Students in the United States: A Review. *J Psychosoc Nurs Ment Health Serv*. 2021;59(2):17-24. <https://doi.org/10.3928/02793695-20201104-03>
8. Dessauvagie AS, Dang HM, Nguyen TAT, Groen G. Mental Health of University Students in Southeastern Asia: A Systematic Review. *Asia Pac J Public Health*. 2022;34(2-3):172-81. <https://doi.org/10.1177/10105395211055545>
9. Javed A, Lee C, Zakaria H, Buenaventura RD, Cetkovich-Bakmas M, Duailibi K, et al. Reducing the stigma of mental health disorders with a focus on low- and middle-income countries. *Asian J Psychiatr*. 2021;58:102601. <https://doi.org/10.1016/j.ajp.2021.102601>

10. Demenech LM, Oliveira AT, Neiva-Silva L, Dumith SC. Prevalence of anxiety, depression and suicidal behaviors among Brazilian undergraduate students: A systematic review and meta-analysis. *J Affect Disord.* 2021;282:147-59. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.12.108>
11. United Nations, Department of Economic and Social Affairs. The Sustainable Development Goals Report: Special edition [Internet]. New York, NY: United Nations Publications; 2023 [cited 2023 Aug 22]. Available from: <https://unstats.un.org/sdgs/report/2023/The-Sustainable-Development-Goals-Report-2023.pdf>
12. Funer F. Admitting the heterogeneity of social inequalities: intersectionality as a (self) critical framework and tool within mental health care. *Philos Ethics Humanit Med.* 2023;18(21):1-9. <https://doi.org/10.1186/s13010-023-00144-6>
13. Bantjes J, Lochner C, Saal W, Roos J, Taljaard L, Page D, et al. Prevalence and sociodemographic correlates of common mental disorders among first-year university students in post-apartheid South Africa: implications for a public mental health approach to student wellness. *BMC Public Health.* 2019;19:1-12. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-7218-y>
14. Kessler RC, Barker PR, Colpe LJ, Epstein JF, Gfroerer JC, Hiripi E, et al. Screening for serious mental illness in the general population. *Arch Gen Psychiatry.* 2003;60(2):184-9. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.60.2.184>
15. Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ, Hiripi E, Mroczek DK, Normand SLT, et al. Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychol Med.* 2002;32(6):959-76. <https://doi.org/10.1017/s0033291702006074>
16. Furukawa TA, Kessler RC, Slade T, Andrews G. The performance of the K6 and K10 screening scales for psychological distress in the Australian National Survey of Mental Health and Well-Being. *Psychol Med.* 2003;33(2):357-62. <https://doi.org/10.1017/s0033291702006700>
17. Beusenbergh M, Orley JH, World Health Organization. A User's guide to the self reporting questionnaire (SRQ) [Internet]. Geneva: WHO; 1994 [cited 2023 Aug 12]. 90 p. Available from: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/61113>
18. Gonçalves DM, Stein AT, Kapczinski F. Performance of the Self-Reporting Questionnaire as a psychiatric screening questionnaire: a comparative study with Structured Clinical Interview for DSM-IV-TR. *Cad Saúde Pública.* 2008;24:380-90. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2008000200017>
19. Peixoto EM, Zanini DS, Andrade JM. Cross-cultural adaptation and psychometric properties of the Kessler Distress Scale (K10): an application of the rating scale model. *Psicol Reflex Crit.* 2021;34. <https://doi.org/10.1186/s41155-021-00186-9>
20. Lins GOA, Lima NAS, Sousa GS, Guimarães FJ, Frazão IS, Perrelli JGA. Validity and reliability of Kessler Psychological Distress Scale for Brazilian elderly: a cross-sectional study. *Rev Bras Enferm.* 2021;74:e20200365. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2020-0365>
21. Silva BFP, Santos-Vitti L, Faro A. Kessler Psychological Distress Scale: Internal Structure and Relation to Other Variables. *Psico-USF.* 2021;26(1):91-101. <https://doi.org/10.1590/1413-82712021260108>
22. Pereira A, Oliveira CA, Bártolo A, Monteiro S, Vagos P, Jardim J. Reliability and factor structure of the 10-item Kessler Psychological Distress Scale (K10) among Portuguese adults. *Cien Saude Colet.* 2019;24:729-36. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018243.06322017>
23. Tran TD, Kaligis F, Wiguna T, Willenberg L, Nguyen HTM, Luchters S, et al. Screening for depressive and anxiety disorders among adolescents in Indonesia: Formal validation of the centre for epidemiologic studies depression scale - revised and the Kessler psychological distress scale. *J Affect Disord.* 2019;246:189-94. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.12.042>
24. Easton SD, Safadi NS, Wang Y, Hasson RG 3rd. The Kessler psychological distress scale: translation and validation of an Arabic version. *Health Qual Life Outcomes.* 2017;15(1):215-21. <https://doi.org/10.1186/s12955-017-0783-9>
25. Hajebi A, Motevalian A, Amin-Esmaeili M, Rahimi-Movaghar A, Sharifi V, Hoseini L, et al. Adaptation and validation of short scales for assessment of psychological distress in Iran: The Persian K10 and K6. *Int J Methods Psychiatr Res.* 2018;27(3):e1726. <https://doi.org/10.1002/mpr.1726>
26. Naisanga M, Ametaj A, Kim HH, Newman C, Stroud R, Gelaye B, et al. Construct validity and factor structure of the K-10 among Ugandan adults. *J Affect Disord.* 2022;311:143-7. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.05.022>
27. Hoffman J, Cossie Q, Ametaj AA, Kim HH, James R, Stroud RE, et al. Construct validity and factor structure of the Kessler-10 in South Africa. *BMC Psychol.* 2022;10(1):177-87. <https://doi.org/10.1186/s40359-022-00883-9>
28. Bougie E, Arim RG, Kohen DE, Findlay LC. Validation of the 10-item Kessler Psychological Distress Scale (K10) in the 2012 Aboriginal Peoples Survey. *Health Rep.* [Internet]. 2016 [cited 2023 Oct 04];27(1):3-10. Available from: <https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/pub/82-003-x/2016001/article/14307-eng.pdf?st=cxsn6kPr>
29. Sunderland M, Mahoney A, Andrews G. Investigating the factor structure of the Kessler Psychological Distress Scale in community and clinical samples of the Australian population. *J Psychopathol Behav Assess.* 2012;34(2):253-9. <https://doi.org/10.1007/s10862-012-9276-7>

30. Fassaert T, De Wit AS, Tuinebreijer WC, Wouters H, Verhoeff AP, Beekman TF, et al. Psychometric properties of an interviewer-administered version of the Kessler Psychological Distress scale (K10) among Dutch, Moroccan and Turkish respondents. *Int J Methods Psychiatr Res.* 2009;18(3):159-68. <https://doi.org/10.1002/mpr.288>
31. Lace JW, Greif TR, McGrath A, Grant AF, Merz ZC, Teague CL, et al. Investigating the factor structure of the K10 and identifying cutoff scores denoting nonspecific psychological distress and need for treatment. *Ment Health Prev.* 2019;13:100-6. <https://doi.org/10.1016/j.mhp.2019.01.008>
32. Kessler RC. K10+ [Internet]. [s.l.]:[publisher unknown]; 2008 [cited 2023 Aug 12]. Available from: [https://www.hcp.med.harvard.edu/ncs/ftppdir/k6/Portuguese\\_K10.pdf](https://www.hcp.med.harvard.edu/ncs/ftppdir/k6/Portuguese_K10.pdf)
33. Ferretti-Rebustini REL. Psychometrics: Applications in Nursing. *Rev. Latino-Am. Enfermagem.* 2023;31:e3993. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.0000.3993>
34. American Educational Research Association; American Psychological Association; National Council on Measurement in Education. Standards for educational and psychological testing [Internet]. Washington, D.C.: American Educational Research Association; 2014 [cited 2023 Sept 20]. Available from: <https://www.testingstandards.net/uploads/7/6/6/4/76643089/9780935302356.pdf>
35. Soper DS. A - priori Sample Size Calculator for Structural Equation Models [Internet]. [s.l.]:[publisher unknown]; c2023 [cited 2023 Sept 20]. Available from: <https://www.danielsoper.com/statcalc>
36. Westland JC. Lower bounds on sample size in structural equation modeling. *Electron Commer Res Appl.* 2010;9(6):476-87. <https://doi.org/10.1016/j.elerap.2010.07.003>
37. Andrews G, Slade T. Interpreting scores on the Kessler Psychological Distress Scale (K10). *Aust N Z J Public Health.* 2001;25(6):494-7. <https://doi.org/10.1111/j.1467-842X.2001.tb00310.x>
38. Reise SP. The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behav Res.* 2012;47(5):667-96. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
39. Reise SP, Scheines R, Widaman KF, Haviland MG. Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: a bifactor perspective. *Educ Psychol Meas.* 2013;73(1):5-26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
40. Lahey BB, Krueger RF, Rathouz PJ, Waldman ID, Zald DH. A hierarchical causal taxonomy of psychopathology across the life span. *Psychol Bull.* 2017;143:142-86. <https://doi.org/10.1037/bul000069>
41. Kotov R, Krueger RF, Watson D, Achenbach TM, Althoff RR, Bagby RM, et al. The hierarchical taxonomy of psychopathology (HiTOP): A dimensional alternative to traditional nosologies. *J Abnorm Psychol.* 2017;126:454-77. <https://doi.org/10.1037/abn0000258>
42. DiStefano C, McDaniel HL, Zhang L, Shi D, Jiang Z. Fitting Large Factor Analysis Models With Ordinal Data. *Educ Psychol Meas.* 2019;79(3):417-36. <https://doi.org/10.1177/0013164418818242>
43. Li CH. The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychol Methods.* 2016;21(3):369-87. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
44. Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research. New York, NY: Guilford Publications; 2015. 462 p.
45. Valentino F, Damásio BF. Average Variance Extracted and Composite Reliability: Reliability Coefficients. *Psic Teor Pesq.* 2016;32:e322225. <https://doi.org/10.1590/0102-3772e322225>
46. Rios J, Wells C. Validity evidence based on internal structure. *Psicothema.* 2014;26(1):108-16. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.260>
47. Bornovalova MA. Appropriate use of bifactor analysis in psychopathology research: Appreciating benefits and limitations. *Biol Psychiatry.* 2020;88(1):18-27. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2020.01.013>
48. Schelde AB, Kornholt J. Validation studies in epidemiologic research: estimation of the positive predictive value. *J Clin Epidemiol.* 2021;137:262-4. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2021.05.009>
49. King N, Pickett W, McNeven SH, Bowie CR, Rivera D, Keown-Stoneman C, et al. Mental health need of students at entry to university: baseline findings from the U-Flourish Student Well-Being and academic success study. *Early Interv Psychiatry.* 2021;15:286-95. <https://doi.org/10.1111/eip.12939>
50. Moghimi E, Stephenson C, Gutierrez G, Jagayat J, Layzell G, Patel C, et al. Mental health challenges, treatment experiences, and care needs of post-secondary students: a cross-sectional mixed-methods study. *BMC Public Health.* 2023;23(655):1-16. <https://doi.org/10.1186/s12889-023-15452-x>
51. Akram U, Irvine K, Gardani M, Allen S, Akram A, Stevenson JC. Prevalence of anxiety, depression, mania, insomnia, stress, suicidal ideation, psychotic experiences, & loneliness in UK university students. *Sci Data.* 2023;10(1):621. <https://doi.org/10.1038/s41597-023-02520-5>
52. Lopes AR, Nihei OK. Depression, anxiety and stress symptoms in Brazilian university students during the COVID-19 pandemic: predictors and association with life satisfaction, psychological well-being and coping strategies. *PLoS One.* 2021;16(10):e0258493. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0258493>

53. Sheldon E, Simmonds-Buckley M, Bone C, Mascarenhas T, Chan N, Wincott M, et al. Prevalence and risk factors for mental health problems in university undergraduate students: a systematic review with meta-analysis. *J Affect Disord*. 2021;287:282-92. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.03.054>
54. Kessler RC, Gruber M, Hettema JM, Hwang I, Sampson N, Yonkers KA. Co-morbid major depression and generalized anxiety disorders in the National Comorbidity Survey follow-up. *Psychol Med*. 2008;38(3):365-74. <https://doi.org/10.1017/S0033291707002012>
55. Jacobson NC, Newman MG. Anxiety and depression as bidirectional risk factors for one another: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychol Bull*. 2017;143:1155-200. <https://doi.org/10.1037/bul0000111>
56. Prado ADS, Kohls E, Baldofski S, Bianchi AS, Trindade LIP, Freitas JL, et al. How are Brazilian university students coping with the COVID-19 pandemic? Results of an online survey on psychosocial well-being, perceived burdens, and attitudes toward social distancing and vaccination. *PLoS One*. 2023;18(4):e0284190. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0284190>
57. Jenkins PE, Ducker I, Gooding R, James M, Rutter-Eley E. Anxiety and depression in a sample of UK college students: a study of prevalence, comorbidity, and quality of life. *J Am Coll Health*. 2020;69(8):813-9. <https://doi.org/10.1080/07448481.2019.1709474>
58. Bai W, Cai H, Liu S, Chen X, Sha S, Cheung T, et al. Anxiety and depressive symptoms in college students during the late stage of the COVID-19 outbreak: A network approach. *Transl Psychiatry*. 2021;11(1):1-7. <https://doi.org/10.1038/s41398-021-01738-4>
59. Vries YA, Al-Hamzawi A, Alonso J, Andrade LH, Benjet C, Bruffaerts R, et al. Transdiagnostic development of internalizing psychopathology throughout the life course up to age 45: a World Mental Health Surveys report. *Psychol Med*. 2022;52(11):2134-43. <https://doi.org/10.1017/S0033291720004031>
60. Furukawa TA, Kawakami N, Saitoh M, Ono Y, Nakane Y, Nakamura Y, et al. The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *Int J Methods Psychiatr Res*. 2008;17(3):152-8. <https://doi.org/10.1017/s0033291702006700>
61. Finn JA, Ben-Porath YS, Tellegen A. Dichotomous versus polytomous response options in psychopathology assessment: method or meaningful variance? *Psychol Assess*. 2015;27(1):184-93. <https://doi.org/10.1037/pas0000044>
62. Hilbert S, Küchenhoff H, Sarubin N, Nakagawa TT, Bühner M. The influence of the response format in a

personality questionnaire: An analysis of a dichotomous, a Likert-type, and a visual analogue scale. *TPM Test Psychom Methodol Appl Psychol*. 2016;23(1):3-24. <https://doi.org/10.4473/TPM23.1.1>

63. Simms LJ, Zelazny K, Williams TF, Bernstein L. Does the number of response options matter? Psychometric perspectives using personality questionnaire data. *Psychol Assess*. 2019;31(4):557-66. <https://doi.org/10.1037/pas0000648>

64. Hides L, Lubman DI, Devlin H, Cotton S, Aitken C, Gibbie T, et al. Reliability and validity of the Kessler 10 and Patient Health Questionnaire among injecting drug users. *Aust N Z J Psychiatry*. 2007;41(2):166-8. <https://doi.org/10.1080/00048670601109949>

## Contribuição dos autores

**Concepção e desenho da pesquisa:** Jaqueline Galdino Albuquerque Perrelli, Gabriel Vinícius Souza de Vasconcelos, Jéssica Rodrigues Correia e Sá, Pollyanna Fausta Pimentel de Medeiros, Roberta Uchôa, Zila Sanchez. **Obtenção de**

**dados:** Jaqueline Galdino Albuquerque Perrelli, Gabriel Vinícius Souza de Vasconcelos, Jéssica Rodrigues Correia e Sá, Pollyanna Fausta Pimentel de Medeiros. **Análise e interpretação dos dados:** Jaqueline Galdino Albuquerque Perrelli, Gabriel Vinícius Souza de Vasconcelos, Jéssica Rodrigues Correia e Sá, Zila Sanchez. **Análise estatística:**

Jaqueline Galdino Albuquerque Perrelli. **Obtenção de financiamento:** Jaqueline Galdino Albuquerque Perrelli, Pollyanna Fausta Pimentel de Medeiros, Roberta Uchôa. **Redação do manuscrito:** Jaqueline Galdino Albuquerque Perrelli, Gabriel Vinícius Souza de Vasconcelos, Jéssica Rodrigues Correia e Sá, Roberta Uchôa, Zila Sanchez.

**Revisão crítica do manuscrito quanto ao conteúdo intelectual importante:** Jaqueline Galdino Albuquerque Perrelli, Pollyanna Fausta Pimentel de Medeiros, Roberta Uchôa, Zila Sanchez. **Outros (digitação e conferência do**

**banco de dados):** Gabriel Vinícius Souza de Vasconcelos. **Todos os autores aprovaram a versão final do texto.**

**Conflito de interesse: os autores declararam que não há conflito de interesse.**

Recebido: 04.10.2023

Aceito: 24.03.2024

Editora Associada:  
Rosana Aparecida Spadoti Dantas

Copyright © 2024 Revista Latino-Americana de Enfermagem


Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Licença Creative Commons CC BY.

Esta licença permite que outros distribuam, remixem, adaptem e criem a partir do seu trabalho, mesmo para fins comerciais, desde que lhe atribuam o devido crédito pela criação original. É a licença mais flexível de todas as licenças disponíveis. É recomendada para maximizar a disseminação e uso dos materiais licenciados.

Autor correspondente:

Jaqueline Galdino Albuquerque Perrelli

E-mail: jaqueline.albuquerque@ufpe.br

 <https://orcid.org/0000-0003-4934-1335>