

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
“JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS

Programa de Pós-Graduação em Psicologia do Desenvolvimento e
Aprendizagem

SILVIA REGINA CASSAN BONOME VANZELLI

**ANSIEDADE MATEMÁTICA E ESTATÍSTICA: EVIDÊNCIAS
PSICOMÉTRICAS E INFLUÊNCIAS NA ESCOLHA PROFISSIONAL DE
UNIVERSITÁRIOS BRASILEIROS**

Bauru
2025

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
“JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS

Programa de Pós-Graduação em Psicologia do Desenvolvimento e
Aprendizagem

SILVIA REGINA CASSAN BONOME VANZELLI

**ANSIEDADE MATEMÁTICA E ESTATÍSTICA: EVIDÊNCIAS
PSICOMÉTRICAS E INFLUÊNCIAS NA ESCOLHA PROFISSIONAL DE
UNIVERSITÁRIOS BRASILEIROS**

Tese apresentada à Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” – Programa de Pós-Graduação em Psicologia do Desenvolvimento e Aprendizagem, área de concentração Desenvolvimento: Comportamento e saúde.

Orientadora: Prof.^a Dr.^a Flávia H. Santos.

Coorientadora: Prof. Dr.^a Mariuche Rodrigues de Almeida Gomides

Bauru
2025

Bonome Vanzelli, Sílvia Regina Cassan.
Ansiedade matemática e estatística:
evidências psicométricas e influências na
escolha profissional de universitários
brasileiros/ Sílvia Regina Cassan Bonome
Vanzelli. - Bauru, 2025
168f.: il.

Tese (Doutorado)-Universidade Estadual
Paulista (Unesp), Faculdade de Ciências, Bauru
Orientadora: Flávia Heloísa dos Santos

1. Ansiedade Matemática. 2. Ansiedade
Estatística. 3. Estudantes Universitários. 4.
Escolhas de carreira. 5. STEM e não-STEM. I.
Universidade Estadual Paulista. Faculdade de
Ciências. II. Título.

ATA DA DEFESA PÚBLICA DA TESE DE DOUTORADO DE SILVIA REGINA CASSAN BONOME VANZELLI, DISCENTE DO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM PSICOLOGIA DO DESENVOLVIMENTO E APRENDIZAGEM, DA FACULDADE DE CIÊNCIAS - CÂMPUS DE BAURU

Aos 22 dias do mês de setembro do ano de 2025, às 9h, por meio de Videoconferência, realizou-se a defesa de TESE DE DOUTORADO de SILVIA REGINA CASSAN BONOME VANZELLI intitulada **"Ansiedade Matemática e Estatística: Evidências Psicométricas e Influências na Escolha Profissional de Universitários Brasileiros"**. A Comissão Examinadora foi constituída pelos seguintes membros: Profa. Dra. FLÁVIA HELOÍSA DOS SANTOS (Orientador(a) - Participação Virtual) do(a) School of Psychology / University College Dublin, Prof. Dr. EMERSON DIÓGENES DE MEDEIROS (Participação Virtual) do(a) Departamento de Psicologia / Universidade Federal do Delta do Parnaíba, Profa. Dra. SANDRA LEAL CALAIS (Participação Virtual) do(a) Departamento de Psicologia / Faculdade de Ciências Unesp Campus de Bauru. Após a exposição pela doutoranda e arguição pelos membros da Comissão Examinadora que participaram do ato, de forma presencial e/ou virtual, a discente recebeu o conceito final **Aprovada**. Nada mais havendo, foi lavrada a presente ata, que após lida e aprovada, foi assinada pelo(a) Presidente(a) da Comissão Examinadora.

Flavia H
Santos

Digitally signed by Flavia
H Santos
Date: 2025.12.05 17:04:27
Z

Profa. Dra. FLÁVIA HELOÍSA DOS SANTOS

À minha filha Sarah, luz que ilumina cada passo do meu caminho;
ao meu marido Leandro, por sua parceria, paciência e amor;
e à minha mãe Teresa, pela força, sabedoria e apoio incondicional.

Esta conquista também é de vocês.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela crença de que algo maior me auxilia nos momentos difíceis.

Agradeço à minha família, pelo amor e, principalmente, pela paciência em relação às ausências durante todo o percurso de 06 anos entre mestrado e doutorado.

À minha orientadora Prof^a. Dra. Flávia H. Santos e coorientadora Prof^a. Dra. Mariuche Gomides pelas contribuições valiosas, calma e apoio constante, incentivando e me dando confiança no desenvolvimento deste trabalho.

Aos Professores Dr. Emerson Diógenes de Medeiros, Prof. Dra. Sandra Callais e Prof. Dr. Hugo Cardoso, que integraram as bancas de qualificação e/ou defesa deste doutorado, agradeço pelo tempo, leitura atenta e valiosas contribuições que enriqueceram este trabalho.

Aos queridos colegas do PPG, em especial à Dra. Angélica Trassi, Me. Éder Ricardo da Silva e Ma. Paloma Fava, que tanto me ouviram e acolheram nos momentos de cansaço e dificuldade.

Aos meus diretores, coordenadores, colegas professores e alunos da escola e da faculdade, que sempre me auxiliaram e se mantiveram próximos, me acolhendo em demandas tanto do trabalho como do próprio doutorado.

A todos os professores, coordenadores e alunos participantes dessa pesquisa. Obrigada por acreditarem na educação e na ciência, pois, mesmo diante das dificuldades de se fazer pesquisa no Brasil, é por meio delas que avançamos na garantia de direitos e promoção da equidade.

Por fim, à UNESP-Bauru e à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES), pelo apoio aos alunos de Instituições Públicas, sem o qual este trabalho não teria sido possível.

A todos que, de forma direta ou indireta, contribuíram para a realização deste trabalho, deixo aqui minha gratidão.

*“Não somos apenas o que sonhamos ser,
mas também o que ousamos escolher,
apesar dos nossos medos.”*

Inspirado em Jean Paul-Sartre

BONOME-VANZELLI, Silvia Regina Cassan. **Ansiedade matemática e estatística: evidências psicométricas e influências na escolha profissional de universitários brasileiros**. 168f. Tese (Doutorado em Psicologia do Desenvolvimento e Aprendizagem) – UNESP, Faculdade de Ciências, Bauru. 2025.

RESUMO

O enfrentamento de conteúdos quantitativos no ensino superior pode gerar vivências emocionais negativas, como a ansiedade matemática (AM) e a ansiedade estatística (AE), comprometendo o desempenho acadêmico e influenciando decisões de carreira. Essas formas específicas de ansiedade têm despertado crescente interesse na literatura internacional, mas ainda carecem de investigações aprofundadas e instrumentos validados no contexto brasileiro. O presente estudo teve como objetivo investigar a AM e a AE, suas evidências psicométricas e as influências dessas variáveis na escolha profissional de universitários brasileiros por meio de 3 estudos os dois primeiros examinaram as propriedades psicométricas da AMAS (Abbreviated Mathematics Anxiety Scale) e da SAS (Statistical Anxiety Scale) respectivamente, o terceiro investigou as influências da AM e AE na escolha de carreira em diferentes cursos de graduação, divididos por carga matemática de disciplinas obrigatórias. O estudo foi encaminhado e aceito pelo comitê de ética em pesquisa. A amostra contou com 951 universitários das 5 regiões brasileiras com recortes (Estudo 1: $n = 646$; estudos 2 e 3, $n = 451$), obtidos após aplicação de critérios de exclusão. Os participantes responderam a um formulário on-line, que incluiu as duas escalas principais (AMAS e SAS) e variáveis gerais e específicas, relacionadas à matemática, além do questionário sociodemográfico e de questões sobre as áreas acadêmicas. As análises incluíram estatísticas descritivas, comparativas, correlações e modelos de regressão logística e linear hierárquica. Os resultados revelaram que maiores níveis de ansiedade, aliados a baixa autoeficácia e pouco gosto pela matemática, aumentam a probabilidade da não escolha e evasão de áreas STEM. Os resultados confirmaram a validade e confiabilidade da AMAS e da SAS no Brasil, ambas com estrutura bifatorial e diferenças estatísticas significativas por gênero. Além disso, mostrou que estudantes de cursos com baixa carga matemática apresentaram maiores níveis de AM e AE, enquanto os de alta carga tiveram maior autoeficácia, gosto e desempenho. A AM e a ansiedade de teste foram identificadas como preditoras da AE, enquanto a autoeficácia matemática se destacou como fator protetivo. Os achados reforçam a natureza multidimensional de AM e AE, sua associação com crenças de autoeficácia e com variáveis afetivo-cognitivas. A pesquisa contribui ao oferecer instrumentos validados para o contexto brasileiro, aprofundar a compreensão das interfaces emocionais com o aprendizado quantitativo e propor subsídios para práticas educacionais e de orientação profissional mais eficazes. Limitações incluem o delineamento transversal, a amostragem online não probabilística e o uso de medidas autorreferenciadas. Sugere-se que futuros estudos longitudinais e intervenções aplicadas possam aprofundar a compreensão e ampliar estratégias de apoio a estudantes vulneráveis. Conclui-se que AM e AE são construtos centrais para explicar trajetórias acadêmicas e escolhas profissionais, influenciados por gênero, autoeficácia e motivação.

Palavras-chave: Ansiedade Matemática; Ansiedade Estatística; Estudantes Universitários; Escolha de carreira; STEM e não-STEM.

BONOME-VANZELLI, Silvia Regina Cassan. **Mathematics and Statistics Anxiety: Psychometric Evidence and Influences on the Career Choice of Brazilian University Students**. 168p. (Ph.D. in Developmental and Learning Psychology) – UNESP, Faculty of Sciences, Bauru. 2024.

ABSTRACT

Confronting quantitative content in higher education can generate negative emotional experiences, such as math anxiety (MA) and statistical anxiety (SA), compromising academic performance and influencing career decisions. These specific forms of anxiety have generated growing interest in the international literature, but they still lack in-depth research and validated instruments in the Brazilian context. This study aimed to investigate MA and SA, their psychometric evidence, and the influence of these variables on the career choices of Brazilian university students through three studies. The first two examined the psychometric properties of the AMAS (Abbreviated Mathematics Anxiety Scale) and the SAS (Statistical Anxiety Scale), respectively. The third investigated the influence of MA and SA on career choices in different undergraduate programs, divided by the mathematics load of required courses. The study was submitted to and accepted by the research ethics committee. The sample comprised 951 university students from the five Brazilian regions (Study 1: $n=646$; Studies 2 and 3, $n=451$), obtained after applying exclusion criteria. Participants completed an online form, which included the two main scales (AMAS and SAS), general and specific variables related to mathematics, in addition to a sociodemographic questionnaire and questions about academic fields. The analyses included descriptive and comparative statistics, correlations, and logistic and hierarchical linear regression models. The results revealed that higher levels of anxiety, combined with low self-efficacy and little interest in mathematics, increase the likelihood of not choosing and dropping out of STEM fields. The results confirmed the validity and reliability of the AMAS and SAS in Brazil, both with a bifactor structure and significant statistical differences by gender. Furthermore, it showed that students in courses with a low mathematics load had higher levels of MA and SE, while those with a high load had higher self-efficacy, interest, and performance. MA and test anxiety were identified as predictors of SE, while mathematical self-efficacy emerged as a protective factor. The findings reinforce the multidimensional nature of MA and SE, their association with self-efficacy beliefs and affective-cognitive variables. This research contributes by offering validated instruments for the Brazilian context, deepening the understanding of the emotional interfaces with quantitative learning, and proposing support for more effective educational and career guidance practices. Limitations include the cross-sectional design, non-probability online sampling, and the use of self-reported measures. We suggest that future longitudinal studies and applied interventions could deepen understanding and expand support strategies for vulnerable students. We conclude that MA and SE are central constructs in explaining academic trajectories and career choices, influenced by gender, self-efficacy, and motivation.

Keywords: Math Anxiety; Statistics Anxiety; College Students; Career choices; STEM and Non-STEM

Sumário

1. INTRODUÇÃO GERAL	15
1.1 A Matemática e a Estatística no mundo contemporâneo.....	16
1.2 Ansiedade Matemática: causas, impactos e caminhos de enfrentamento	20
1.3 Ansiedade Estatística: Dimensões do fenômeno e perspectivas pedagógicas.....	24
1.4 Articulações entre AM, AE e variáveis psicossociais	27
1.5 REFERÊNCIAS	32
2. ESTUDO 1.....	38
2.1 INTRODUÇÃO	39
2.1.1 Histórico e Características da Ansiedade Matemática (AM)	39
2.1.2 A relação entre a AM e Desempenho matemático e a escolha de carreira.....	40
2.1.3 Ansiedade matemática e gênero	42
2.1.4 Avaliação da AM em universitários.....	43
2.2 OBJETIVOS.....	45
2.2.1 Objetivo Geral	45
2.2.2 Objetivos Específicos.....	45
2.3 METODOLOGIA	46
2.3.1 Participantes, critérios de inclusão e exclusão	46
2.3.2 Procedimentos Éticos	49
2.3.3 Procedimentos de Coleta de Dados	49
2.3.4 Instrumentos	50
2.3.5 Análise de dados.....	52
2.4 RESULTADOS.....	54
2.4.1 Estrutura interna e confiabilidade da AMAS	54
2.4.2 Validade Discriminante (comparação entre grupos)	57
2.4.3 Validade Convergente (correlação com outras variáveis).....	58
2.5 DISCUSSÃO.....	60
2.6 REFERÊNCIAS	66
3. ESTUDO 2.....	74
3.1 INTRODUÇÃO	75
3.1.1 Conceito, antecedentes e fatores associados à AE	75
3.1.2 Distinções e sobreposições entre AE e AM	77
3.1.3 Instrumentos de avaliação da AE em universitários.....	78
3.2 OBJETIVOS.....	81
3.2.1 Objetivo Geral	81
3.2.2 Objetivos Específicos.....	81

3.3 METODOLOGIA	81
3.3.1 Participantes e critérios de inclusão e exclusão.....	81
3.3.2 Procedimentos Éticos	83
3.3.3 Procedimentos de Coleta de Dados	83
3.3.4 Instrumentos	84
3.4 RESULTADOS.....	89
3.4.1 Análises da estrutura interna e confiabilidade da SAS.....	89
3.4.2 Evidências de validade discriminante da SAS: Comparação entre grupos segundo o gênero e áreas do curso não-STEM e STEM	93
3.4.3 Análise de validade convergente da SAS.....	95
3.5 DISCUSSÃO.....	96
3.6 REFERÊNCIAS	103
4. ESTUDO 3.....	108
4.1 INTRODUÇÃO	109
4.2 OBJETIVOS.....	113
4.2.1 Objetivo Geral	113
4.2.2 Objetivos Específicos.....	113
4.3 METODOLOGIA	114
4.3.1 Participantes	114
4.3.2 Procedimentos Éticos	115
4.3.3 Procedimentos de coleta de dados.....	115
4.3.4 Instrumentos	115
4.3.5 Análise de dados.....	118
4.4 RESULTADOS.....	120
4.4.1 Caracterização da amostra.....	120
4.4.2 Análises descritivas e comparativas por grupos divididos pela carga matemática ..	122
4.4.3 Comparações entre os gêneros	123
4.4.4 Análises preditivas	125
4.5 DISCUSSÃO.....	131
4.6 REFERÊNCIAS	139
5. DISCUSSÃO GERAL	143
5.1 REFERÊNCIAS	147
APÊNDICES	150
ANEXOS	157

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Lista e número de participantes por cursos STEM (n= 342)	47
Figura 2. Lista e número de participantes por cursos n-STEM (n=304).....	48
Figura 3. Modelo bifatorial da AMAS (AFC, estimador DWLS-robusto). Fator 1= Ansiedade de Aprendizagem; Fator 2 = Ansiedade de Avaliação. Valores indicam as cargas fatoriais padronizadas e variâncias residuais.....	56
Figura 4. Matriz de correlação entre AM e variáveis de interesse (Pearson r, IC95% BCa).....	59
Figura 5. Características sociodemográficas da amostra brasileira (n= 451 estudantes	82
Figura 6. Modelo bifatorial da SAS (AFC, estimador DWLS-robusto). Ft1= Exame; Ft2 = Pedir Ajuda. Valores indicam as cargas fatoriais padronizadas e variâncias residuais.	91
Figura 7. Coeficientes de confiabilidade da SAS (α de Cronbach e ω de McDonald) com IC95% BCa.....	92
Figura 8. Médias dos Escores da SAS por gênero e área do curso (n-STEM e STEM)	94
Figura 9. Mapa de calor das correlações entre as variáveis do estudo (N= 451).	95
Figura 10. Número de participantes por região do Brasil.	120
Figura 11. Redes de correlações entre as variáveis específicas da matemática e ansiedades (a) e entre variáveis gerais (b).	126

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estudos anteriores de validação da AMAS em universitários.....	44
Tabela 2. Características sociodemográficas da amostra (n= 646 estudantes).....	46
Tabela 3. Comparação dos índices de ajuste dos modelos unifatorial e bifatorial da AMAS.....	55
Tabela 4. Cargas fatoriais padronizadas dos itens da AMAS (AFC, n= 646).....	55
Tabela 5. Consistência interna (α e ω) da AMAS e fatores Aprendizagem e Avaliação	56
Tabela 6. Resultados do Teste t de amostras independentes para a AM separados por gênero e cursos (STEM e n-STEM)	57
Tabela 7. Correlação entre as variáveis de interesse	58
Tabela 8. Interpretação da correlação entre as variáveis de interesse	59
Tabela 9. Distribuição dos participantes (N=451) por cursos STEM e não-STEM.....	83
Tabela 10. Comparação de ajuste dos modelos da SAS (AFC)	89
Tabela 11. Cargas fatoriais padronizadas dos itens da SAS (AFC, n= 451)	90
Tabela 12. Análise de Confiabilidade da SAS.....	92
Tabela 13. Comparação da SAS entre homens e mulheres	93
Tabela 14. Comparação da SAS entre grupos STEM e não-STEM.....	94
Tabela 15. Cursos agrupados por nível de exigência matemática na formação e número (%) de participantes por grupo.	121
Tabela 16. Resultados descritivos das variáveis analisadas por grupos de cargas matemáticas	122
Tabela 17. Divisão por gênero entre os grupos de cargas matemáticas	123
Tabela 18. Comparações dos estudantes entre gêneros (feminino e masculino) para as variáveis estudadas	124
Tabela 19. Correlação entre as variáveis gerais e específicas em matemática.....	125
Tabela 20. Regressão logística ordinal hierárquica para predição da escolha de cursos por carga matemática (G-Baixa, G-Média, G-Alta).....	127
Tabela 21. Regressão logística ordinal hierárquica para predição da escolha de cursos por carga matemática (G-Baixa, G-Média, G-Alta).....	128
Tabela 22. Regressão linear hierárquica (Bloco 1 – variáveis gerais preditoras da Ansiedade Estatística).....	129
Tabela 23. Regressão linear (Bloco 2 – variáveis gerais + específicas da matemática e interações).....	130
Tabela 24. Comparação hierárquica entre modelos.....	131

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- AE** – Ansiedade Estatística
- AIC** – Akaike Information Criterion (Critério de Informação de Akaike)
- AM** – Ansiedade Matemática
- AMAS** – *Abbreviated Math Anxiety Scale*
- β** – Coeficiente Beta (regressão)
- BIC** – Bayesian Information Criterion (Critério de Informação Bayesiano)
- CFI** – *Comparative Fit Index* (Índice de Ajuste Comparativo)
- CRP** – Conselho Regional de Psicologia
- DCNs** – Diretrizes Curriculares Nacionais
- EA** – Escala de Ansiedade
- ENADE** – Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes
- GAD-7** – *Generalized Anxiety Disorder Scale - 7 items*
- GSE** – *General Self-Efficacy Scale* (Escala de Autoeficácia Geral)
- IC95%** – Intervalo de Confiança de 95%
- INEP** – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira
- JASP** – *Jeffrey's Amazing Statistics Program*
- KMO** – *Kaiser-Meyer-Olkin* (Índice de adequação amostral)
- MGCFA** – *Multigroup Confirmatory Factor Analysis*
- NFI** – *Normed Fit Index*
- n-STEM** – Cursos fora da área de Ciência, Tecnologia, Engenharia e Matemática
- OCDE** – Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
- PISA** – *Programme for International Student Assessment*
- p** – Nível de significância estatística (probabilidade)
- r** – Coeficiente de Correlação de Pearson
- RMSEA** – *Root Mean Square Error of Approximation*
- SAS** – *Statistical Anxiety Scale*
- SAEB** – Sistema de Avaliação da Educação Básica
- SD** – *Standard Deviation* (Desvio Padrão)
- SPSS** – *Statistical Package for the Social Sciences*
- SRMR** – *Standardized Root Mean Square Residual*
- STEM** – *Science, Technology, Engineering and Mathematics*
- TAI** – *Test Anxiety Inventory* (Inventário de Ansiedade frente a Testes)
- TLI** – *Tucker-Lewis Index*

UCD – University College Dublin

UNESP – Universidade Estadual Paulista

ω – Ômega de McDonald (confiabilidade)

Z – Escore padronizado (*Z-score*)

α – Alfa de Cronbach (confiabilidade)

1. INTRODUÇÃO GERAL

1. INTRODUÇÃO GERAL

A presente tese aborda as relações entre Ansiedade Matemática (AM), Ansiedade Estatística (AE) e variáveis afetivo-cognitivas frente a conteúdos quantitativos nas mais diversas áreas do ensino superior. Identificando-se a matemática e a estatística como áreas centrais na formação acadêmica e nas demandas profissionais contemporâneas, investiga-se como experiências emocionais negativas em disciplinas quantitativas podem influenciar o desempenho, o engajamento e as escolhas de carreira de estudantes universitários brasileiros. A seguir apresenta-se o panorama geral da matemática e estatística, contextualizando a relevância do tema.

1.1 A Matemática e a Estatística no mundo contemporâneo

O contexto atual, marcado pelo avanço das tecnologias da informação e pela centralização de dados, faz dos números base para a tomada de decisões. A presente sociedade que se orienta pelos dados, está alicerçada nos fluxos constantes das estatísticas, dos indicadores e algoritmos, os quais passam a influenciar desde as políticas públicas até as escolhas em relação ao próprio consumo. Nesse contexto, o saber matemático e estatístico vai para além das salas de aula, se tornando indispensável à criticidade e inserção no mercado de trabalho (Kaufmann *et al.*, 2022; Valle *et al.*, 2021). Esse cenário mostra o quanto o conhecimento estatístico se torna cada vez mais essencial na vida cotidiana.

Conceitos estatísticos são importantes e presentes, como vistos durante a pandemia de COVID-19, com expressões como intervalos de confiança, curvas de contágios e taxas de mortalidade eram divulgadas constantemente por diferentes setores sociais. Interpretar esses dados foi crucial para a compreensão das realidades que se apresentavam e à orientação de medidas adequadas de saúde pública. Situações semelhantes vêm acontecendo em debates contemporâneos sobre economia digital, inteligência artificial e mudanças climáticas, temas que requerem competências estatísticas tanto para a avaliação dos riscos como para a interpretação dos dados e proposição de soluções com foco na sustentabilidade, principalmente (OECD, 2023).

Diante desse cenário, as instituições superiores assumem um papel central na formação de profissionais capazes de interpretar dados complexos, comunicar evidências e com isso decisões fundamentadas cientificamente. Porém, essa exigência encontra barreiras que podem ser cognitivas e até emocionais, especialmente por se tratar de conteúdos quantitativos. A AM e a AE, que serão discutidas à frente, configuram-se como

expressões dessas barreiras, afetando tanto a aprendizagem no cotidiano educacional quanto a trajetória profissional futura (OECD, 2023; Valle *et al.*, 2021).

Além do papel das instituições, a relação entre o desempenho quantitativo e desenvolvimento social é evidenciada nas avaliações internacionais. Assim, o impacto global da formação estatística pode ser percebido em relatórios internacionais que avaliam os índices do ensino, os quais associam o domínio quantitativo, por exemplo, ao desenvolvimento socioeconômico dos países. Nações que buscam alcançar maiores avanços em tecnologia, competitividade econômica e índices mais elevados de bem-estar social, são aquelas que investem em ensino de qualidade, principalmente nas áreas STEM (*Science, Technology, Engineering e Mathematics*, acrônimo em inglês), que em português são reconhecidas como Ciências, Tecnologia, Engenharia ou Matemática, as chamadas Ciências Exatas (OECD, 2023).

Por outro lado, aqueles que possuem déficits na formação quantitativa encontram-se em desvantagem tanto no cenário mundial como nas desigualdades internas. Esse ciclo pode ser afetado significativamente pela qualidade da educação em matemática tanto no Brasil quanto no mundo, como demonstram os preocupantes dados do PISA realizado no ano de 2022 (OECD, 2023).

O Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) é uma iniciativa da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD) desde 2000, que propõe a cada três anos uma avaliação a alunos de 15 e 16 anos nas disciplinas de leitura, matemática e ciências. Os resultados mais recentes revelaram disparidades preocupantes e reforçam a urgência de políticas públicas educacionais mais eficazes.

O desempenho insatisfatório não é visto apenas no Brasil, dos 81 países e economias participantes do PISA 2022, apenas 16 tiveram mais de 10% dos estudantes que atingiram o Nível 5 ou 6 em proficiência matemática. “Seis países e economias asiáticas tiveram as maiores proporções de estudantes com esse desempenho: Singapura (41%), Taipé Chinês (32%), Macau-China (29%), Hong Kong-China, (27%), Japão (23%) e Coreia (23%)”, (Brasil, 2023, p. 10). Esses números refletem um grande impacto negativo na educação em matemática no Brasil e no mundo (Brasil, 2023). Além da comparação internacional, os dados brasileiros indicam uma realidade ainda mais desafiadora.

Resumindo, o PISA 2022 admite um declínio global entre 2018 e 2022 evidenciando uma concentração de alto desempenho em poucos sistemas educacionais, reforçando a necessidade de políticas mais sustentáveis com formação contínua dos

docentes e currículos que possuam não apenas as competências de resolução de problemas, mas também de conhecimentos de dados (OECD, 2023; Kaufmann *et al.*, 2022; Valle *et al.*, 2021). No Brasil a distribuição de proficiência mostrou 72,2 % dos alunos no nível 1 e 16,7% no nível 2, ou seja, índice extremamente abaixo da autonomia matemática necessária para o bom desenvolvimento na disciplina. Na outra ponta, apenas 0,6% dos estudantes brasileiros obtiveram nível 5 ou 6 em desempenho matemático em relação à média mundial de 9% (Brasil, 2023).

Na matemática, a prova classifica os estudantes em níveis de proficiência, do 1, que avalia se alunos conseguem executar tarefas simples como compreensão de números iniciais e operações básicas, ao nível 6, em que há proficiência excepcional, com a capacidade de resolução de problemas altamente complexos, aplicação de conceitos em situações desconhecidas, exigindo raciocínio abstrato e sofisticado (OECD, 2023).

No mesmo relatório, seis em cada 10 estudantes brasileiros se identificaram como “muito nervosos” ao resolver problemas matemáticos, deixando o Brasil na 6ª maior colocação do mundo em AM, com 57,2% dos estudantes avaliados em relação à média mundial de 39,4% (OECD, 2023), deixando mais uma vez a evidência da retroalimentação do ciclo de AM entre as variadas faixas etárias, bem como reforçando a importância de fatores afetivo-motivacionais nas políticas e práticas pedagógicas. Esses dados indicam que o desempenho em matemática e o sofrimento emocional podem caminhar juntos, reforçando a importância de políticas educacionais integradas.

Além do PISA, dados nacionais do SAEB/INEP (Sistema de Avaliação da Educação Básica) apresentam dificuldades frequentes no ensino médio, o Censo/ENADE (Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes) indicam a evasão elevada e heterogeneidade dos alunos em relação ao raciocínio quantitativo no ensino superior, reforçando o mesmo que ocorre no quadro internacional (Brasil, 2023).

Diante dos dados, o quadro atual indica vulnerabilidade estrutural dos brasileiros na formação matemática, com expressiva parcela dos estudantes sem a autonomia quantitativa necessária, comprometendo na continuidade da aprendizagem e principalmente na inserção do cidadão em uma sociedade cada vez mais orientada por dados (OECD, 2023; Kaufmann *et al.*, 2022; Valle *et al.*, 2021).

Nesse sentido, existem tipos específicos de ansiedades no meio educacional como é o caso da Ansiedade Matemática (AM) e da Ansiedade Estatística (AE). Ambas caracterizadas como fenômenos complexos, essas ansiedades se expressam em reações adversas a partir de comportamentos de medo, apreensão, tensão e preocupação em

contextos quantitativos. Porém, cada construto se manifesta em contextos e demandas específicas, no caso da AM envolvendo conteúdos matemáticos como álgebra, aritmética, trigonometria, entre outros, e na AE, envolvendo conteúdos e práticas estatísticas (Cipora *et al.*, 2022; Moore *et al.*, 2015; Ashcraft; Wang *et al.*, 2015; Krause, 2007; Richardson; Suinn, 1972).

As atitudes em relação à matemática também são afetadas pela AM. Crianças e jovens podem desenvolver aversão à disciplina sentindo-se menos confiantes ao resolver cálculos e problemas. A autoeficácia matemática, ou seja, a confiança de um indivíduo em suas próprias habilidades matemáticas, por sua vez, mostra associação positiva consistente com o desempenho e pode ser alvo de intervenções educacionais. Para tanto, há resultados que sugerem relações causais parciais (Zachariya, 2022). Por outro lado, há indicação de que o alto desempenho também leva a altos níveis de AM, como em sociedades asiáticas, por exemplo (Foley *et al.*, 2017).

Além da matemática, a estatística é compreendida como uma ciência que se utiliza de métodos para coleta, organização, análise e interpretação dos dados, auxiliando em tomadas de decisões, por isso, é obrigatória em grande parte dos cursos de graduação (Trassi *et al.*, 2022; González *et al.*, 2016). Apesar de sua importância, infelizmente a estatística é considerada complexa e desinteressante principalmente para as áreas n-STEM (ciências humanas e ciências sociais), em comparação às áreas STEM (Science, Technology, Engineering, and Mathematics), consideradas no Brasil, as áreas de exatas nas quais os alunos apresentam maior familiaridade com números e análise de dados (Onwuegbuzie; Wilson, 2003, Trassi *et al.*, 2022).

Principalmente em áreas não-STEM, a estatística é tida como disciplina externa ao núcleo de formação. É importante que sejam implementados projetos transversais capazes de aplicar a estatística como um componente concreto da formação, por exemplo, metanálises em psicologia, análise de dados em políticas públicas, experimentos quantitativos em comunicação, dentre outros, o que diminuiria a distância entre a disciplina e a própria prática profissional. Essa nova contextualização reposiciona a estatística como competência da área, diminuindo a AE (Mendes *et al.*, 2024).

Uma revisão sistemática e metanálise reuniu 40 estudos, destacando quatro fatores mediadores e preditores centrais que impactam na relação da AE com o desempenho estatístico de estudantes universitários, as quais estratégias de aprendizagem e autoeficácia são capazes de proteger essa interação que a procrastinação e a autoconsciência das dificuldades podem agravar. Esse cenário confirma que a AE é um

fenômeno global, afetando tanto países em desenvolvimento quanto sistemas educacionais de ponta (Trassi *et al.*, 2022).

Na China, as universidades vêm passando por uma grande transformação, ampliando os números de estudantes principalmente nos cursos de ciências e engenharia, porém, essas instituições estão lidando com altas taxas de reprovação geralmente em cursos que possuem estatística na grade (Zakariya *et al.*, 2022; Smith *et al.*, 2021) tornando-se um desafio para o ensino superior (Wu *et al.*, 2022). É nesse cenário que surgem dois construtos fundamentais para entender as barreiras emocionais à aprendizagem, a AM e a AE.

1.2 Ansiedade Matemática: causas, impactos e caminhos de enfrentamento

Compreender os fatores que melhoram ou limitam a aprendizagem quantitativa deixou de ser preocupação apenas dos professores de matemática ou estatística, tornando-se um desafio para além da escola, de âmbito interdisciplinar. É nesse ponto que o estudo da ansiedade acadêmica ganha importância, ao demonstrar como barreiras emocionais comprometem tanto o desempenho em disciplinas específicas como na formação de competências essenciais à vida escolar, profissional e cidadã (Hernández de la Hera *et al.*, 2023).

O conhecimento de dados não envolve apenas a leitura de gráficos, mas também aprofundamento em questões investigáveis, métricas adequadas, planejamento de informações, dentre outras possibilidades que a estatística proporciona. Em cursos superiores, é desejável que os estudantes tenham a capacidade de traduzir problemas reais em perguntas quantitativas, que sejam aptos a interpretar resultados de forma prudente e comunicável. Afinal, é essa capacidade que permite distinguir a opinião de evidência científica. Diante da educação, quanto mais se investe na aprendizagem quantitativa, menor será o espaço para o medo dessas disciplinas, ou seja, quanto mais acessível for a área, menor será a ativação das ansiedades específicas como a AM e a AE (Kaufmann *et al.*, 2022; Valle *et al.*, 2021).

A ansiedade apresenta-se como fator prejudicial também nos ambientes educacionais, podendo gerar impactos adversos nos alunos, manifestando-se em situações como avaliações e apresentações de trabalhos, afetando negativamente a aprendizagem global, o desenvolvimento acadêmico e profissional no decorrer da vida (Luttenberger *et al.*, 2018). Essa realidade vem sendo documentada em diferentes níveis de ensino e

cursos, com efeitos consistentes sobre desempenho e bem-estar estudantil (Khasawneh *et al.*, 2021).

A AM apresenta um mecanismo clássico de pensamentos inquietantes e constantes que competem por recursos da memória de trabalho, reduzindo consequentemente a capacidade de manter e manipular informações numéricas diante das pressões (Barroso *et al.*, 2021). Essa dificuldade cognitiva pode levar a erros básicos, lentidão e evitação na realização de tarefas, alimentando o ciclo de retroalimentação entre ansiedade e o baixo desempenho (Barroso *et al.*, 2021; Suárez-Pellicioni *et al.*, 2016). Metanálises recentes apontam que o efeito negativo da AM no desempenho é mediado por sobrecarga na atenção e dificuldade de organização das estratégias (Barroso *et al.*, 2021; Cipora *et al.*, 2022).

Especialmente em situações de alta exigência no controle executivo, a dificuldade se intensifica, como em tarefas que exigem a pressão do tempo (tempo de prova por horas determinadas), a atenção voltada para esse tipo de pressão tende a ampliar o foco nos passos procedimentais, isso se agrava quando a tarefa envolve muitas etapas ou a necessidade de alternar procedimentos (Barroso *et al.*, 2021; Suárez-Pellicioni *et al.*, 2016).

Além da questão cognitiva, a AM pode ser modulada por crenças relacionadas ao erro. Estudantes altamente perfeccionistas que associam o erro à sua própria incapacidade, passam a indicar mais ansiedade passando a evitar desafios quantitativos. Intervenções psicoeducativas, que promovem mentalidade de crescimento, isto é, a noção de que as habilidades se desenvolvem por meio da prática, vêm demonstrando reduções significativas na AM e nas crenças que levam ao perfeccionismo desadaptativo (Wu *et al.*, 2022).

Resultados parecidos retratam que a autocompaixão, ou seja, tratar a si mesmo com cuidado diante das falhas atua como fator emocional de proteção., prediz desempenho superior em disciplinas quantitativas, provavelmente por reduzir os pensamentos ruminativos relacionados ao erro, mantendo o engajamento na tarefa (Zhang; Chen, 2021). Em conjunto, esses achados demonstram que a visão sociocognitiva estabelece que as crenças modulam emoções, que por sua vez, modulam o engajamento e o desempenho (Eccles; Wigfield, 2020; Kaufmann *et al.*, 2022; Levpušček; Cukon, 2022). Assim, o sentimento de pertencer, de enxergar-se como alguém que consegue compreender o universo da matemática é um desacelerador da AM.

A fim de reduzir a sensação de ameaça é importante que os climas das salas busquem valorizar o erro, os processos e não apenas as respostas, bem como explicitar a relevância da disciplina para a carreira e para o futuro (Soncini *et al.*, 2022). Em contrapartida, ambientes que enfatizam apenas avaliações somativas e a alta competição podem elevar o custo emocional das aulas, principalmente para estudantes do início de curso superior (Canning *et al.*, 2019).

As consequências comportamentais podem levar a evitação, procrastinação e limitar as próprias escolhas curriculares. A AM frequentemente leva à evitação de tarefas como a procrastinação que alivia a ansiedade, mas comprometem o desempenho em longo prazo (Trassi *et al.*, 2022; Wu *et al.*, 2022).

Há alunos, por exemplo, que se veem mudando de áreas, migrando de cursos com alta carga quantitativa para aqueles percebidos como “menos numéricos”. Um estudo com calouros que introduziu o ensino estatístico (especificamente do RStudio), mostrou queda de ansiedade e melhor engajamento entre os estudantes de matemática e ciências biomédicas, sugerindo que a contextualização prévia da área e suporte inicial aos alunos fazem muita diferença na trajetória, reduzindo a evasão dos cursos (Miller *et al.*, 2024). Nesse contexto, é fundamental o fortalecimento de disciplinas preparatórias e mais humanizadas, as quais são pré-requisitos iniciais (disciplinas base para outras mais complexas) como é o caso de cálculo I e estatística voltada à área do curso, com o apoio de nivelamento e monitorias a alunos dos primeiros semestres das graduações (Theobald, 2020).

A AM, portanto, se mostra como preocupação frequente na psicologia educacional, pois a partir do medo pela matemática expresso por alunos, observa-se cada vez mais a relação negativa e robusta entre essa ansiedade e o desempenho (Barroso *et al.*, 2021, Cipora *et al.*, 2022). Trata-se, portanto, de um fenômeno já documentado na psicologia educacional.

Diante disso, a AM afeta alunos desde o ensino básico (fundamental e médio) até a universidade (Harari *et al.*, 2013), estudos vêm buscando evidências para essa realidade. Uma metanálise realizada com estudantes em idade escolar indicou correlação negativa moderada entre AM e desempenho, sugerindo que dentre esses estudantes, aqueles que apresentavam mais AM, tendiam a aprender menos, sobretudo diante de tarefas mais complexas (Foley *et al.*, 2017, Namkung *et al.*, 2019).

É importante destacar que essa relação bidirecional entre AM e desempenho ocorre, em grande medida, ao longo do desenvolvimento, com evidências desde a

educação básica ao ensino superior. Na universidade, a AM tem sido observada em diferentes cursos, com impactos relatados sobre tarefas quantitativas essenciais (Austerberry *et al.*, 2024; Namkung *et al.*, 2019).

Khasawneh *et al.* (2021) analisaram o impacto da AM em estudantes universitários de enfermagem que precisavam da matemática nos cálculos para a administração de medicações em pacientes durante a prática profissional, a amostra apresentou 70% dos participantes com nível médio em AM e 20% com nível alto. Os autores observaram, também, uma correlação positiva significativa entre autoeficácia dos alunos nos cálculos dos medicamentos e o respectivo desempenho matemático (McMullan *et al.*, 2012).

Esse exemplo da enfermagem evidencia como a ansiedade matemática ultrapassa as fronteiras da sala de aula. Ao comprometer cálculos essenciais para a prática profissional, ela adquire uma dimensão ética e social, interferindo na qualidade do cuidado e até na segurança de pacientes. Situação semelhante pode ser observada em engenharias, psicologia e outras áreas, onde a estatística e a matemática são ferramentas indispensáveis para decisões técnicas e científicas (Cipora *et al.*, 2022; Moore *et al.*, 2015; Wang *et al.*, 2015; Ashcraft; Krause, 2007; Richardson; Suinn, 1972).

Assim, a confiança, o valor e as dificuldades em relação à matemática têm influência no comportamento e no desempenho nessa disciplina, ou seja, quanto maior a confiança e a valorização atribuídas à matemática, menores são as dificuldades percebidas e melhor é o desempenho. Esses fatores estão intimamente ligados à autopercepção em matemática. Investir nessa percepção pode resultar em maior habilidade na disciplina, superação da AM e até mesmo influenciar as escolhas de carreira futuras (Khasawneh *et al.*, 2021).

Estudos apoiam que baixo desempenho e ansiedade elevada deteriora a aprendizagem quantitativa e para que esse ciclo se rompa, são necessárias ações coordenadas primeiramente diante do currículo e da docência, com ênfase na resolução de problemas, na interpretação de dados e em aplicações reais. Em seguida, no apoio pedagógico, com intervenções capazes de abordar essas ansiedades específicas bem como ansiedade de teste e autoeficácia. E em terceiro, requer avaliação e monitoramento, com o uso de métricas validadas e comparáveis, a exemplo as escalas de Ansiedade Matemática (AMAS – *Abbreviated Math Anxiety Scale*; Hopko *et al.*, 2003) e de Ansiedade Estatística (SAS – *Statistical Anxiety Scale*, O’Bryant *et al.*, 2021) as quais, se adequadamente utilizadas, podem orientar políticas e práticas (Kaufmann *et al.*, 2022;

Levpušček; Cukon, 2022). Essa síntese justifica os três estudos da presente tese, que serão especificados à frente.

Por sua vez, a autoeficácia é influenciada pelas experiências de domínio a partir do sucesso em tarefas, pelos modelos de alunos e professores resolvendo as atividades e demonstrando saber sobre elas, através da persuasão social, com feedbacks específicos, e estados fisiológicos adequados, sabendo manejar o estresse, por exemplo. Tais estratégias se traduzem em técnicas muito evidenciadas, a saber: a. sequenciamento progressivo de problemas, b. modelagem explícita de raciocínio, c. feedback orientado ao processo; d. janelas de prática sem punição. Esses elementos têm demonstrado quedas na AM e AE. (Trassi *et al.*, 2022).

Ainda, diante de tais estratégias, ambientes em que o erro é tratado como informativo e não falha, há maior segurança psicológica. Nesses locais, geralmente se apoia o processo, com realização de rascunhos, justificativa das estratégias utilizadas, premiação da revisão e não do resultado, o que passa a reduzir o medo de julgamento sobre as tarefas realizadas e da evitação. Para estudantes de minorias socioculturais, essa metodologia amplia o sentimento de pertencimento, diminuindo a ameaça, mediadores consistentes da autoeficácia e do engajamento nas atividades (Kaufmann *et al.*, 2022; Levpušček; Cukon, 2022; Leibowitz *et al.*, 2020).

Nesse contexto, em que as metodologias pedagógicas podem reduzir ou acentuar o medo em situações de aprendizagem, apresenta-se a estatística como um campo também sensível.

1.3 Ansiedade Estatística: Dimensões do fenômeno e perspectivas pedagógicas

A estatística, mais do que uma disciplina curricular, é uma linguagem universal para a leitura crítica do mundo. Porém, ela é inserida tardiamente na formação acadêmica e a maneira como é ensinada na maioria das vezes alimenta percepções de complexidade e distanciamento. Toda essa realidade torna os estudantes mais vulneráveis à manifestação da AE, que, como na AM, pode comprometer o desempenho, diminuir a autoconfiança e influenciar na escolha de carreira ou na continuidade do curso selecionado (Cipora *et al.*, 2022; Moore *et al.*, 2015; Wang *et al.*, 2015; Ashcraft; Krause, 2007; Richardson; Suinn, 1972).

A AE, portanto, não se trata apenas de uma simples dificuldade em lidar com fórmulas ou cálculos, mas envolve crenças sobre si, expectativas (muitas vezes negativas) sobre a disciplina e até a maneira como os alunos projetam a identidade profissional.

Procrastinação, baixa autoeficácia e a percepção de que a disciplina é irrelevante tendem a aumentar essa ansiedade (Kaufmann *et al.*, 2022; Wu *et al.*, 2022), enquanto estratégias de autorregulação e a visão positiva sobre o processo tendo o erro como parte da aprendizagem, gera efeitos de proteção (Perchtold-Stefan *et al.*, 2024).

As dimensões relacionadas da AE se organizam entre si do medo de avaliação estatística (provas e trabalhos); insegurança na interpretação dos dados e resultados como conceitos de valores de p , intervalos de confiança, modelos estatísticos e ansiedade diante dos softwares e procedimentos computacionais (ex. R, SPSS, Python, Jasp). Instrumentos contemporâneos como a SAS (Escala de Ansiedade Estatística) são capazes de captar essas realidades ansiosas, ajudando a distinguir estudantes cujas dificuldades se dá em avaliações daqueles que possuem preocupação em compreender e comunicar os resultados (Lorenzo-Seva *et al.*, 2022; O'Bryant *et al.*, 2021).

Há uma distinção pedagógica em que estratégias para diminuir o medo em provas são diferentes das que promovem compreensão estatística e leitura crítica das evidências. Parte importante da AE nasce da incerteza sobre os conceitos estatísticos, explicitar esses conceitos de forma mais didática e manejável por meio de cenários que possam ser comparados (o melhor, o pior), realizar simulações simples e comparações de modelos ajuda a compreender a tarefa como um problema de possível acesso. Ao lado, a leitura crítica de dados com foco em premissas, vieses e limites fortalece a autonomia do aluno e reduz o medo do não entendimento dos relatórios técnicos (Kaufmann *et al.*, 2022; Khasawneh *et al.*, 2021).

Em muitos casos a AE se apresenta por conta do descompasso entre técnica e comunicação de dados. O domínio das contas e de softwares não garante saber apresentar os dados a públicos leigos. Nesse sentido, o aprendizado só se consolida quando há o equilíbrio do currículo por meio da intuição conceitual a exemplo, sendo capaz de identificar os significados de variância e correlação; atrelado a procedimentos reprodutíveis (através de scripts comentados em R/Python com versionamento); em conjunto com uma boa narrativa dos resultados através de gráficos legíveis e legendas interpretativas por exemplo (Kulacki; Aiken, 2024; Miller *et al.*, 2024).

O formato da disciplina estatística, se online ou presencial gera variação nas respostas frente à AE. No online há mais autonomia, porém, maior isolamento, sem a possibilidade de modelagem ao vivo com os pares, já no presencial, a exposição aos erros e a pressão de tempo podem revelar medo e julgamento. Porém, em ambos os casos, mais do que o formato em si, o mais determinante é a forma de instrução dada, com feedbacks

frequentes, exemplos comentados e tempo livre para reflexão (Steinberger; Eshet *et al.*, 2020; Frey-Clark, 2019;).

Sobretudo em cursos com pouco feedback e provas punitivas, a alta AE pode levar a desonestidade acadêmica, ou seja, os estudantes passam a copiar de modelos prontos. Isso acontece não pelo caráter, mas pelo contexto de muita pressão e pouca confiança em si mesmo. Alternativas a essa relação negativa seria estabelecer critérios e objetivos claros, permitir novas tentativas e oferecer etapas às tarefas mais complexas (Eshet et al, 2021).

Pesquisas indicam três importantes estratégias, a saber: a reavaliação positiva, que busca ensinar e reinterpretar o estresse como mobilizador, gerando ganhos da autorregulação emocional e consequentemente diminuindo a AE; o mindset de crescimento com mensagens curtas e sequências que modelam o progresso, o que diminui o perfeccionismo e amplia a persistência; e a contextualização aplicada que permite a prática próxima à realidade, com dados e pesquisas reais a partir da manipulação de métodos e softwares, reduzindo o medo da prática e aplicabilidade em si (Perchtold-Stefan *et al.*, 2024; Wu *et al.*, 2022). Do ponto de vista diagnóstico, em análises de classes latentes, a AE apresenta perfis diferenciados (Huang *et al.*, 2023) e cada um requer estratégias específicas para a diminuição da ansiedade.

Estudos apontam para um primeiro perfil com ansiedade voltada a avaliações (provas e prazos), com baixa dificuldade em lidar com softwares, ao qual vale a redução de clima punitivo em provas e o oferecimento de feedback formativo (Hunt *et al.*, 2023; Eshet, 2022; Eshet *et al.*, 2021).

O segundo demonstra ansiedade em interpretação dos resultados (ler e explicar conceitos estatísticos), mas com bom desempenho em tarefas procedimentais de baixa carga interpretativa (seguir roteiros para utilizar o software, por exemplo). A esse cabe a ajuda na alfabetização estatística, investindo tempo maior em explicação conceitual, exemplos guiados (O'Bryant *et al.*, 2021; Lorenzo-Seva *et al.*, 2022).

O terceiro se trata de um perfil misto, com ansiedade elevada em múltiplas dimensões, que apresenta a necessidade de combinar o manejo emocional com ensino passo a passo, planejamento estruturado de estudo e suporte psicoeducacional (Perchtold-Stefan *et al.*, 2024; Wu *et al.*, 2022).

No campo avaliativo, busca-se avaliar para a aprendizagem, de forma a aproximar o curso cada vez mais do processo científico, a fim de estabelecer um contato frequente com os conceitos estatísticos através de rascunhos, análises simples, revisão

por pares e registro de decisões analíticas. O apontamento ao aluno de suas melhorias no campo quantitativo, sinalizam a importância do progresso, reduzindo sintomas da AE frente ao medo e exposição (Wu *et al.*, 2022; Zhang *et al.*, 2021).

Por fim, é importante lembrar que a AE e a AM se apresentam de forma independente, mas costumam ocorrer simultaneamente e se articular com outras variáveis. Esses conjuntos de fatores ajudam a explicar tanto o desempenho quanto as escolhas acadêmicas realizadas ao longo da graduação, e justificam modelos que testem mediações entre crenças, emoções e comportamentos a serem mais bem explorados a seguir (Cipora *et al.*, 2022; Moore *et al.*, 2015; Wang *et al.*, 2015; Ashcraft; Krause, 2007; Richardson; Suinn, 1972).

1.4 Articulações entre AM, AE e variáveis psicossociais

A compreensão da AM e da AE não é possível apenas a partir de suas manifestações isoladas, pois ambas fazem parte de sistemas de fatores emocionais, cognitivos e comportamentais mais amplos. Variáveis como ansiedade de testes, ansiedade geral, procrastinação acadêmica, autoeficácia e desempenho apresentam papel decisivo na forma como essas ansiedades aparecem e se mantêm (Kaufmann *et al.*, 2022; Wu *et al.*, 2022; Cipora *et al.*, 2022; Ashcraft; Krause, 2007). Tal panorama demonstra a necessidade de um olhar integrado, que ultrapasse a dimensão apenas disciplinar e considere outras possibilidades como crenças, emoções, comportamentos e resultados acadêmicos.

Nesse sentido, variáveis como ansiedade de testes, ansiedade geral, procrastinação e baixo desempenho podem atuar como fatores de risco que alimentam a AM e a AE (Cipora *et al.*, 2022; Kaufmann *et al.*, 2022; Wu *et al.*, 2022). Em contrapartida, a autoeficácia, o gosto pela matemática, a percepção de relevância profissional atua como fatores protetivos, reduzindo a intensidade dessas ansiedades e promovendo maior engajamento e persistência nos estudos (Kaufmann *et al.*, 2022).

Inicialmente, a Ansiedade de Testes se distingue por sua relação com o desempenho imediato, comprometendo-o significativamente, sem afetar na maioria das vezes o domínio do conteúdo. Estudantes que a experienciam relatam reações fisiológicas cognitivas e evitativas como taquicardia, dificuldades de concentração e evitação de provas respectivamente (Hunt *et al.*, 2023).

Em segundo lugar, a ansiedade geral se apresenta como uma rede de preocupações excessivas mais ampla, a qual se transfere para outros contextos como o da

aprendizagem quantitativa. No caso, os alunos transferem dificuldades emocionais gerais para o campo matemático e/ou estatístico (Wu *et al.*, 2022).

Por outro lado, a confiança do estudante em sua capacidade, aqui no caso relacionada à própria aprendizagem e aplicação dos conteúdos quantitativos, a autoeficácia (geral e matemática) fundamentada na teoria de Bandura (1997), é um dos fatores protetivos mais consistentes, pois está associada a níveis mais baixos de ansiedade e maior engajamento nas atividades (Kaufmann *et al.*, 2022).

É importante destacar o suporte social de colegas e professores, o qual atua de forma a diminuir a ansiedade, como recurso emocional e cognitivo. O suporte entre pares reduz a AM na medida em que fortalece a resiliência psicológica (Wang *et al.*, 2025). Semelhantemente ocorre através do professor, ao mediar o aluno, reduz-se a ansiedade e aumenta a autoeficácia, principalmente em níveis escolares iniciais (Wang *et al.*, 2024).

Os estereótipos de gênero também são frequentemente explorados na literatura e se constituem um fator relevante para a AM e AE, os quais moldam expectativas e autopercepções sobre as habilidades matemáticas. Estudos evidenciam que meninas e mulheres, em diferentes contextos sociais, mesmo com desempenho equivalente ao dos meninos, mostram-se mais suscetíveis a crenças negativas sobre suas competências em matemática, (Justicia-Galiano, 2023; Devine *et al.*, 2012; Else-Quest *et al.*, 2010). Esse fenômeno pode intensificar a ansiedade, comprometendo a autoconfiança e a permanência em carreiras vinculadas às ciências exatas e tecnológicas (Justicia-Galiano, 2023). Por outro lado, tais diferenças não são universais e variam de acordo com o contexto cultural e educacional, mas ainda se mostram como barreiras significativas para a equidade de gênero no acesso e permanência em cursos com alta carga quantitativa (Else-Quest *et al.*, 2010).

O contexto acadêmico também se mostra relevante à intensidade da AM e AE, que se apresentam mais elevadas em cursos com alta carga quantitativa. Estudantes de áreas STEM, que apresentam essa grande concentração de disciplinas quantitativas, tendem a apresentar maior exposição a situações que demandam raciocínio numérico e estatístico, podendo amplificar a ansiedade por conta da complexidade das tarefas (Cipora *et al.*, 2022).

Por outro lado, os estudantes de graduações não-STEM como em ciências sociais, embora menos expostos às disciplinas quantitativas, também manifestam essas ansiedades, geralmente associadas à percepção de falta de preparo ou crença do não pertencimento à área de exatas (Rozgonjuk *et al.*, 2020). Além disso, a AM possui papel

preditivo independente na evitação de disciplinas quantitativas, o que reforça o distanciamento dos estudantes de cursos STEM mesmo tendo habilidades matemáticas (Daker *et al.*, 2021). Assim, evidencia-se que a presença da AM e AE se relaciona com desempenho reduzido, menor engajamento em disciplinas quantitativas e escolha de carreiras menos ligadas à matemática e estatística (Pletzer *et al.*, 2015; Suarez-Pellicioni *et al.*, 2016). Diante das ansiedades matemática e estatística, esse cenário reforça a importância de compreender as diferenças entre as áreas STEM e não-STEM, não como dois blocos separados, mas como variações no grau de exposição às demandas quantitativas, as quais podem influenciar os efeitos da ansiedade sobre formação acadêmica.

Assim, compreender a AM e a AE requer um olhar integrador, capaz de situá-las não apenas em seus efeitos imediatos, mas também em sua articulação com efeitos emocionais, cognitivos e sociais (Ashcraft; Krause, 2007; Cipora *et al.*, 2022). Tal perspectiva amplia a compreensão do fenômeno e reforça a necessidade de estudos que explorem suas implicações nas trajetórias formativas dos estudantes.

Mesmo com o avanço internacional nas investigações sobre a AM e a AE, ainda existem lacunas relevantes, especialmente no contexto brasileiro. Uma delas é a carência de instrumentos psicométricos validados para a realidade nacional. Embora escalas como a Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS – Hopko *et al.*, 2003) e a Statistical Anxiety Scale (SAS – O’Bryant *et al.*, 2021) sejam amplamente reconhecidas internacionalmente por sua robustez, faltam validações brasileiras com processos sistemáticos de adaptação e validação, contemplando análises psicométricas robustas (Cipora *et al.*, 2022; Lorenzo-Seva *et al.*, 2022; Moore *et al.*, 2015; Wang *et al.*, 2015; Ashcraft; Krause, 2007; Richardson; Suinn, 1972). Outro ponto é a importância de integrar variáveis psicossociais como autoeficácia, ansiedade de testes, ansiedade geral e procrastinação, por exemplo, em modelos explicativos mais amplos, reduzindo a aplicabilidade prática e o poder preditivo dos resultados (Wu *et al.*, 2022; Perchtold-Stefens *et al.*, 2024).

No Brasil há uma representatividade amostral limitada, geralmente concentrada em poucos cursos ou regiões determinadas, o que dificulta a generalização dos dados, somado à carência de instrumentos validados para essas ansiedades, o que restringe e compromete o avanço das pesquisas e a comparabilidade com dados internacionais (O’Bryant *et al.*, 2021; Hopko *et al.*, 2003). Essas limitações justificam e orientam diretamente a organização da presente tese, estruturada em três estudos articulados, que buscam oferecer evidências empíricas e metodológicas para o contexto nacional, ao

mesmo tempo que poderá auxiliar no aprimoramento de práticas pedagógicas, curriculares e institucionais voltadas à redução da ansiedade em contextos matemáticos e estatísticos.

Para tanto, destacados acima o quadro atual da Matemática e da Estatística no mundo, os conceitos de AM e AE, a prevalência e o impacto de ambas, principalmente no meio universitário, a seguir estrutura-se a presente tese.

O Estudo 1 se propõe a examinar as propriedades psicométricas da Escala de Ansiedade Matemática (*Abbreviated Math Anxiety Scale* – AMAS; Hopko *et al.*, 2003) na amostra de estudantes brasileiros, utilizada internacionalmente. Com a possibilidade de mensuração mais precisa do instrumento em estudantes brasileiros, sua aplicabilidade será oportuna para pesquisas futuras.

No segundo estudo, buscou-se analisar em um outro recorte da amostra, as propriedades psicométricas da Escala de Ansiedade Estatística (*Statistical Anxiety Scale* – SAS, O’Bryant *et al.*, 2021), com o objetivo de fornecer instrumentos confiáveis para a avaliação da AM e AE no Brasil, ampliando a compreensão desses fenômenos no contexto universitário.

Por fim, o terceiro estudo tem por objetivo avaliar a influência da AM e da AE na escolha profissional de universitários brasileiros, bem como de outras variáveis coletadas. A investigação de como a ansiedade nas diversas áreas acadêmicas influenciam as decisões de carreira dos estudantes, busca preencher uma lacuna sobre os impactos psicossociais dessas ansiedades, contribuindo para orientações acadêmicas e profissionais futuras.

Assim, a presente tese busca avançar na compreensão da AM e da AE em um recorte amostral do contexto universitário brasileiro, tanto pela adaptação e validação de instrumentos psicométricos internacionalmente consolidados quanto pela investigação de seus efeitos nas escolhas acadêmicas e profissionais. Integrando análises psicométricas e relacionais, pretende-se oferecer contribuições científicas que orientem pesquisas futuras e apoiem o desenvolvimento de práticas educacionais e psicológicas mais eficazes à promoção do bem-estar, desenvolvimento e desempenho acadêmico dos estudantes.

1.5 Estrutura da presente tese

Apresentados acima o quadro atual da Matemática e da Estatística no mundo, os conceitos de AM e AE, a prevalência e o impacto de ambas, principalmente no meio universitário, a seguir estrutura-se a presente tese questionando-se como essas ansiedades

podem ser avaliadas de forma confiável em contexto universitário e de que forma influenciam a escolha profissional e a formação acadêmica dos estudantes.

Assim, o objetivo geral desse estudo é investigar a AM e AE em estudantes universitários brasileiros por meio da adaptação e validação de instrumentos internacionalmente reconhecidos e analisar a influência dessas ansiedades na escolha profissional e formação acadêmica desses estudantes.

A presente tese se estrutura em três estudos (artigos), ambos trabalhados a partir da mesma amostra inicial que contou com 961 participantes. O Estudo 1 objetivou examinar as propriedades psicométricas da Escala de Ansiedade Matemática (*Abbreviated Math Anxiety Scale* – AMAS; Hopko *et al.*, 2003) na amostra de estudantes brasileiros, com recorte para 646 alunos devido aos critérios de exclusão, esse instrumento é também utilizado internacionalmente.

No segundo estudo, buscou-se analisar em um outro recorte da mesma amostra (451 participantes), as propriedades psicométricas da Escala de Ansiedade Estatística (*Statistical Anxiety Scale* – SAS, O’Bryant *et al.*, 2021). Portanto, ambos os estudos têm por objetivo fornecer instrumentos confiáveis para a avaliação da AM e AE no Brasil, ampliando a compreensão desses fenômenos no contexto universitário.

Por fim, o terceiro estudo, realizado com o mesmo recorte de participantes do estudo anterior (451 graduandos), objetivou avaliar a influência da AM e da AE na escolha profissional de universitários brasileiros, bem como de outras variáveis coletadas. A investigação de como a ansiedade, nas diversas áreas acadêmicas, influencia as decisões de carreira dos estudantes, busca preencher uma lacuna sobre os impactos psicossociais dessas ansiedades, contribuindo para orientações acadêmicas e profissionais futuras.

Assim, a presente tese busca avançar na compreensão da AM e da AE em um recorte amostral do contexto universitário brasileiro, tanto pela adaptação e validação de instrumentos psicométricos internacionalmente consolidados quanto pela investigação de seus efeitos nas escolhas acadêmicas e profissionais. Integrando análises psicométricas e relacionais, pretende-se oferecer contribuições científicas que orientem pesquisas futuras e apoiem o desenvolvimento de práticas educacionais e psicológicas mais eficazes à promoção do bem-estar, desenvolvimento e desempenho acadêmico dos estudantes.

1.5 REFERÊNCIAS

- ASHCRAFT, M. H.; KRAUSE, J. A. Working memory, math performance, and math anxiety. *Psychonomic Bulletin & Review*, 14(2), 243–248, 2007.
<https://doi.org/10.3758/BF03194059>
- AUSTERBERRY, J.; PERRY, L.; HENDERSON, J.; *et al.* Mathematics anxiety and undergraduate nursing students: a mixed methods study. *Nursing Open*, 11(12), e70082, 2024. <https://doi.org/10.1002/nop2.70082>
- BANDURA, A. *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman, 1997.
- BARROSO, C.; GANLEY, C. M.; MCGRAW, A. L.; GEER, E. A.; HART, S. A.; DAUCOURT, M. C. A meta-analysis of the relation between math anxiety and math achievement. *Psychological Bulletin*, 147(2), 134–159, 2021.
<https://doi.org/10.1037/bul0000307>
- BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). *Notas sobre o Brasil no PISA 2022*. Brasília, DF: Inep, 2023.
https://download.inep.gov.br/acoes_internacionais/pisa/resultados/2022/pisa_2022_brazil_prt.pdf Acesso em: 15 de maio de 2025.
- CANNING, E. A.; MURPHY, M. C.; CHATMAN, J. A.; DOVIDIO, J. F.; SHULMAN, H. C. STEM faculty who believe ability is fixed have larger racial achievement gaps and inspire less student motivation in their classes. *Science Advances*, 5(2), eaau4734, 2019. <https://doi.org/10.1126/sciadv.aau4734>
- CIPORA, K.; NÚÑEZ-PEÑA, M. I.; SANTENS, S.; DE SUTTER, B.; GEBUIS, T.; GÖBEL, S. M. Mathematics anxiety—where are we and where shall we go? *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1513(1), 10–20, 2022.
<https://doi.org/10.1111/nyas.14770>
- DAKER, R. J.; PLANT, E. A.; SCHMIDT, H. First-year students' math anxiety predicts STEM avoidance and underperformance throughout university, independently of math ability. *NPJ Science of Learning*, 6(1), 17, 2021.
<https://doi.org/10.1038/s41539-021-00095-7>
- DEVINE, A.; FINKELSTEIN, N.; GRAY, A.; DOWKER, A. Gender differences in mathematics anxiety and the relation to mathematics performance while controlling for test anxiety. *Behavioral and Brain Functions*, 8(33), 1–9, 2012.
<https://doi.org/10.1186/1744-9081-8-33>
- ECCLES, J. S.; WIGFIELD, A. From expectancy-value theory to situated expectancy-value theory: A developmental, social cognitive, and sociocultural perspective on motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 61, 101859, 2020.
<https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2020.101859>
- ELSE-QUEST, N. M.; HYDE, J. S.; LINN, M. C. Cross-national patterns of gender differences in mathematics: a meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136(1), 103–127, 2010. <https://doi.org/10.1037/a0018053>

- ESHET, Y.; STEINBERGER, P.; GRINAUTSKY, K. Relationship between statistics anxiety and academic dishonesty: a comparison between learning environments in social sciences. *Sustainability*, 13(3), 1564, 2021. <https://doi.org/10.3390/su13031564>
- FOLEY, A. E.; HESSELS, L.; HART, S. A.; GANLEY, C. M. The math anxiety–performance link: a global phenomenon. *Current Directions in Psychological Science*, 26(1), 52–58, 2017. <https://doi.org/10.1177/0963721416672463>
- FREY-CLARK, M. Assessing statistical anxiety among online and traditional students. *Frontiers in Psychology*, 10, e1440, 2019. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01440>
- GRIGGS, M. S.; RIMM-KAUFMAN, S. E.; MERRITT, E. G.; PATTON, C. L. The Responsive Classroom approach and fifth grade students' math and science anxiety and self-efficacy. *School Psychology Quarterly*, 28(4), 360–376, 2013. <https://doi.org/10.1037/spq0000026>
- HARARI, R. R.; VUKOVIC, R. K.; BAILEY, S. P. Mathematics anxiety in young children: an exploratory study. *The Journal of Experimental Education*, 81(4), 538–555, 2013. <https://doi.org/10.1080/00220973.2012.727888>
- HERNÁNDEZ DE LA HERA, J. M.; MARTÍNEZ-VELASCO, A. I.; FERNÁNDEZ-CÉSPEDES, M. V.; MARTÍN, M. P. Attitudes toward mathematics/statistics, anxiety, self-efficacy and academic performance: an artificial neural network. *Frontiers in Psychology*, 14, 1214892, 2023. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1214892>
- HOPKO, D. R.; MAHADEO, M.; BARE, R. L.; HUNT, M. K.; STANLEY, M. A. The abbreviated math anxiety scale (AMAS): construction, validity, and reliability. *Assessment*, 10(2), 178–182, 2003. <https://doi.org/10.1177/1073191103010002008>
- HUANG, F.; ZHANG, Y.; CHEN, L.; LI, J. Distinct classes of statistical anxiety: latent profile and network psychometrics analysis of university students. *Psychology Research and Behavior Management*, 16, 2787–2802, 2023. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S417887>
- HUNT, T. E.; CLARK-CARTER, D.; SHEFFIELD, D. The development and part validation of a UK scale for mathematics anxiety. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(5), 455–466, 2011. <https://doi.org/10.1177/0734282910392892>
- HUNT, B. W.; MARI, T.; KNIBB, G.; CHRISTIANSEN, P.; JONES, A. Statistics anxiety and predictions of exam performance in UK psychology students. *PLOS ONE*, 18(8), e0290467, 2023. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0290467>
- JUSTICIA-GALIANO, M. J.; MARTÍN-ACERA, A.; PEÑA-GARCÍA, A.; *et al.* Gender stereotypes about math anxiety: ability and emotional components. *Learning and Individual Differences*, 105, 102316, 2023. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2023.102316>

KAUFMANN, L.; SPAGNOLO, P.; EGGENSPERGER, K.; *et al.* Self-efficacy matters: influence of students' perceived self-efficacy on statistics anxiety. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1514(1), 187–197, 2022. <https://doi.org/10.1111/nyas.14797>

KHASAWNEH, E.; GOSLING, C.; WILLIAMS, B. What impact does maths anxiety have on university students? *BMC Psychology*, 9(1), 37, 2021. <https://doi.org/10.1186/s40359-021-00537-2>

KULACKI, A. R.; AIKENS, M. L. Examining motivational attitudes toward statistics and learning approaches in life science students. *Journal of Statistics and Data Science Education*, 32, 2024. <https://doi.org/10.1080/26939169.2024.2365892>

LEIBOWITZ, J. B.; LOVITT, C. F.; SEAGER, C. S. Development and validation of a survey to assess belonging, academic engagement, and self-efficacy in STEM RLCs. *Learning Communities: Research & Practice*, 8(1), 3, 2020.

LEVPUŠČEK, M. P.; CUKON, M. That old devil called “Statistics”: statistics anxiety in university students and related factors. *Center for Educational Policy Studies Journal*, 12(1), 147–168, 2022. <https://doi.org/10.26529/cepsj.826>

LORENZO-SEVA, U.; VIGIL-COLET, A.; FERRANDO, P. J. Development of a revised version of the Statistical Anxiety Scale. *Psicothema*, 34(4), 562–570, 2022. <https://doi.org/10.7334/psicothema2022.231>

LUTTENBERGER, S.; WIMMER, S.; PAECHTER, M. Spotlight on math anxiety. *Psychology Research and Behavior Management*, 11, 311–322, 2018. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S141421>

MCMULLAN, M.; JONES, R.; LEA, S. Math anxiety, self-efficacy, and ability in British undergraduate nursing students. *Research in Nursing & Health*, 35(2), 178–186, 2012. <https://doi.org/10.1002/nur.21460>

MENDES, R. A.; MARTINS, L. D.; COSTA, P. S.; *et al.* Statistics anxiety or statistics fear? A reinforcement sensitivity theory perspective on psychology students' statistics anxiety, attitudes, and self-efficacy. *European Journal of Psychology of Education*, 39(3), 2461–2480, 2024. <https://doi.org/10.1007/s10212-024-00802-z>

MILLER, N. A.; CLARKE, J. A.; NELSON, S. M.; *et al.* Anxiety around learning R in first-year undergraduate students: mathematics versus biomedical sciences students. *Journal of Statistics and Data Science Education*, 32, 2024. <https://doi.org/10.1080/26939169.2023.2190010>

MOORE, A. M.; GALLANT, P. J.; LEE, C. A.; HUGHES, D. R. Magnitude estimation in adults: cognition versus psychophysics. *Submitted for publication*, 2015.

NAMKUNG, J. M.; PENG, P.; LIN, X. The relation between mathematics anxiety and mathematics performance among school-aged students: a meta-analysis. *Review of*

Educational Research, 89(3), 459–496, 2019.

<https://doi.org/10.3102/003465431984349>

NÚÑEZ-PEÑA, M. I.; SUÁREZ-PELLICIONI, M.; BONO, R. Effects of math anxiety on student success in higher education. *International Journal of Educational Research*, 58, 36–43, 2013. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2012.12.004>

O'BRYANT, M.; BATLEY, P. N.; ONWUEGBUZIE, A. J. Validation of an adapted version of the Statistical Anxiety Scale in English and its relationship to attitudes toward statistics. *SAGE Open*, 11(1), 21582440211001378, 2021.

<https://doi.org/10.1177/21582440211001378>

OECD. Organisation for Economic Co-operation and Development. *PISA 2022 Assessment and Analytical Framework*. Paris: OECD Publishing, 2023.

ONWUEGBUZIE, A. J.; WILSON, V. A. Statistics anxiety: nature, etiology, antecedents, effects, and treatments — a comprehensive review of the literature. *Teaching in Higher Education*, 8(2), 195–209, 2003.

<https://doi.org/10.1080/1356251032000052447>

PERCHTOLD-STEFAN, C. M.; SCHERTLER, M.; PAECHTER, M.; *et al.* Learning to be inventive in the face of statistics: a positive reappraisal intervention for statistics anxiety. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 82, e101913, 2024.

<https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2023.101913>

PLETZER, B.; SCHERNDL, T.; KIRSCHNER, M.; KORNHUBER, J.; NIEDER, J.; STROBL, N.; KERTESZ, R.; SCHERNDL, L.; KARSCHIN, J. Mathematics anxiety reduces default mode network deactivation in response to numerical tasks. *Frontiers in Human Neuroscience*, 9, 202, 2015. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2015.00202>

RICHARDSON, F. C.; SUINN, R. M. The mathematics anxiety rating scale: psychometric data. *Journal of Counseling Psychology*, 19(6), 551–554, 1972.

<https://doi.org/10.1037/h0033456>

ROZGONJUK, D.; KRAAV, T.; MÄGI, K.; KRENN, B. T.; ARUOJA, J. Math anxiety among STEM and social sciences students: the roles of mathematics self-efficacy, and deep and surface approaches to learning. *International Journal of STEM Education*, 7(46), 1–11, 2020. <https://doi.org/10.1186/s40594-020-00246-z>

SMITH, W. M.; RASMUSSEN, C.; TUBBS, R. Introduction to the special issue: insights and lessons learned from mathematics departments in the process of change. *Primus*, 31(3–5), 239–251, 2021. <https://doi.org/10.1080/10511970.2021.1886207>

SONCINI, A.; MINGOZZI, C.; DE LUCIA, M.; PARMIGIANI, D. Positive error climate promotes learning outcomes through students' adaptive reactions towards errors. *Learning and Instruction*, 80, 101627, 2022.

<https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2022.101627>

SPENCER, S. J.; STEELE, C. M.; QUINN, D. M. Stereotype threat and women's math performance. *Journal of Experimental Social Psychology*, 35(1), 4–28, 1999. <https://doi.org/10.1006/jesp.1998.1373>

STEINBERGER, P.; ESHET, Y.; ZEHAVI, A. Assessing the Statistical Anxiety Rating Scale as applied to online statistics courses. *Studies in Educational Evaluation*, 66, 100893, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2020.100893>

SUÁREZ-PELLICIONI, M.; NÚÑEZ-PEÑA, M. I.; COLOMÉ, À. Math anxiety: a review of its cognitive consequences, psychophysiological correlates, and brain bases. *Cognitive, Affective, & Behavioral Neuroscience*, 16(1), 3–22, 2016. <https://doi.org/10.3758/s13415-015-0370-7>

TAYLOR, J.; DEANE, F. P. Development of a short form of the Test Anxiety Inventory (TAI). *The Journal of General Psychology*, 129(2), 127–136, 2002. <https://doi.org/10.1080/00221309.2002.9921221>

THEOBALD, E. J.; HILL, M. J.; TRAN, E.; AGUIRRE, S. B. Active learning narrows achievement gaps for underrepresented students in undergraduate science, technology, engineering, and math. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(12), 6476–6483, 2020. <https://doi.org/10.1073/pnas.1916903117>

TRASSI, A. P.; PEREIRA, R. M.; MOURA, F. A.; *et al.* Mediating factors of statistics anxiety in university students: a systematic review and meta-analysis. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1512(1), 76–97, 2022. <https://doi.org/10.1111/nyas.14746>

VALLE, N.; NEVES, P.; CORDEIRO, R. Predict or describe? How learning analytics dashboard design influences motivation and statistics anxiety in an online statistics course. *Educational Technology Research and Development*, 69(3), 1405–1431, 2021. <https://doi.org/10.1007/s11423-021-09981-4>

WANG, Z.; LUKOWSKI, S. L.; HART, S. A.; MALLINS, C. A.; MENON, V.; LYONS, I. M. Is math anxiety always bad for math learning? The role of math motivation. *Psychological Science*, 26(12), 1863–1876, 2015. <https://doi.org/10.1177/0956797615602471>

WANG, C.; LI, X.; LIN, X. Peer support as a buffer: reducing math anxiety through psychological resilience in left-behind rural students. *Humanities and Social Sciences Communications*, 12(1), 1–10, 2025. <https://doi.org/10.1057/s41599-025-05075-5>

WANG, C.; XU, Q.; FEI, W. The effect of student-perceived teacher support on math anxiety: chain mediation of teacher–student relationship and math self-efficacy. *Frontiers in Psychology*, 15, 1333012, 2024. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1333012>

WU, R.; CHEN, J. Reducing the influence of perfectionism and statistics anxiety on college student performance in statistics courses. *Frontiers in Psychology*, 13, 1011278, 2022. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1011278>

XIE, F.; XIE, Y.; XU, F.; XIE, Q. Gender difference of Chinese high school students' math anxiety: the effects of self-esteem, test anxiety and general anxiety. *Sex Roles*, 81(3–4), 235–244, 2019. <https://doi.org/10.1007/s11199-018-0982-9>

ZAKARIYA, Y. F. Improving students' mathematics self-efficacy: a systematic review of intervention studies. *Frontiers in Psychology*, 13, 986622, 2022. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.986622>

ZHANG, J. W.; KESSLER, E.; BRAASCH, J. L. G. Self-compassion mindsets can predict statistics course performance via intelligence mindsets and statistics anxiety. *Learning and Individual Differences*, 90, 102047, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2021.102047>

ZUO, H.; WANG, L. The influences of mindfulness on high-stakes mathematics test achievement of middle school students. *Frontiers in Psychology*, 14, 1061027, 2023. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1061027>

2. ESTUDO 1

2 ESTUDO 1: PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DA ESCALA ABREVIADA DE ANSIEDADE MATEMÁTICA (AMAS – *Abbreviated Math Anxiety Scale*)

2.1 INTRODUÇÃO

2.1.1 Histórico e Características da Ansiedade Matemática (AM)

Embora não tenha sido nomeada como Ansiedade Matemática (AM) desde o início das investigações, é possível identificá-la em observações realizadas por professores e psicólogos educacionais, que notavam que alunos experimentavam emoções negativas frente a matemática, mesmo com habilidades técnicas adequadas (Ashcraft, 2002; Dowker, 2016). Assim, a AM pode ser comparada a uma emoção antecipatória em que um resultado positivo parece ser inatingível, gerando sensação de fracasso (Pekrun, 2006). Para corroborar essa descoberta, estudos de neuroimagem com indivíduos extremamente ansiosos em matemática indicaram maior ativação em regiões neurais associadas à experiência de dor (Lyons; Beilock, 2012) e alterações em áreas importantes do processamento numérico emocional (sulco intraparietal e a ínsula), relacionados ao baixo desempenho em conceitos matemáticos (Cui *et al.*, 2023).

O conceito de AM começou a ser estudado a partir dos anos 1950 com o aumento do interesse tanto da psicologia educacional quanto da psicometria. Neste período, os pesquisadores começaram a investigar as respostas emocionais dos alunos em relação à matemática e reconheceram que essas respostas poderiam impactar significativamente no desempenho acadêmico (Dreger; Aiken, 1957). Estudos de meta-análise corroboram a associação negativa entre AM e desempenho matemático, com correlações variando entre baixas e moderadas (Caviola *et al.*, 2022; Barroso *et al.*, 2021; Namkung; Peng; Lin, 2019; Zhang *et al.*, 2021; Hembree, 1990). Essa relação ocorre de forma bidirecional, ou seja, uma influenciando a outra (Carey *et al.*, 2016). Com isso, iniciou-se investigações sobre as origens da AM identificando fatores como as experiências negativas em matemática na infância e pressões de pais e professores e a percepção dos alunos em relação às próprias habilidades na disciplina (Dowker *et al.* 2016; Richardson; Suinn, 1972), destacando suas origens multifatoriais (Cipora *et al.*, 2022).

Ainda, no intuito de investigar sistematicamente a AM, foram desenvolvidos instrumentos específicos de mensuração (escalas e questionários), tornando mais precisa a análise do construto (Caviola *et al.*, 2022; Betz, 1978), além de outros aspectos como sua relação com transtornos de ansiedade generalizada, por exemplo (Carey *et al.*, 2016; Hembree, 1990).

Conforme o crescimento sobre o entendimento em relação à AM, abordagens terapêuticas e intervenções foram criadas para auxiliar os alunos a lidarem com o problema. De acordo com a revisão sistemática e metanálise de Liu, Peng e Li (2025), o foco em intervenções relacionadas às habilidades matemáticas é relevante e apresenta resultados promissores, auxiliando na melhora da aprendizagem, porém não necessariamente ao desempenho acadêmico. Essas técnicas devem ser associadas à regulação emocional dos estudantes, com aplicação de estratégias voltadas para a ansiedade em si, como a percepção das emoções e técnicas de relaxamento, por exemplo. Esses achados são reforçados por estudos anteriores, que também consideram fatores cognitivos e emocionais como alvos centrais das intervenções (Passolunghi *et al.*, 2016), a exemplo o *mindfulness*, uma intervenção contemporânea que tem mostrado eficácia na redução da AM (Zuo; Wang, 2023).

2.1.2 A relação entre a AM e Desempenho matemático e a escolha de carreira

AM pode impactar negativamente o desempenho matemático, demonstrando a relação negativa entre ambos (Ashcraft; Kirk, 2001; Ashcraft; Ridley, 2005; Ashcraft; Krause 2007; Britner, 2010; Devine *et al.* 2012; Carey *et al.*, 2016; Dowker, 2019, Megreya; Szűcs; Moustafa, 2021; Barroso *et al.*, 2021). AM pode dificultar até mesmo a resolução de exercícios matemáticos simples (Ashcraft; Ridley, 2005; Ashcraft e Kirk, 2001) podendo ser considerada um tipo de ansiedade baseada no desempenho, conceito esse, discutido por Hopko *et al.* (2001).

Assim, por sua característica multifatorial, constata-se que a AM envolve fatores sociais e contextuais (ambientais) como a ansiedade dos professores ao ensinar matemática, a ansiedade dos pais sobre o apoio e expectativa em relação à disciplina e o ambiente percebido pelos alunos em sala de aula. Há também o envolvimento de fatores individuais como os cognitivos (memória de trabalho, estratégia e atenção), os afetivos (a própria ansiedade, medos), os fisiológicos (por exemplo, o aumento de atividade cardiovascular e ativação de regiões cerebrais associadas à percepção da dor) e, os motivacionais (Chang; Beilock, 2016).

Além da associação com o baixo desempenho matemático, a AM é capaz de gerar o comportamento evitativo e levar à ansiedade em testes (Rossi *et al.*, 2023; Ashcraft; Ridley, 2005), envolvendo reações de âmbito emocional, fisiológico e comportamental em relação à possibilidade de fracasso diante de uma avaliação

acadêmica (Caviola *et al.*, 2022). A relação do desempenho com a AM torna-se cada vez mais específica com o aumento da idade (Carey *et al.*, 2019).

Para tanto, é importante distinguir também, a AM traço medida em diferentes ocasiões da AM estado, a qual evidencia a ansiedade momentânea em situações reais (Bieg, *et al.*, 2015). Esse efeito pode afetar a aprendizagem desde a infância, influenciando posteriormente na escolha profissional do indivíduo. Buckley *et al.* (2016) relatam que essa consequência pode ocorrer porque a AM estado é experimentada durante a tarefa e afeta negativamente no desempenho, mas a AM traço (que opera enquanto atitude) pode afastar o sujeito de carreiras que se relacionam à matemática. E, portanto, a AM pode influenciar significativamente o desempenho acadêmico e as escolhas de carreira (Ashcraft, 2002; Ma; Kishor, 1999), tornando-se fundamental compreender suas dimensões e impactos para desenvolver estratégias eficazes de ensino e intervenção psicológica no ambiente educacional.

Embora correlacionada positivamente com outras formas de ansiedade, como a ansiedade de teste e ansiedade geral, a AM mantém certa independência e por isso é identificada como um construto com suas características bem definidas (Kazelskis *et al.*, 2000; Hembree, 1990).

Ainda sobre as escolhas de carreira, as disciplinas de matemática podem ser uma barreira à manutenção dos estudantes bem como à motivação e interesse para realizar algum curso na área STEM (Ciência, Tecnologia, Engenharia e Matemática, tradução nossa). Para tanto, a AM tem se mostrado muito presente nos cursos de matemática, associada a um pior desempenho dos alunos, com isso, pode surgir a evitação da matemática e, conseqüentemente a evitação de áreas STEM (Beilock; Maloney, 2015).

Um estudo americano (Leppma; Darrah, 2024) realizado com 345 estudantes universitários explorou a diferença nos níveis de AM entre universitários de áreas STEM ($M = 68,35$, $DP = 19,22$) e n-STEM ($M = 75,93$, $DP = 20,45$; $t(303) = -2,65$, $p = 0,008$). Os resultados indicaram níveis mais elevados de AM nos estudantes n-STEM, porém a magnitude foi pequena ($\eta^2 = 0,023$). Estudos realizados com outras amostras universitárias endossam esses resultados (Beilock; Maloney, 2015; Brunyé *et al.*, 2013).

O trabalho de Cribbs *et al.* (2021) foi realizado com 836 estudantes de primeiro ano de universidades públicas americanas, teve por objetivo identificar a influência da identidade matemática sobre a escolha de carreira. Embora não tenha comparação direta sobre a AM entre os grupos STEM e não-STEM desses estudantes, as conclusões sugerem que a AM afeta negativamente o interesse na carreira STEM.

Outro estudo longitudinal que acompanhou mais de 1700 alunos do ensino fundamental ao médio, analisou como as trajetórias de AM ao longo da adolescência se relacionavam com a escolha de cursos universitários. Os resultados indicaram que alunos com maior estabilidade de baixa AM no decorrer dos anos, eram mais propensos a escolher carreiras STEM, enquanto os com mais altos índices ou crescentes, tinham menor probabilidade de escolha nessas áreas. Mesmo com o controle do desempenho e das diferenças de gênero, esse resultado se manteve, demonstrando a influência direta e independente sobre as escolhas profissionais (Ahmed, 2018).

2.1.3 Ansiedade matemática e gênero

As disciplinas de exatas sustentam o estereótipo de domínio, prioritariamente masculino (Plante *et al.*, 2009), o que torna o gênero um preditor da AM (Passolunghi *et al.*, 2014; Steffens *et al.*, 2010). Outros estudos reforçam esse papel do gênero, indicando que essa diferença surge na infância com maior tendência e se mantém ao longo dos anos escolares (Dowker; Sarkar; Looi, 2016; Szczygiel, 2020).

A AM mostra-se mais prevalente em indivíduos do sexo feminino do que no masculino, do ensino infantil até o ensino superior (Khasawneh *et al.*, 2021; Barroso, 2021; Xie *et al.*, 2019; Hill *et al.*, 2016; Primi *et al.*, 2014; Goetz *et al.*, 2013). Resultados consistentes se apresentam em metanálises em larga escala, confirmando diferenças pequenas, mas persistentes em ansiedade acadêmica, incluindo a AM (Caviola *et al.*, 2022; Stoet; Geary, 2020). Porém, outros estudos indicam resultados mistos, ou seja, sem diferença estatística de AM entre os sexos (Ganley; McGraw, 2016; Kytälä; Björn, 2014; Ramirez *et al.*, 2013; Else-Quest *et al.*, 2010). A exemplo, o contexto cultural influencia fortemente a relação entre gênero e AM (Liu *et al.*, 2025).

A prevalência da AM em mulheres vem sendo sustentada por algumas características como a exposição de meninas e mulheres a estereótipos culturais negativos sobre suas habilidades em matemática, afetando no aumento da AM e diminuição no desempenho (Beilock; Maloney, 2015), as experiências nos ambientes educacionais e familiares que reforçam o conceito de que a matemática é uma área para homens, levando a um ciclo de dúvida e evitação da disciplina (Else-Quest *et al.*, 2010).

Além disso, a habilidade dos professores e a qualidade do ensino podem tornar as aulas pouco inclusivas, ampliando a AM, principalmente em mulheres (Beilock; Maloney, 2015; Gunderson *et al.*, 2012); as mulheres também mostram-se mais sensíveis a feedbacks negativos em situações matemáticas (Szczygiel, 2020), podendo estar

relacionado a baixos níveis de autoeficácia e maior vulnerabilidade a julgamentos sociais (Caviola *et al.*, 2022; Gunderson *et al.*, 2012).

Sobre a relação do desempenho em matemática com a AM, os dados sobre gênero também não se mostram muito claros, com resultados estatisticamente menos significativos (Hart; Ganley, 2019; Hyde; Cimpian *et al.*, 2016; Hyde; Fennema; Lamon, 1990).

Em meta-análise, foram reunidos dados diversificados com amostras totalmente femininas comparadas a amostras totalmente masculinas, concluindo a similaridade das correlações tanto para homens como para mulheres (Barroso *et al.*, 2021; Namkung; Peng; Lin, 2019). Por outro lado, outras pesquisas sugerem que as mulheres podem apresentar associação ligeiramente mais forte entre AM e baixo desempenho, com possível mediação de fatores emocionais e estereótipos de gênero (Caviola *et al.*, 2022; Hill *et al.*, 2016).

2.1.4 Avaliação da AM em universitários

Para a avaliação da AM, os estudos psicométricos se iniciaram a partir da Escala de Ansiedade Numérica (*Numerical Anxiety Scale*: Dreger; Aiken, 1957). Ao longo dos anos, pesquisadores foram desenvolvendo instrumentos para diferentes faixas etárias. A Escala de Avaliação da Ansiedade Matemática (*Mathematics Anxiety Rating Scale* – MARS), com 98 itens, concebida originalmente como unidimensional, foi uma das ferramentas mais utilizadas (Richardson; Suinn, 1972). O primeiro estudo com essa escala foi realizado com 397 estudantes de graduação dos Estados Unidos, apresentando alta confiabilidade (α de Cronbach = 0,97).

Embora trouxesse confiança para os estudos, por ser muito longa, a MARS exigia muito tempo de aplicação, dificultando a efetividade das respostas. Pesquisadores, portanto, começaram a desenvolver escalas breve, como é o caso da *Mathematics Anxiety Scale–UK* (MARS-UK) de Hunt *et al.* (2011), que possui 23 itens e foi elaborada aplicada em estudantes universitários ingleses. Apresentou ótima confiabilidade geral ($\alpha = 0,96$)

Plake e Parker (1982) sugeriram uma versão reduzida, de 24 itens, evidenciando a estrutura bifatorial, composta pela Ansiedade de Aprendizagem Matemática (*Learning Math Anxiety* – LMA) e pela Ansiedade de Avaliação Matemática (*Math Evaluation Anxiety* – MEA), mantendo excelente consistência interna ($\alpha = 0,97$).

Por sua vez, Hopko *et al.* (2003) desenvolveram uma medida mais prática e econômica para avaliar a Ansiedade Matemática. No estudo, aplicado a 1.239 estudantes

universitários norte-americanos (média de idade de 19,6 anos), os autores adaptaram a MARS e criaram a Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS), composta por apenas nove itens distribuídos nos dois fatores originais (LMA e MEA). A escala apresentou índices elevados de consistência interna (α total = 0,90; LMA = 0,85; MEA = 0,88) e evidências sólidas de validade, configurando-se como um instrumento eficiente, especialmente para pesquisas com grandes amostras. Esses resultados explicam sua ampla adoção e relevância contínua nos estudos contemporâneos sobre ansiedade matemática.

Tabela 1. Estudos anteriores de validação da AMAS em universitários

Autores (ano)	Amostra	Idade/ série	País	α de Cronbach (α ordinal)	Modelo	Correl.
Hopko (2003)	CFA: subamostra, 218 estudantes	19,6 anos (DP = 3,0 anos).	EUA	AMAS: 0,83 LMA: 0,74 MEA: 0,81	2 fatores	0,62
Vahedi; Farrokhi (2011)	298 alunos de graduação (44,63% homens)		Irã	AMAS: 0,82 LMA: 0,75 MEA: 0,79	2 fatores	0,67
Primi <i>et al.</i> (2014)	Amostra universitária: 249 estudantes (43% homens)	$M = 20,9$ (3,7)	Itália	AMAS: 0,85 LMA: 0,80 MEA: 0,83	2 fatores	0,55
Cipora <i>et al.</i> (2015)	857 alunos de graduação (18,67% homens)	(18-49 anos); $M = 21,6$ (4,1)	Polônia	AMAS: 0,85 (0,88) LMA: 0,78 (0,84) MEA: 0,84 (0,87)	M1: 2 fatores M2: 2 fatores com item 5 em comum	0,80 0,63
Brown; Sifuentes (2016)	Amostra CFA de 400 estudantes de graduação (34,75% homens)		México	AMAS: 0,90 LMA: 0,88 MEA: 0,85	Dois fatores	
Cipora <i>et al.</i> (2018)	615 alunos de graduação e funcionários (32,03% homens)	(17-50 anos); $M = 22$ (3,9)	Polônia	AMAS: 0,84 (0,88) LMA: 0,72 (0,80) MEA: 0,85 (0,88)	M1: Dois fatores M2: Dois fatores com item 5 em comum	0,55 0,62
Schillinger <i>et al.</i> (2018)	341 alunos de graduação (35,19% homens)	(18-35 anos); $M = 22,06$ (3,40)	Áustria	AMAS: 0,89 LMA: 0,87 MEA: 0,86	M1: Dois fatores M2: Dois fatores com item 5 em comum	0,59 0,55

Fonte: Traduzida e adaptada de Martín-Puga *et al.* (2022).

Assim, para situar a opção metodológica da presente tese, é importante explicar brevemente as duas escalas, a original (MARS) em relação à AMAS. A MARS (Richardson; Suinn, 1972), pioneira e ampla (98 itens) mapeou diversas situações

geradoras de AM, com maior cobertura, porém de elevada duração na aplicação e redundância em alguns itens. Portanto, a AMAS (Hopko, 2003), foi elaborada para ser breve e psicometricamente estável, com seus dois fatores (aprendizagem e avaliação) que somam apenas nove itens. De tal modo, quando se busca uma avaliação mais detalhada e continuidade histórica, a MARS se mostra eficaz, porém, quando a prioridade é baixo ônus respondente com medida precisa e melhor encaixe analítico, a AMAS é a melhor opção, razão pela qual foi escolhida para esta pesquisa.

Outros estudos analisaram as qualidades psicométricas da AMAS traduzida de Hopko *et al.* (2003) em diferentes faixas etárias e culturas. Os estudos que avaliaram amostras universitárias apresentam-se em resumo na Tabela 1 (traduzida e adaptada de Martín-Puga *et al.*, 2022), os quais indicaram ótimos níveis de confiabilidade e estrutura fatorial semelhante entre eles. No Brasil não há estudos de adaptação e validação da AMAS (Hopko, 2003), o que configura esta pesquisa como inédita nesse contexto cultural e, portanto, de grande importância para estudos futuros relacionados à AM em estudantes universitários brasileiros.

Ao avaliar a escala de ansiedade matemática no contexto brasileiro, espera-se contribuir diretamente para o avanço das investigações nacionais sobre a AM, oferecendo uma ferramenta breve, confiável e teoricamente sustentada para pesquisadores e profissionais da educação e da psicologia. Além disso, abrir caminhos para pesquisas futuras com análises longitudinais, comparativas e aplicadas no enfrentamento da AM em ambientes educacionais. Diante disso, o presente estudo foi realizado em uma amostra de estudantes universitários brasileiros, com os objetivos estruturados a seguir.

2.2 OBJETIVOS

2.2.1 Objetivo Geral

O objetivo geral deste estudo foi investigar as propriedades psicométricas da Escala Abreviada de Ansiedade Matemática (AMAS – *Abbreviated Math Anxiety Scale*; Hopko *et al.*, 2003) em uma amostra de estudantes universitários brasileiros.

2.2.2 Objetivos Específicos

Para tanto, este trabalho divide-se em três objetivos específicos:

1. Examinar a validade de construto da AMAS, por meio da análise da estrutura interna em estudantes universitários brasileiros;

2. Avaliar a validade discriminante da AMAS (Hopko *et al.*, 2003) por meio da comparação entre grupos de homens e mulheres, bem como de estudantes das áreas STEM e n-STEM;

3. Investigar a validade convergente da AMAS (Hopko *et al.*, 2003) considerando sua relação com as variáveis: ansiedade traço, ansiedade teste, autoeficácia geral, autoeficácia matemática, procrastinação, e desempenho aritmético.

2.3 METODOLOGIA

2.3.1 Participantes, critérios de inclusão e exclusão

Participaram da pesquisa 961 estudantes, sendo 559 mulheres, 365 homens e 23 indicaram outra identificação ou preferiram não responder. Foram excluídos os dados de 315 participantes a partir dos critérios a seguir: (i) participantes que não permitiram a utilização dos dados (n=15), (ii) estudante de graduação fora do país (n=1); (iii) participantes com idades menor do que 18 e maior do que 35 anos (n=58); (iv) alunos recentemente egressos de cursos superiores (n=21); (v) participantes que falharam em ao menos dois dos três testes de atenção propostos no decorrer dos questionários (n=12) e, (vi) alunos diagnosticados com transtornos neurológicos, psiquiátricos e/ou de aprendizagem (n=208).

Tabela 2. Características sociodemográficas da amostra (n= 646 estudantes)

Instituição de ensino					
Total % (n)	Pública		Privada		
	95,8% (619)		4,2% (27)		
Bolsa acadêmica					
Total % (n)	Pública (sem custos)	Parcial	Integral	Financiamento	Sem bolsa
	95,8% (619)	2,01% (13)	0,62% (4)	1,23% (8)	0,34% (2)
Área de formação					
Total % (n)	STEM*		n-STEM		
	47,05% (304)		52,95% (342)		
Localidade					
Total % (n)	Centro-Oeste	Nordeste	Norte	Sudeste	Sul
	8,5% (55)	32,5% (210)	5,6% (36)	38,7% (250)	14,7% (95)

Abr.: STEM (Science, Technology, Engineering and Mathematics)

A amostra final foi composta por 646 estudantes universitários com idades entre 18 e 35 anos (média 22,8, DP= 3,7), sendo (58,2%) mulheres, 256 (39,62%) homens e 15 (2,32%) que indicaram outra identificação ou preferiram não responder. Esses 15 participantes foram incluídos em todas as análises que não exigiam a separação por sexo.

Durante a coleta de dados, notou-se maior dificuldade em acessar coordenadores de cursos de instituições privadas, seja por e-mail ou telefone, o que restringiu a divulgação da pesquisa. Além disso, as universidades públicas mostraram-se mais abertas e receptivas, principalmente os de áreas STEM.

Soma-se a isso, que as universidades públicas apresentam maior porte e abrangência acadêmica, enquanto as instituições privadas possuem número reduzido de alunos e foco maior no ensino que na pesquisa. Consequentemente, o domínio de estudantes das públicas na amostra reflete uma dimensão estrutural, e, uma cultura mais consolidada de incentivo à pesquisa nas IES públicas (Santos; Abdian; Gatto, 2021).

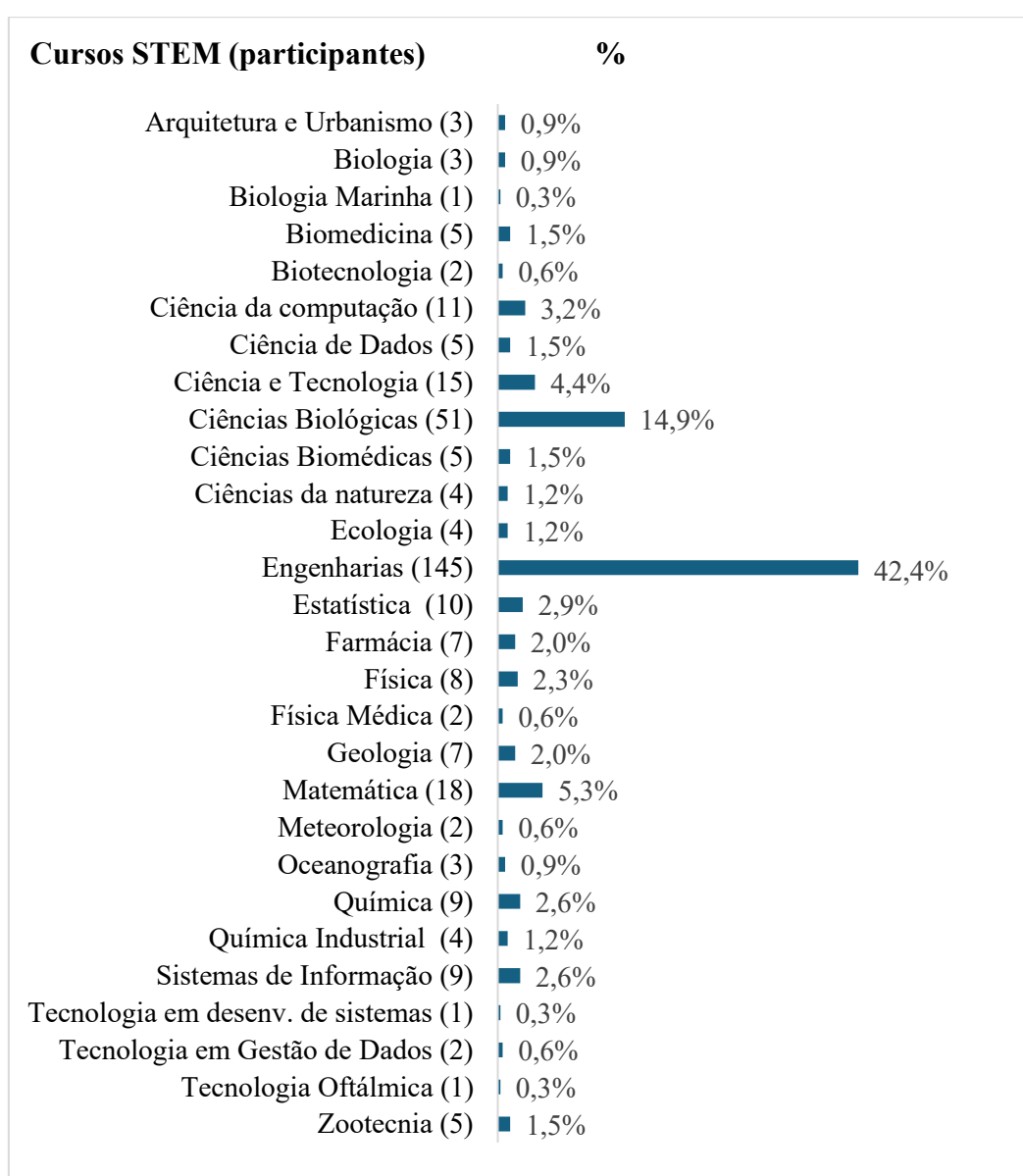


Figura 1. Lista e número de participantes por cursos STEM (n= 342)

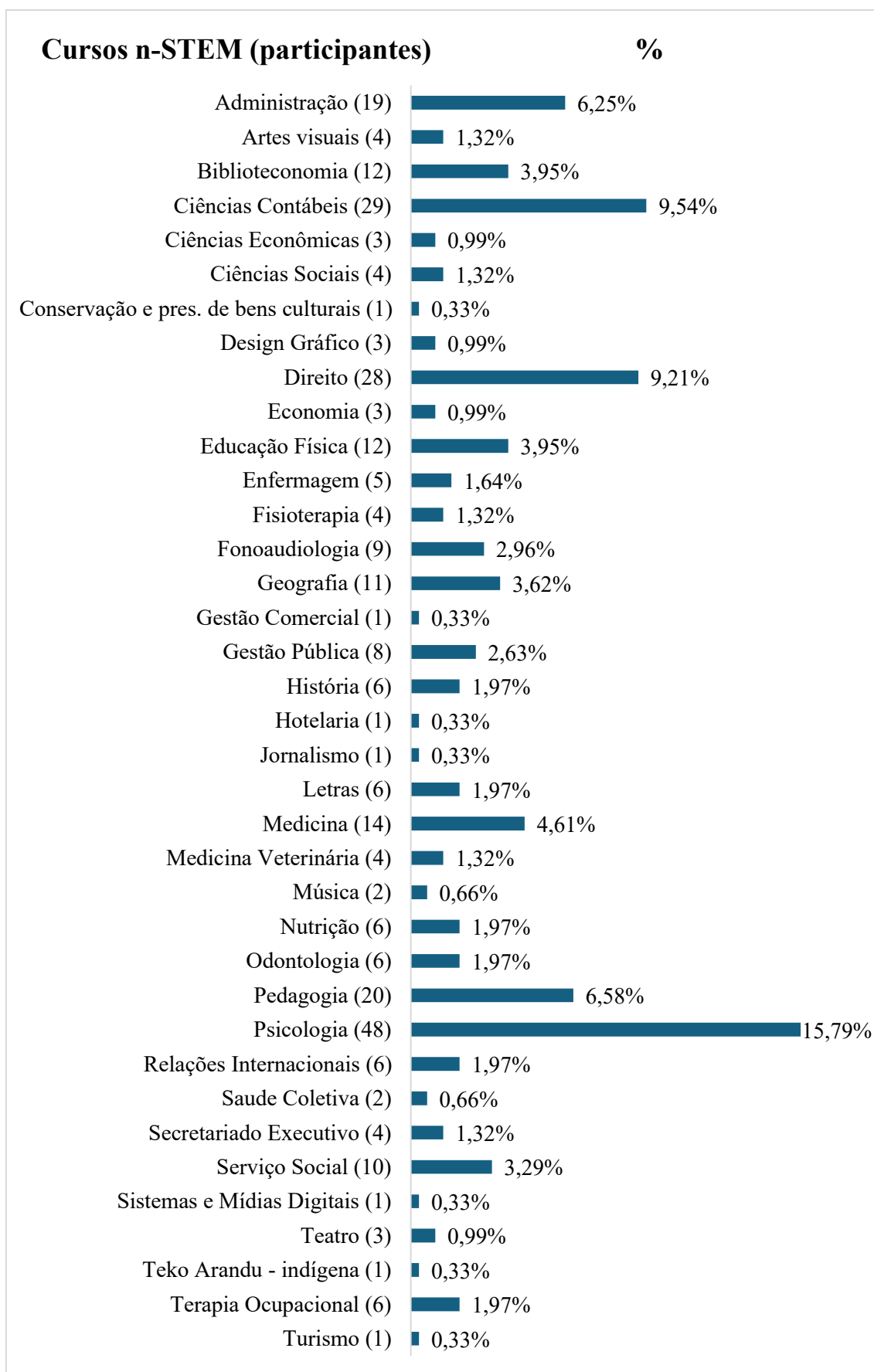


Figura 2. Lista e número de participantes por cursos n-STEM (n=304)

2.3.2 Procedimentos Éticos

O presente estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da UNESP (No. 5.873.580, CAAE: 6519523.0.0000.5398). Os participantes consentiram a participação voluntária antes de serem submetidos à pesquisa por meio do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE, Apêndice A).

2.3.3 Procedimentos de Coleta de Dados

A pesquisa foi realizada durante os meses de março a agosto de 2023, com estudantes universitários de todo o Brasil, de forma online, a partir do aplicativo *Pavlovía®* para o preenchimento completo das escalas e questionários, com duração de 20 minutos para as respostas. A divulgação e recrutamento dos participantes foram realizados por meio do contato com coordenadores de curso de Instituições de Ensino Superior e através das redes sociais (Facebook, Twitter, Instagram, LinkedIn e WhatsApp).

Os participantes responderam a um protocolo composto por escalas previamente validadas, publicadas originalmente em inglês. O processo de tradução para o português brasileiro se deu em quatro etapas de acordo com as diretrizes metodológicas de adaptação propostas por Sireci *et al.* (2006), por se tratar de um protocolo reconhecido, assegurando equivalência semântica, idiomática e conceitual: (i) tradução do instrumento do idioma de origem (inglês) para o idioma-alvo (português); (ii) realização da síntese das versões traduzidas; (iii) análise da versão sintetizada por dois avaliadores e (iv) tradução reversa (back translation) para o idioma de origem.

A ordem dos instrumentos no aplicativo de resposta foi: Leitura do termo de consentimento livre e esclarecido; questionário sociodemográfico; questão sobre o tipo de dispositivo utilizado (computador, celular ou tablet); questionário de desempenho na matemática (Cipora *et al.*, 2024; Cipora *et al.*, 2017); oito assertivas relacionadas à escolha do curso de graduação; cinco perguntas sobre o gosto por matemática e outras áreas do conhecimento; Escala de Ansiedade Matemática (AMAS; Hopko *et al.*, 2003) e uma assertiva de verificação da atenção no final da escala; Escala de Transtorno de Ansiedade Generalizada (GAD-7; Löwe *et al.*, 2008); Escala de Autoeficácia matemática (Lee, 2009) e a segunda assertiva de verificação da atenção no final da escala; Escala de Ansiedade Estatística (O'Bryant *et al.*, 2021); Escala de ansiedade de teste (Taylor; Deane, 2002); Escala de Autoeficácia geral (General Self-Efficacy Scale – GSE) e a última assertiva de atenção no final da escala; Escala de Procrastinação (Yockey, 2016);

Questão sobre a seriedade de respostas fornecida pelo participante e; tela final de agradecimento com nomes das pesquisadoras envolvidas.

2.3.4 Instrumentos

De um total de 13 instrumentos entre questionários, testes e escalas utilizados na referida pesquisa, para o Estudo 1 foram usados 10 instrumentos descritos a seguir:

2.3.4.1 Questionário Sociodemográfico (Apêndice B)

Os participantes responderam inicialmente um questionário, desenvolvido pelos autores, que continha perguntas sobre dados sociodemográficos (p.ex., idade e sexo), formação acadêmica (p.ex., curso de graduação atual) e histórico prévio de transtornos de aprendizagem, neurológicos e psiquiátricos.

2.3.4.2 Escala de Ansiedade Matemática (Anexo B)

Para avaliar a Ansiedade Matemática dos participantes foi utilizada a Escala Abreviada de Ansiedade Matemática (*Abbreviated Math Anxiety Scale* – AMAS; Hopko *et al.*, 2003). Para responder a AMAS, os participantes devem julgar o seu nível de ansiedade em situações acadêmicas que envolvem matemática usando uma escala *Likert* de cinco pontos, em que 1 corresponde a baixa ansiedade e 5 corresponde a alta ansiedade. A escala é composta por 9 itens organizados em dois fatores: *Ansiedade de Aprendizagem Matemática* ($\alpha = 0,85$; Hopko *et al.*, 2003) e *Ansiedade de Avaliação Matemática* ($\alpha = 0,88$; Hopko *et al.*, 2003). Os escores possíveis variam entre 1 e 5, com escores mais altos indicando alta ansiedade matemática. Evidências de confiabilidade sugerem que a escala apresenta consistência interna adequada ($\alpha = 0,90$; ver Hopko *et al.*, 2003).

2.3.4.3 Escala de Ansiedade Estatística (Anexo C)

A Escala de Ansiedade Estatística (*Statistical Anxiety Scale* – SAS; Vigil-Colet *et al.*, 2008) foi utilizada para medir a ansiedade estatística dos participantes. Os participantes são convidados a julgar o seu nível de ansiedade em situações acadêmicas envolvendo estatística usando uma escala *Likert* de cinco pontos, em que 1 corresponde a nenhuma ansiedade e 5 corresponde a ansiedade muito alta. No presente estudo, utilizou-se a versão reduzida contendo 14 itens (O'Bryant *et al.*, 2021), que apresenta dois fatores: *Ansiedade de Exame* ($\alpha = 0,93$; O'Bryant *et al.*, 2021) e *Ansiedade para pedir*

ajuda ($\alpha = 0,82$; O'Bryant *et al.*, 2021). Evidências de confiabilidade sugerem que a escala apresenta consistência interna adequada (α Cronbach = 0,91; O'Bryant *et al.*, 2021). Na presente tese, esse instrumento foi adaptado e validado ao contexto brasileiro.

2.3.4.4 Ansiedade Geral (Anexo D)

Para avaliar o nível de ansiedade-traço foi utilizada a Escala de Transtorno de Ansiedade Generalizada (GAD-7; Löwe *et al.*, 2008). Esta é uma medida de 7 itens que é pontuada por uma escala *Likert* de 4 pontos com 1 = Nunca e 4 = Quase todos os dias (Löwe *et al.*, 2008). Na presente amostra, a escala apresentou consistência interna adequada (α de Cronbach = 0,88).

2.3.4.5 Ansiedade de Teste (Anexo E)

Para avaliar o nível de ansiedade dos participantes em testes, foi utilizada a versão curta do Test Anxiety Inventory (TAI) de 20 itens para 5 itens de (Taylor; Deane, 2002). Esta medida apresentou consistência interna α de Cronbach = 0,87. Sendo avaliada por meio de uma escala de *Likert* de 4 pontos, com 1= Nunca e 4= Frequentemente. Na presente amostra, a escala apresentou consistência interna adequada (α de Cronbach = 0,87).

2.3.4.6 Autoeficácia geral (Anexo F)

Para avaliar a autoeficácia dos participantes, foi utilizada a GSE – General Self-Efficacy Scale (Schwarzer; Jerusalem, 1995). O α de Cronbach para esta escala foi encontrado entre 0,76 e 0,90 em amostras de 23 países, incluindo o Brasil (Balsan et al, 2020). Traduzida para muitos idiomas, inclusive em português. Esse instrumento é composto por 10 itens e é medido usando uma escala *Likert* de 5 pontos onde 1 = Nada verdadeiro e 5 = Totalmente verdadeiro (Schwarzer; Jerusalem, 1995). Na presente amostra, a escala apresentou consistência interna moderada (α de Cronbach = 0,64).

2.3.4.7 Autoeficácia em matemática (Anexo G)

No contexto do Program for International Student Assessment 2003 (OECD, 2004) foi organizado e utilizado o Questionário de Autoeficácia em Matemática, também adotado no presente estudo a partir dos itens detalhados em Lee (2009). O instrumento possui 6 itens avaliados a partir de uma escala *Likert* de 4 pontos (1 = Nada confiante a 4

Muito confiante) aos quais os participantes devem avaliar seu nível de confiança ao realizar tarefas matemáticas (ver Anexo E). São somados de 6 a 24 pontos, indicando os pontos mais altos para índices mais elevados de autoeficácia em matemática. Na presente amostra, a escala apresentou consistência interna adequada (α de Cronbach = 0,83).

2.3.4.8 Desempenho na matemática (Anexo H)

O desempenho foi avaliado usando uma tarefa de fluência em matemática, que possui boa confiabilidade α de Cronbach = 0,92. Ela exige que os participantes completem até 40 problemas de matemática entre adições, subtrações, multiplicações e divisões em até 2 minutos. A pontuação total ocorre por meio da soma dos itens resolvidos corretamente, portanto uma pontuação alta corresponde a um alto desempenho (Cipora *et al.*, 2024; Cipora *et al.*, 2017). A escala apresentou consistência interna adequada na amostra do presente estudo (α de Cronbach = 0,87).

2.3.4.9 Procrastinação Acadêmica (Anexo I)

Para avaliar a procrastinação entre os participantes, foi utilizada a Academic Procrastination Scale (α de Cronbach = 0,87; Yockey, 2016). Esta medida é composta por 5 itens e pontuada por meio de uma escala *Likert* de 7 pontos com 1 = Discordo totalmente a 7 = Concordo totalmente. Na presente amostra, a escala apresentou consistência interna adequada (α de Cronbach = 0,88).

2.3.4.10 Itens de verificação de atenção (Apêndice C)

Os participantes responderam a quatro itens de qualidade, três verificações de atenção e uma verificação de seriedade. As verificações de atenção foram incluídas no final de três escalas diferentes e seguiram um formato de apresentação consistente com as perguntas anteriores dentro dessas escalas (por exemplo, "Para mostrar que você leu esta frase, pedimos que selecione a opção não muito confiante na escala"). A verificação de seriedade foi apresentada no final da pesquisa conforme proposto por Aust *et al.* (2013).

2.3.5 Análise de dados

A análise de dados foi realizada por meio do software estatístico JASP versão 0.19.0 (JASP, 2024). Foram conduzidas análises fatoriais confirmatórias com o objetivo de se replicar a estrutura fatorial de duas dimensões encontradas por Hopko *et al.* (2003)

para a AMAS. Os itens foram tratados como ordinais, com o estimador Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) conforme Li (2016). Esse estimador oferece erros-padrão robustos e estatísticas escaladas, ideais para itens ordinais e para possíveis violações da normalidade.

Os intervalos de confiança das cargas fatoriais foram obtidos pelo método do DWLS (robusto), que utiliza aproximações estatísticas adequadas com estimativas robustas em grades amostras, como o recorte amostral da presente pesquisa ($n=646$). Para a AMAS, a análise envolveu um modelo unifatorial com todos os 9 itens e; um modelo bifatorial com duas variáveis latentes correlacionadas, no qual os itens 1, 3, 6, 7, 9 contribuem para a variável latente *Aprendizagem* e os itens 2, 4, 5, 8 para a variável latente *Avaliação*.

Para que o modelo fosse considerado adequado, os seguintes índices de ajuste foram usados como referência: Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) e Standardised Root Mean Square Residual (SRMR), para o qual valores inferiores a 0,08 indicam bom ajuste (Hu; Bentler, 1999). Em termos de avaliação, para o CFI e o TLI, valores acima de 0,90 foram considerados aceitáveis (Kline, 2023) e valores 0,95 excelentes (Hu; Bentler, 1999). Quanto ao RMSEA, valores menores do que 0,08 foram considerados aceitáveis (Kline, 2023). Além disso, os valores do qui-quadrado (χ^2) dividido pelos graus de liberdade (gl) também foram inspecionados. Valores de χ^2/gl devem ser menores do que 5 ou, preferencialmente, menores do que 3. Realizou-se a comparação entre os modelos unifatorial e bifatorial a partir do teste de diferença do qui-quadrado ($\Delta\chi^2$) e da variação do CFI ($\Delta\text{CFI} \leq 0,01$; Hirschfeld; Von Brachel, 2014).

A consistência interna foi avaliada a partir do cálculo do Alpha de Cronbach (1951) e o Ômega de McDonald (ω) (McDonald, 2013), medidas reconhecidas na literatura psicométrica, valores iguais ou superiores a 0,7 são considerados adequados a elas (Hair *et al.*, 2014).

Para investigar as evidências de validade discriminante, utilizou-se o teste t de Student para amostras independentes com verificação da suposição de homogeneidade de variâncias por meio do teste de Levene, a fim de comparar o escore da AMAS entre homens e mulheres e, entre estudantes de cursos STEM e n-STEM. Nas análises comparativas entre os sexos, não foram incluídos os participantes que se auto identificaram como *genderqueer* ou preferiram não responder ($n=15$). Todas as análises consideraram a significância de 5%. Para calcular os intervalos de confiança BCa

(bootstrap de 1000 amostras), recorreu-se ao SPSS (versão 20.0, IBM, 2011), uma vez que esse recurso não está disponível no JASP.

Para examinar as evidências de validade convergente da AMAS, calculou-se as correlações de Pearson entre as duas escalas e demais medidas de ansiedade (traço e de teste), procrastinação, autoeficácia geral, autoeficácia matemática e desempenho aritmético. O coeficiente de Pearson foi escolhido por sua robustez em grandes amostras, mesmo na ausência de normalidade. Para minimizar possíveis vieses decorrentes da distribuição de dados, empregou-se intervalos de confiança BCa (bootstrap de 1000 amostras), proporcionando maior precisão às estimativas.

2.4 RESULTADOS

A seguir apresentam-se os resultados da pesquisa, de acordo com os objetivos previamente delineados. Em relação às estatísticas descritivas, a pontuação média para a AMAS total foi de 2,84 (DP= 0,97), considerando a variação de 1 a 5 dos escores em escala Likert. Para as subescalas, a pontuação média para o fator *Aprendizagem* foi de 2,40 (DP= 0,96), sugerindo menor ansiedade em situações práticas de estudo quando comparado ao fator *Avaliação*, com média de 3,40 (DP= 1,10), indicando níveis mais elevados de ansiedade em contextos de provas e exames matemáticos.

2.4.1 Estrutura interna e confiabilidade da AMAS

Foram analisados, por meio da Análise Fatorial Confirmatória (AFC) dois modelos, um unifatorial (de 9 itens) e outro bifatorial (Fator 1, *Aprendizagem*, com 5 itens e Fator 2, *Avaliação*, com 4 itens). Apesar de a literatura apoiar consistentemente o modelo bifatorial, optou-se por testar também o modelo unifatorial, seguindo as recomendações psicométricas de comparação entre modelos mais parcimoniosos e modelos teoricamente esperados. Essa análise permite avaliar se, na amostra brasileira, um único fator geral explicaria a variância dos itens, além de replicar os procedimentos adotados no estudo original de Hopko *et al.* (2003).

A Tabela 3 fornece os índices de ajuste para os dois modelos confirmatórios testados. Os resultados da AFC apresentaram excelente ajuste para o modelo bifatorial ($X^2(26) = 29,93$; $p = 0,271$), indicando que a AM pode ser mais bem explicada por dois fatores correlacionados (*Aprendizagem* e *Avaliação*).

Tabela 3. Comparação dos índices de ajuste dos modelos unifatorial e bifatorial da AMAS

Modelo	X ²	gl	p	CFI	TLI	RMSEA (IC 95%)	SRMR	ΔCFI
Unifatorial	263,82	27	< 0,001	0,973	0,963	0,389 (0,387-0,391)	0,075	0,022
Bifatorial	29,93	26	0,271	0,999	0,999	0,015 (0,00-0,036)	0,032	

Nota: Estimador: *Diagonally Weighted Least Squares* (DWLS-robusto). AMAS: Escala de Ansiedade Matemática; X²= Qui-quadrado; gl= graus de liberdade; p=valor de probabilidade; RMSEA= *Root Mean Square Error of Approximation*; CFI= *Comparative Fit Index*; TLI= *Tucker-Lewis Index*; SRMR= *Standardized Root Mean Square Residual*.

Os índices CFI (0,999) e TLI (0,999) mostram um ajuste consistente, o RMSEA (0,015, IC90% [0,000 e 0,036]) reforça a adequação do ajuste. Portanto, comparado ao modelo unifatorial (ΔCFI = 0,022, acima do critério 0,001), o modelo bifatorial mostra-se mais apropriado para representar a estrutura fatorial da AMAS.

Tabela 4. Cargas fatoriais padronizadas dos itens da AMAS (AFC, n= 646)

Fator	Item	Descrição do item e subescalas	λ (Carga)	IC 95%	p
Fator 1	1.	Consultar/usar as tabelas na parte de trás do livro de matemática. (Ap)	0,48	[0,42 – 0,55]	< 0,001
	3.	Observando um professor resolvendo uma equação algébrica na lousa. (Ap)	0,79	[0,75 – 0,84]	< 0,001
	6.	Assistindo uma aula de matemática. (Ap)	0,82	[0,78 – 0,86]	< 0,001
	7.	Ouvindo outro aluno explicar uma fórmula matemática. (Ap)	0,71	[0,66 – 0,75]	< 0,001
	9.	Começando um novo capítulo do livro de matemática. (Ap)	0,74	[0,69 – 0,78]	< 0,001
Fator 2	2.	Imagine-se pensando, um dia antes, no próximo teste de matemática. (Av)	0,79	[0,74 – 0,82]	< 0,001
	4.	Fazendo uma prova de matemática. (Av)	0,78	[0,74 – 0,82]	< 0,001
	5.	Imagine-se recebendo uma tarefa de casa, com muitos problemas difíceis que devem ser entregues na próxima aula. (Av)	0,90	[0,88 – 0,93]	< 0,001
	8.	Recebendo um teste surpresa na aula de matemática. (Av)	0,80	[0,76 – 0,84]	< 0,001

Nota: Cargas fatoriais significativas (p < 0,001). IC95%: Intervalo de Confiança.

Para a análise dos fatores, as cargas fatoriais padronizadas mostraram-se todas significativas (p < 0,001), variando de 0,48 (item 1) a 0,90 (item 5), conforme apresentado na Tabela 4. No fator Aprendizagem, as cargas variaram entre 0,48 e 0,82 (M = 0,71; DP = 0,14), e no fator Avaliação entre 0,78 e 0,90 (M = 0,82; DP = 0,05), indicando elevada saturação dos itens em seus respectivos fatores. Esses valores, aliados à forte correlação entre fatores (r = 0,74), reforçam a coerência interna do modelo bifatorial observado na amostra.

Na subescala de *Aprendizagem*, os itens variaram de 0,48 (item 1) a 0,82 (item 6). Em *Avaliação* as cargas variaram entre 0,78 (item 4) a 0,90 (item 5). Esses valores não aumentaram com a exclusão de itens. A correlação entre os dois fatores mostrou-se forte e significativa ($r = 0,74$, IC95% [0,696 – 0,775]; $p < 0,001$), demonstrando que são construtos correlatos, porém distintos, como se observa na Figura 3 a seguir.

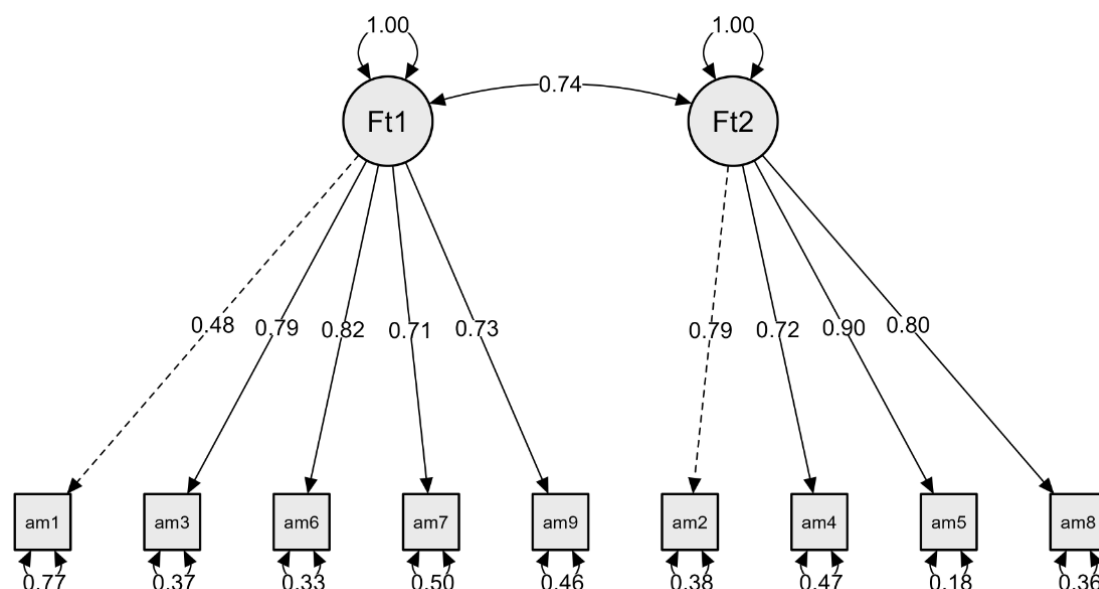


Figura 3. Modelo bifatorial da AMAS (AFC, estimador DWLS-robusto). Fator 1 = Ansiedade de Aprendizagem; Fator 2 = Ansiedade de Avaliação. Valores indicam as cargas fatoriais padronizadas e variâncias residuais.

Com relação a estimativa de confiabilidade, os resultados indicaram consistência interna adequada para a AMAS total ($\alpha = 0,89$; $\omega = 0,89$) bem como para as duas subescalas, *Aprendizagem* ($\alpha = 0,83$; $\omega = 0,84$) e *Avaliação* ($\alpha = 0,87$; $\omega = 0,88$), como se apresenta na Tabela 5.

Tabela 5. Consistência interna (α e ω) da AMAS e fatores Aprendizagem e Avaliação

Escala	Cronbach (α) [IC95%]	McDonald (ω) [IC95%]	Média/DP
AMAS total	0,892 [0,879-0,904]	0,895 [0,883-0,907]	2,84 (0,96)
<i>Aprendizagem</i>	0,833 [0,811-0,852]	0,839 [0,820-0,859]	10,86 (4,95)
<i>Avaliação</i>	0,876 [0,859-0,891]	0,881 [0,866-0,896]	14,70 (4,65)

Nota: α = Alfa de Cronbach; ω = Ômega de McDonald. Intervalos de confiança 95% estimados por bootstrap não paramétrico (1.000 reamostragens). AMAS = Escala Abreviada de Ansiedade Matemática; DP = Desvio Padrão.

Assim, os achados relativos à estrutura interna e à confiabilidade evidenciam que a AMAS apresenta funcionamento psicométrico satisfatório no contexto brasileiro,

sustentando seu uso em investigações que demandem avaliação consistente e diferenciada dos componentes de Aprendizagem e Avaliação da AM.

2.4.2 Validade Discriminante (comparação entre grupos)

A validade discriminante foi investigada a partir da comparação dos níveis de AM entre grupos, que possivelmente podem apresentar diferenças significativas.

Tabela 6. Resultados do Teste t de amostras independentes para a AM separados por gênero e cursos (STEM e n-STEM)

Variável	Grupos H. (n=255) M. (n=376)	M (DP)	Dif. médias	t (n=629)	p	IC95%	IC95% BCa Bootstrap
Aprendizagem	Homens	1,97 (0,89)	-0,319	-4,01	<0,001	[-0,475; -0,163]	[-0,472; -0,161]
	Mulheres	2,29 (1,03)					
Avaliação	Homens	3,49 (1,15)	-0,309	-3,30	0,001	[-0,492; -0,125]	[-0,487; -0,107]
	Mulheres	3,80 (1,16)					
AM Total	Homens	2,65 (0,90)	-0,314	-4,06	<0,001	[-0,466; -0,162]	[-0,466; -0,157]
	Mulheres	2,96 (0,99)					
Variável	Grupos n-STEM (n=304) STEM (n=342)	M (DP)	Dif. médias	t (n=629)	p	IC95%	IC95% BCa Bootstrap
Aprendizagem	n-STEM	2,30 (1,10)	0,248	3,19	0,001	[0,095; 0,400]	[0,092; 0,398]
	STEM	2,06 (0,96)					
Avaliação	n-STEM	3,66 (1,18)	-0,036	-0,39	0,696	[-0,217; 0,144]	[-0,234; 0,143]
	STEM	3,69 (1,15)					
AM Total	n-STEM	2,91 (0,99)	0,121	1,59	0,112	[-0,028; 0,270]	[-0,030; 0,269]
	STEM	2,79 (0,95)					

Notas: AM: Ansiedade Matemática; M: Média; DP: Desvio Padrão; STEM: *Science, Technology, Engineering, and Mathematics*. IC= Intervalos de confiança tradicional; BCa Bootstrap = Intervalo de confiança de 95% corrigido e acelerado (BCa), baseado em 1000 reamostragens bootstrap. Valores de p considerados significativos em $p < 0,05$.

No caso, foram consideradas duas variáveis, a primeira divisão dos participantes foi feita por gênero e a segunda por cursos n-STEM e STEM. Para a divisão por gênero, foram excluídos 15 (2,32%) participantes que se auto identificaram como *genderqueer* ou preferiram não responder.

As mulheres apresentaram níveis mais altos de AM na AMAS total, com média 2,96 (DP= 0,99) em relação aos homens com 2,65 (DP= 0,90), indicando diferença significativa entre eles ($t_{(629)} = 4,01$, $p = < 0,001$, $d = 0,31$), bem como nas duas subescalas, (Tabela 6).

Para os níveis de AM entre estudantes das áreas STEM e n-STEM, estudantes de cursos n-STEM reportaram níveis mais elevados de AM para o fator *Aprendizagem* ($M = 2,91$, $DP = 0,99$), com diferença estatística significativa $t_{(644)} 3,19$, $p = 0,001$, $d = 0,25$, quando comparados aos estudantes de cursos STEM ($M = 2,79$, $DP = 0,95$). Não foram encontradas diferenças significativas entre os grupos para a AMAS total e para o fator *Avaliação* (Tabela 7). A seguir apresentam-se os dados de validade convergente a partir das correlações com variáveis externas.

2.4.3 Validade Convergente (correlação com outras variáveis)

Foram realizadas análises de correlação para examinar a validade convergente da AMAS, os dados são apresentados na Tabela 7. Houve correlação estatisticamente significativa e positiva entre a AM e AE ($r = 0,624$; $p < 0,001$; IC95% BCa [0,274; 0,421]).

Tabela 7. Correlação entre as variáveis de interesse

Variável	r (AM)	Valor de p	IC95% BCa
AE	0,624***	< 0,001	[0,557; 0,686]
Ansiedade Geral	0,348***	< 0,001	[0,274; 0,421]
Ansiedade de Teste	0,544***	< 0,001	[0,473; 0,606]
Procrastinação	0,114**	0,004	[0,034; 0,192]
Autoeficácia Geral	-0,265***	< 0,001	[-0,327; -0,202]
Autoeficácia Matemática	-0,499***	< 0,001	[-0,556; -0,436]
Desempenho Aritmético	-0,337***	< 0,001	[-0,405; -0,266]

AM= Ansiedade Matemática; AE= Ansiedade Estatística. Intervalos de confiança estimados por bootstrap BCa (1000 amostras). * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Observou-se correlação significativa da AMAS com todas as outras variáveis, sendo positiva com ansiedade geral, ansiedade de teste e baixa para procrastinação (Tabela 7).

As correlações negativas com a AM se apresentaram em autoeficácia geral, autoeficácia matemática e desempenho aritmético. Para facilitar a interpretação da intensidade e direção das associações, a Figura 4 apresenta a matriz de correlações em formato gráfico, a linha diagonal funciona como um recurso visual que sintetiza o gradiente das correlações observadas entre a AM e as demais variáveis. Essa linha organiza graficamente os coeficientes, partindo das associações mais negativas, a exemplo, a $AM \times Autoeficácia Matemática$ ($r = -0,499$), $AM \times Autoeficácia Geral$ ($r = -$

0,265) e AM $\times$ Desempenho Aritmético ($r = -0,337$) — até as associações mais positivas, tais como AM $\times$ Ansiedade de Teste ($r = 0,544$) e AM $\times$ Ansiedade Estatística ($r = 0,624$). Assim, a linha não representa um cálculo estatístico adicional, mas atua como guia visual que facilita a compreensão da progressão e da intensidade relativa das correlações.

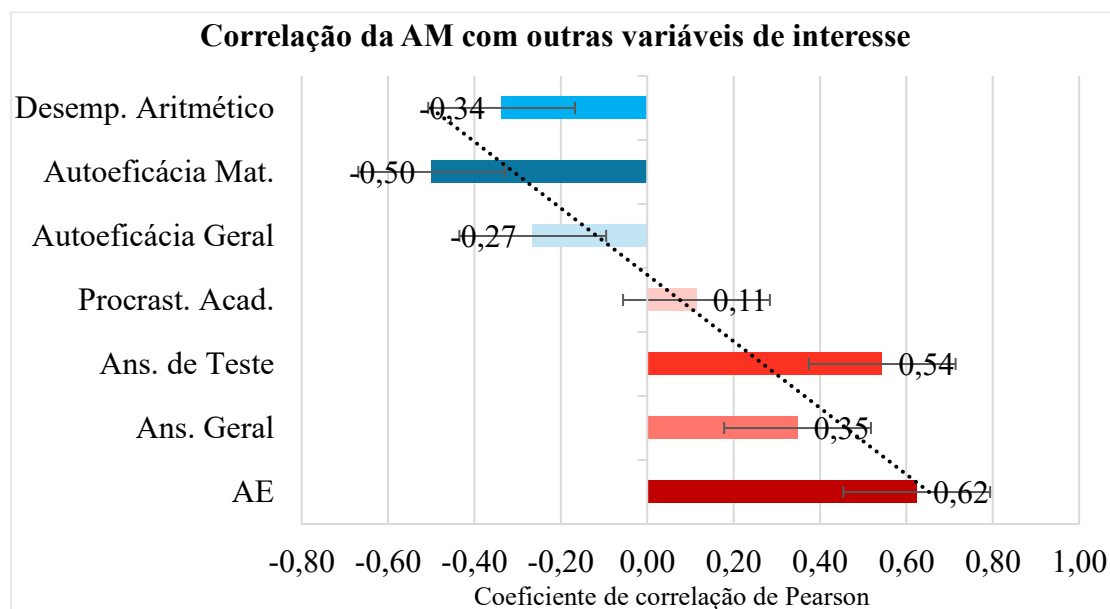


Figura 4. Matriz de correlação entre AM e variáveis de interesse (Pearson r , IC95% BCa).

A matriz completa de correlações com IC bootstrap BCa (1000 amostras) pode ser analisada no Apêndice E da presente tese. Para fornecer uma visão resumida das principais correlações entre as variáveis do estudo apresenta-se a Tabela 8.

Tabela 8. Interpretação da correlação entre as variáveis de interesse

Variável	r (Pearson)	Interpretação
AE	0,624***	Forte e positiva
Ansiedade de Teste	0,544***	Moderada a forte
Ansiedade Geral	0,348***	Moderada
Autoeficácia Matemática	-0,499***	Moderada a forte negativa
Desempenho Aritmético	-0,337***	Moderada negativa
Autoeficácia Geral	-0,265***	Moderada negativa
Procrastinação Acadêmica	0,114**	Fraca

AM= Ansiedade Matemática; AE= Ansiedade Estatística. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$; (ns): não significativo. Intervalos de confiança estimados por bootstrap BCa (1000 amostras).

Nota. $p < 0,001$, exceto quando indicado. Sinal indica direção do efeito.

Observa-se, que as maiores magnitudes positivas ocorreram primeiramente entre AM e AE, anteriormente mencionada, seguida da correlação entre ansiedade de teste com a AE ($r = 0,604$; $p < 0,001$) e com a AM ($r = 0,544$; $p < 0,001$).

As três correlações negativas de maior magnitude foram inicialmente entre AM e autoeficácia matemática ($r = -0,499$; $p < 0,001$), seguida por AE e autoeficácia matemática ($r = -0,397$; $p < 0,001$) e entre autoeficácia geral e ansiedade de teste ($r = -0,380$; $p < 0,001$).

2.5 DISCUSSÃO

O presente capítulo discute os principais achados da pesquisa, situando-os a partir da literatura estudada sobre ansiedade matemática. De início, observa-se que os resultados confirmam o objetivo central do estudo ao demonstrar que a AMAS apresenta estrutura bifatorial válida e confiável no contexto brasileiro, reforçando sua adequação psicométrica para universitários. Os resultados são interpretados considerando a estrutura interna da AMAS, as diferenças entre grupos e as relações com variáveis acadêmicas e psicológicas associadas, destacando contribuições, convergências e implicações para o campo. Essa estratégia permite a contextualização dos achados considerando os debates existentes e identificando a relevância específica da presente investigação.

Para o primeiro objetivo, foi realizada a Análise Fatorial Confirmatória (AFC), que revelou excelente ajuste do modelo bifatorial (com fatores *Ansiedade de Aprendizagem* e *Ansiedade de Avaliação*) da AMAS na amostra brasileira, quando comparado ao modelo unifatorial. Esse achado reafirma diretamente que o instrumento mantém sua organização estrutural prevista pela literatura, apresentando níveis adequados de confiabilidade, assim como demonstrou os estudos prévios para outros contextos culturais e linguísticos (Ver Tabela 1). Portanto, como comprovado em outros estudos, o modelo bifatorial teve uma melhor adaptação dos dados da AMAS, sugerindo uma medida confiável e válida para a avaliação da AM também nesta população (Brown; Sifuentes, 2016; Cipora *et al.*, 2015; Primi *et al.*, 2014; Schillinger *et al.*, 2018; Vahedi; Farrokhi, 2011). A elevada correlação entre os fatores ($r = 0,74$) indicam que mesmo interdependentes, os fatores capturam os aspectos particulares da AM, e reforçando ser um construto multidimensional (Brown; Sifuentes, 2016; Cipora *et al.*, 2015; Hopko *et al.*, 2003; Primi *et al.*, 2014; Schillinger *et al.*, 2018; Vahedi; Farrokhi, 2011). Essa distinção auxilia na identificação se o estudante apresenta maior ansiedade frente ao

estudo ou às situações de avaliação. Além disso, sugere possibilidades de intervenções específicas direcionadas a cada dimensão da AM.

A escala apresentou coeficientes elevados tanto para a escala total como para as subescalas, indicando consistência interna adequada. Esse padrão de precisão se alinha às validações internacionais e reforça a estabilidade transcultural da medida. A manutenção de todos os itens é importante, pois diante da análise de confiabilidade, a exclusão de itens reduz a precisão da medida. Assim, os dados reforçam a robustez da AMAS na versão brasileira e para contextos acadêmicos. Outros estudos também reforçam essa versatilidade da AMAS a outras culturas (Brown; Sifuentes, 2016; Carey *et al.*, 2016; Cipora *et al.*, 2017). Assim, os resultados fortalecem a AMAS como instrumento psicométrico confiável para o Brasil, possibilitando comparações interculturais mais rigorosas.

Para aprofundar essa discussão, complementa-se com a síntese geral dos achados deste estudo, que oferece evidências consistentes de que a AMAS, em sua versão brasileira, constitui um instrumento válido e confiável para a avaliação da AM em universitários, corroborando estudos internacionais que demonstram sua estabilidade psicométrica em diferentes contextos culturais (Hopko *et al.*, 2003; Brown; Sifuentes, 2016). A estrutura bifatorial replicada, a robustez das cargas fatoriais e os padrões de correlação observados com variáveis acadêmicas e emocionais reforçam a solidez do construto e seu valor aplicado em pesquisas e práticas educacionais (Ashcraft; Krause, 2007; Caviola *et al.*, 2022). Esse alinhamento com a literatura internacional indica a possibilidade de replicabilidade e, a capacidade da escala captar nuances do construto em contextos educacionais distintos.

Observa-se, assim, que a AMAS na versão em português-brasileiro firma-se como uma escala de evidências robustas de validade e confiabilidade. Esses achados indicam que a escala apresenta estabilidade transcultural, conforme estudos anteriores em diferentes populações como na Itália, Polônia, Alemanha e Espanha (Primi *et al.*, 2014; Cipora *et al.*, 2017; Schillinger *et al.*, 2018; Martín-Puga *et al.*, 2022). Ao incluir dados brasileiros, o presente estudo contribui preenchendo uma lacuna na literatura mundial, ampliando o escopo geográfico das validações disponíveis.

No segundo objetivo, verificou-se a validade discriminante por meio da comparação por gênero e entre estudantes de áreas STEM e não-STEM. As análises por gênero revelaram diferenças significativas, com mulheres apresentando maior AM em todas as dimensões da escala. Embora a literatura apresente resultados mistos (Ganley;

McGraw, 2016; Else-Quest *et al.*, 2010), os achados convergem com grande parte da literatura nacional e internacional (Levy *et al.*, 2021; Hill *et al.*, 2016; Barroso, 2021; Khasawneh *et al.*, 2021). Esse padrão pode refletir processos socioculturais que reforçam estereótipos de competência matemática, influenciando expectativas, autoeficácia e experiências acadêmicas de meninas e mulheres. Tais resultados são recorrentes em diferentes faixas etárias (Goetz *et al.*, 2013; Xie *et al.*, 2019).

Para os grupos STEM e n-STEM, estudantes n-STEM apresentaram níveis mais elevados de AM, embora com efeito pequeno ($d=0,19$). Não houve diferenças significativas para a AMAS total nem para o fator Avaliação corroborando estudos que também não encontraram essas diferenças (Rozgonjuk *et al.*, 2020; Pletzer *et al.*, 2015). Essas inconsistências sugerem que a variável “tipo de curso” pode refletir trajetórias prévias de autoeficácia e experiências escolares, mais do que a natureza do curso em si. O estudo de Leppma e Darrah (2024) sugere que a magnitude dos efeitos tende a ser pequena, porém significativa. Uma explicação possível é que essa relação da AM com o curso pode ser mediada por fatores individuais, como experiências anteriores com a matemática e a autoeficácia (Beilock; Maloney, 2015). Ou ainda, pelo contexto de avaliação, podendo gerar maiores níveis de AM mesmo em estudantes STEM (Brunyé *et al.*, 2013). Em síntese, os achados sugerem que a relação entre AM e escolha profissional é multifatorial e pode envolver tanto processos de seleção quanto de manutenção em determinadas áreas acadêmicas.

Esses resultados oferecem compreensão ampliada da AM, identificando diferenças entre gêneros e áreas de formação e reforçando padrões já descritos na literatura. (Devine *et al.*, 2012; Goetz *et al.*, 2013; Xie *et al.*, 2019). Além disso, observou-se correlações consistentes entre variáveis externas, no caso entre as ansiedades estatística, geral e de testes, bem como autoeficácia e desempenho aritmético (Hembree, 1990; Hart; Ganley, 2019; Cipora *et al.*, 2022). Esses resultados se mostram amplos na literatura internacional, reforçando que a AM se relaciona com variados domínios emocionais e cognitivos, o que a caracteriza em um construto multifatorial, derivado da interação entre características individuais e das condições dos ambientes de ensino (Ashcraft; Krause, 2007; Barroso *et al.*, 2021; Cipora *et al.*, 2022).

O terceiro objetivo investigou a validade convergente da AMAS em relação a outras sete variáveis. Os resultados revelaram correlações positivas significativas da AM com a AE, com ansiedade geral e ansiedade em testes, confirmando que a AM compartilha características com outras ansiedades, especialmente em contextos

acadêmicos, o que reforça sua característica emocional e cognitiva (Ramirez; Beilock, 2011; Ashcraft; Krause, 2007). Porém, a correlação entre AM e procrastinação mostrou-se com baixa magnitude [IC95% BCa = 0,034;0,192], semelhante ao estudo de Cribbs *et al.* (2021). Esse resultado sugere que a procrastinação pode se relacionar indiretamente com a AM, ou apenas em modelos mais complexos envolvendo moderação ou mediação.

As correlações negativas com a AM, por sua vez, ocorreram entre autoeficácia geral, autoeficácia matemática e desempenho aritmético, evidenciando que quanto maior a AM, menor é a percepção de competência em atividades acadêmicas e matemáticas, e pior é o desempenho em tarefas matemáticas. A forte associação com a autoeficácia em matemática pode destacar sua necessidade como fator protetor contra a ansiedade, corroborando com modelos teóricos (Bandura, 1997) e outros achados (Britner, 2010; Carey *et al.*, 2016).

Ainda, a correlação negativa da AM em relação ao desempenho aritmético é bastante evidenciado na literatura ao longo do tempo (Dowker, 2019; Carey *et al.*, 2016; Devine *et al.* 2012; Ramirez; Beilock, 2011; Britner, 2010; Ashcraft; Krause 2007; Hembree, 1988), refletindo os desafios enfrentados pelo sistema educacional brasileiro, principalmente no ensino da matemática (Brasil, 2023). Esses resultados indicam a importância de intervenções capazes de promover a confiança dos estudantes em suas próprias habilidades matemáticas a fim de reduzir o impacto da AM no desempenho. Tais relações negativas reforçam meta-análises recentes que apontam esses padrões robustos em grandes amostras internacionais (Caviola *et al.*, 2022; Barroso *et al.*, 2021; Namkung; Peng; Lin, 2019).

Assim, os resultados das correlações ofereceram fortes evidências para a AMAS, se relacionando positivamente com outras ansiedades (estatística, geral e em testes) e negativamente com autoeficácia e desempenho. Esse padrão confirma a consistência teórica e empírica esperada para a escala. Os achados brasileiros se reforçam com base em estudos internacionais que também demonstram que a AMAS apresenta adequada validade convergente e discriminante em distintas culturas (Cipora *et al.*, 2017; Martín-Puga *et al.*, 2022).

Diante do exposto, reconhecem-se, enquanto limitações do presente estudo o fato da amostra ser estritamente universitária, em sua grande maioria de instituições públicas de ensino, não se estendendo para diferentes níveis educacionais. Não foram exploradas variáveis contextuais como práticas pedagógicas, histórico escolar, suporte institucional ou ainda, apoio familiar, os quais podem influenciar nos níveis de AM

(Pekrun, 2006; Canning *et al.*, 2019). O delineamento transversal, por sua vez, impede a possibilidade de compreensão da AM ao longo do tempo, tornando-se um resultado limitado (Carey *et al.*, 2016). Essas limitações são comuns em estudos psicométricos iniciais e já foram apontadas por pesquisas similares ao validar instrumentos de ansiedade matemática e estatística em diferentes países (Megreya *et al.*, 2021; Martín-Puga *et al.*, 2022). Tais limitações não invalidam os achados, mas definem fronteiras claras para futuras pesquisas, especialmente em contextos pré-universitários, ainda pouco investigados no Brasil.

Assim, com base nessas limitações, indica-se para pesquisas futuras a investigação da invariância da estrutura fatorial em diferentes grupos sociodemográficos (Hirschfeld; Von Brachel, 2014), intervenções específicas para a redução da AM (Brunyé *et al.*, 2013; Liu *et al.*, 2025), estudos longitudinais sobre a relação da AM e variáveis como autoeficácia e desempenho ao longo da trajetória universitária e de demais níveis acadêmicos e, ampliar, principalmente a investigação da AMAS entre estudantes de nível médio e técnico (Cribbs *et al.*, 2021; Cipora *et al.*, 2024). Essas indicações demonstram tendências internacionais da área, que vêm destacando a urgência em pesquisas longitudinais e preventivas para a compreensão do desenvolvimento da AM ao longo dos ciclos escolares (Ramirez; Beilock, 2011; Dowker *et al.*, 2016).

Nesse sentido, o presente estudo contribuiu em três dimensões: na teórica, confirmando a robustez e multidimensionalidade da AMAS no contexto brasileiro (Hopko *et al.*, 2003; Brown; Sifuentes, 2016). A segunda dimensão alcançada foi a metodológica, com evidências psicométricas consistentes, validando a escala e fortalecendo seu uso para pesquisas futuras (Cipora *et al.*, 2017; Martín-Puga *et al.*, 2022). Por sua vez, a terceira dimensão se consolida com a prática, ao oferecer um instrumento capaz de identificar estudantes mais vulneráveis à AM a fim de orientar intervenções à autoeficácia e redução da ansiedade em contextos de aprendizagem e avaliação em matemática (Brunyé *et al.*, 2013; Liu; Peng; Li, 2025). Com isso, o presente estudo fortalece a AMAS como ferramenta central para pesquisas futuras e contribui para o avanço do campo no Brasil.

Conclusão

Frente aos resultados obtidos, a AMAS (Hopko *et al.*, 2003) adaptada ao contexto brasileiro mostrou-se um instrumento psicométrico válido, confiável e aplicável, capaz de contribuir para a compreensão da AM, para o avanço da pesquisa nesta área e

para a construção de práticas educacionais e psicológicas que visam reduzir o impacto desse tipo de ansiedade no desempenho e bem-estar dos estudantes.

Ao evidenciar diferenças entre grupos e relações significativas com autoeficácia, ansiedade geral e desempenho aritmético, o estudo reforça a compreensão da AM como construto multidimensional e de impacto substancial nas trajetórias acadêmicas. Esses achados contribuem para o avanço do campo ao oferecer uma medida rigorosa e culturalmente adaptada, capaz de sustentar estudos futuros e informar intervenções educacionais baseadas em evidências.

2.6 REFERÊNCIAS

- AHMED, W. Developmental trajectories of math anxiety during adolescence: Associations with STEM career choice. *Journal of Adolescence*, v. 67, p. 158–166, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2018.06.010>
- ASHCRAFT, M. H.; KIRK, E. P. The relationships among working memory, math anxiety, and performance. *Journal of Experimental Psychology: General*, v. 130, n. 2, p. 224, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1037/0096-3445.130.2.224>
- ASHCRAFT, M. H. Math anxiety: Personal, educational, and cognitive consequences. *Current Directions in Psychological Science*, v. 11, n. 5, p. 181–185, 2002.
- ASHCRAFT, M. H.; RIDLEY, K. S.; CAMPBELL, J. I. D. Math anxiety and its cognitive consequences. In: CAMPBELL, J. I. D. (Ed.). *Handbook of Mathematical Cognition*. p. 315–327, 2005.
- ASHCRAFT, M. H.; KRAUSE, J. A. Working memory, math performance, and math anxiety. *Psychonomic Bulletin & Review*, v. 14, n. 2, p. 243–248, 2007. DOI: <https://doi.org/10.3758/BF03194059>
- AUST, F.; DEDERING, M.; BLUMENAU, S.; *et al.* Seriousness checks are useful to improve data validity in online research. *Behavior Research Methods*, v. 45, p. 527–535, 2013. DOI: <https://doi.org/10.3758/s13428-012-0265-2>
- BALSAN, L. A. G.; CARNEIRO, L. L.; BASTOS, A. V. B.; COSTA, V. M. F. Adaptação e validação da nova Escala Geral de Autoeficácia. *Avaliação Psicológica*, v. 19, n. 4, p. 409–419, 2020.
- BANDURA, A. *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman, 1997.
- BARROSO, C.; GANLEY, C. M.; MCGRAW, A. L.; GEER, E. A.; HART, S. A.; DAUCOURT, M. C. A meta-analysis of the relation between math anxiety and math achievement. *Psychological Bulletin*, v. 147, n. 2, p. 134, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1037/bul0000307>
- BEILOCK, S. L.; MALONEY, E. A. Math anxiety: A factor in math achievement not to be ignored. *Policy Insights from the Behavioral and Brain Sciences*, v. 2, n. 1, p. 4–12, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1177/2372732215601438>
- BETZ, N. E. Prevalence, distribution, and correlates of math anxiety in college students. *Journal of Counseling Psychology*, v. 25, n. 5, p. 441, 1978. DOI: <https://doi.org/10.1037/0022-0167.25.5.441>
- BIEG, M.; GOETZ, T.; WOLTER, I.; HALL, N. C. Gender stereotype endorsement differentially predicts girls' and boys' trait-state discrepancy in math anxiety. *Frontiers in Psychology*, v. 6, p. 158430, 2015. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01404>

BRASIL. Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). *Notas sobre o Brasil no PISA 2022*. Brasília, DF: Inep, 2023. https://download.inep.gov.br/acoes_internacionais/pisa/resultados/2022/pisa_2022_brazil_prt.pdf Acesso em: 15 de maio de 2025.

BRITNER, S. L. Science anxiety: relationship to achievement, self-efficacy, and pedagogical factors. In: CASSADY, J. C. (Ed.). *Anxiety in Schools: The Causes, Consequences, and Solutions for Academic Anxieties*. New York: Peter Lang, 2010. p. 80–95. DOI: 10.1007/978-3-031-12737-3_2

BROWN, J. L.; SIFUENTES, L. M. Validation Study of the Abbreviated Math Anxiety Scale: Spanish Adaptation. *Journal of Curriculum and Teaching*, v. 5, n. 2, p. 76–82, 2016. DOI: <https://doi.org/10.5430/jct.v5n2p76>

BRUNYÉ, T. T.; MAHONEY, C. R.; GILES, G. E.; RAPP, D. N.; TAYLOR, H. A.; KANAREK, R. B. Learning to relax: Evaluating four brief interventions for overcoming the negative emotions accompanying math anxiety. *Learning and Individual Differences*, v. 27, p. 1–7, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2013.06.008>

BUCKLEY, S.; REID, K.; *et al.* Understanding and addressing mathematics anxiety using perspectives from education, psychology and neuroscience. *Australian Journal of Education*, v. 60, n. 2, p. 157–170, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1177/0004944116653000>

CANNING, E. A.; MUENKS, K.; GREEN, D. J.; MURPHY, M. C. STEM faculty who believe ability is fixed have larger racial achievement gaps and inspire less student motivation in their classes. *Science Advances*, v. 5, n. 2, p. eaau4734, 2019. DOI: [10.1126/sciadv.aau4734](https://doi.org/10.1126/sciadv.aau4734)

CAREY, E.; HILL, F.; DEVINE, A.; SZUCS, D. The chicken or the egg? The direction of the relationship between mathematics anxiety and mathematics performance. *Frontiers in Psychology*, v. 6, p. 1987, 2016. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01987>

CAREY, E.; DEVINE, A.; HILL, F.; DOWKER, A.; McLELLAN, R.; SZUCS, D. Understanding mathematics anxiety: Investigating the experiences of UK primary and secondary school students, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.17863/CAM.37744>. Acesso em: 9 nov. 2025.

CAVIOLA, S.; TOFFALINI, E.; GIOFRÈ, D.; *et al.* Math performance and academic anxiety forms, from sociodemographic to cognitive aspects: a meta-analysis on 906,311 participants. *Educational Psychology Review*, v. 34, p. 363–399, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10648-021-09618-5>

CHANG, H.; BEILock, S. L. The math anxiety–math performance link and its relation to individual and environmental factors: A review of current behavioral and psychophysiological research. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, v. 10, p. 33–38, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2016.04.011>

CIMPIAN, J. R.; LUBIENSKI, S. T.; TIMMER, J. D.; MAKOWSKI, M. B.; MILLER, E. K. Have gender gaps in math closed? Achievement, teacher perceptions, and learning behaviors across two ECLS-K cohorts. *AERA Open*, v. 2, n. 4, p. 2332858416673617, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1177/2332858416673617>

CIPORA, K.; SZCZYGIEL, M.; WILLMES, K.; NUERK, H. C. Math anxiety assessment with the Abbreviated Math Anxiety Scale: Applicability and usefulness: Insights from the Polish adaptation. *Frontiers in Psychology*, v. 6, p. 160925, 2015. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01833>

CIPORA, K.; WILLMES, K.; SZWARC, A.; NUERK, H. C. Norms and validation of the online and paper-and-pencil versions of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) for Polish adolescents and adults. *Journal of Numerical Cognition*, v. 3, n. 3, p. 667–693, 2017. DOI: <https://doi.org/10.5964/jnc.v3i3.121>

CIPORA, K. *et al.* *Arithmetic Fluency Task*. Material não publicado, 2017a.

CIPORA, K.; SANTOS, F. H.; KUCIAN, K.; DOWKER, A. Mathematics anxiety—where are we and where shall we go? *Annals of the New York Academy of Sciences*, v. 1513, n. 1, p. 10–20, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1111/nyas.14770>

CIPORA, Krzysztof *et al.* The AMATUS dataset: Arithmetic performance, Mathematics anxiety and Attitudes in primary school Teachers and University Students. *Journal of Open Psychology Data*, v. 12, n. 1, 2024. DOI: [10.5334/jopd.115](https://doi.org/10.5334/jopd.115)

CRIBBS, J.; HUANG, X.; PIATEK-JIMENEZ, K. Relations of mathematics mindset, mathematics anxiety, mathematics identity, and mathematics self-efficacy to STEM career choice: A structural equation modeling approach. *School Science and Mathematics*, v. 121, n. 5, p. 275–287, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1111/ssm.12470>

CRONBACH, L. J. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, v. 16, p. 297–334, 1951. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF02310555>

CUI, Jiaxin *et al.* Different cognitive mechanisms used for solving open and closed math problems. *International Journal of Psychology*, v. 58, n. 6, p. 584–593, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1002/ijop.12934>

DEVINE, A.; FAWCETT, K.; SZŰCS, D.; DOWKER, A. Gender differences in mathematics anxiety and the relation to mathematics performance while controlling for test anxiety. *Behavioral and Brain Functions*, v. 8, n. 33, p. 2–9, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1186/1744-9081-8-33>

DOWKER, A.; SARKAR, A.; LOOI, C. Y. Mathematics anxiety: What have we learned in 60 years? *Frontiers in Psychology*, v. 7, p. 508, 2016. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00508>

DOWKER, A. Mathematics anxiety and performance. In: MAMMARELLA, I. C.; CAVIOLA, S.; DOWKER, A. (Eds.). *Mathematics Anxiety: What is known and what is still to be understood*. New York: Routledge, 2019. p. 62–76. DOI: <https://doi.org/10.4324/9780429199981>

DREGER, R. M.; AIKEN, L. R., JR. The identification of number anxiety in a college population. *Journal of Educational Psychology*, v. 48, n. 6, p. 344, 1957. DOI: <https://doi.org/10.1037/h0045894>

ELSE-QUEST, N. M.; HYDE, J. S.; LINN, M. C. Cross-national patterns of gender differences in mathematics: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, v. 136, n. 1, p. 103–127, 2010. DOI: <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0018851>

GANLEY, C. M.; MCGRAW, A. L. The development and validation of a revised version of the Math Anxiety Scale for young children. *Frontiers in Psychology*, v. 7, p. 1181, 2016. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01181>

GOETZ, T.; BIEG, M.; LÜDTKE, O.; PEKRUN, R.; HALL, N. C. Do girls really experience more anxiety in mathematics? *Psychological Science*, v. 24, n. 10, p. 2079–2087, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1177/0956797613486989>

GUNDERSON, E. A.; RAMIREZ, G.; LEVINE, S. C.; BEILock, S. L. The role of parents and teachers in the development of gender-related math attitudes. *Sex Roles*, v. 66, n. 3–4, p. 153–166, 2012. DOI: 10.1007/s11199-011-9996-2

HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. *Multivariate Data Analysis*. Pearson, 2014.

HART, S. A.; GANLEY, C. M. The nature of math anxiety in adults: prevalence and correlates. *Journal of Numerical Cognition*, v. 5, p. 122–139, 2019. DOI: 10.5964/jnc.v5i2.195

HEMBREE, R. Correlates, causes, effects, and treatment of test anxiety. *Review of Educational Research*, v. 58, n. 1, p. 47–77, 1988. DOI: <https://doi.org/10.2307/1170348>

HEMBREE, R. The nature, effects, and relief of mathematics anxiety. *Journal for Research in Mathematics Education*, v. 21, n. 1, p. 33–46, 1990. DOI: <https://doi.org/10.2307/749455>

HILL, F.; MAMMARELLA, I. C.; DEVINE, A.; CAVIOLA, S.; PASSOLUNGHI, M. C.; SZÜCS, D. Maths anxiety in primary and secondary school students: Gender differences, developmental changes and anxiety specificity. *Learning and Individual Differences*, v. 48, p. 45–53, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.02.006>

HIRSCHFELD, G.; VON BRACHEL, R. Improving Multiple-Group confirmatory factor analysis in R—A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, v. 19, n. 1, 2014. DOI: <https://doi.org/10.7275/qazy-2946>

HOPKO, D. R.; McNEIL, D. W.; ZVOLENSKY, M. J.; EIFERT, G. H. The relation between anxiety and skill in performance-based anxiety disorders: A behavioral formulation of social phobia. *Behavior Therapy*, v. 32, n. 1, p. 185–207, 2001. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(01\)80052-6](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(01)80052-6)

HOPKO, D. R.; MAHEU, M. M.; ARMENTO, M. E. A.; *et al.* The Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS): construction, validity, and reliability. *Assessment*, v. 10, n. 2, p. 178–182, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1177/1073191103010002008>

HU, L.; BENTLER, P. M. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, v. 6, n. 1, p. 1–55, 1999. DOI: <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

HYDE, J. S.; FENNEMA, E.; LAMON, S. J. Gender differences in mathematics performance: a meta-analysis. *Psychological Bulletin*, v. 107, n. 2, p. 139, 1990. DOI: <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.139>

IBM CORP. *IBM SPSS Statistics for Windows* (Version 20.0). Armonk, NY: IBM Corp., 2011.

JASP TEAM. *JASP* (Version 0.19.0) [Software], 2024. Disponível em: <https://jasp-stats.org/>. Acesso em: 9 maio. 2025.

KAZELSKIS, R.; REEVES, C.; KERSH, M. E.; BAILEY, G.; COLE, K.; LARMON, M.; HOLLIDAY, D. C. Mathematics anxiety and test anxiety: Separate constructs? *The Journal of Experimental Education*, v. 68, n. 2, p. 137–146, 2000. DOI: <https://doi.org/10.1080/00220970009598499>

KHASAWNEH, E.; GOSLING, C.; WILLIAMS, B. What impact does maths anxiety have on university students? *BMC Psychology*, v. 9, p. 37, 2021. DOI: <https://link.springer.com/article/10.1186/s40359-021-00537-2>.

KLINE, Rex B. *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications, 2023.

KYTTÄLÄ, M.; BJÖRN, P. M. The role of literacy skills in adolescents' mathematics word problem performance: Controlling for visuo-spatial ability and mathematics anxiety. *Learning and Individual Differences*, v. 29, p. 59–66, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2013.10.010>

LEE, J. Universals and specifics of math self-concept, math self-efficacy, and math anxiety across 41 PISA 2003 participating countries. *Learning and Individual Differences*, v. 19, n. 3, p. 355–365, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.10.009>

LEPPMA, M.; DARRAH, M. Self-efficacy, mindfulness, and self-compassion as predictors of math anxiety in undergraduate students. *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology*, v. 55, n. 4, p. 883–898, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1080/0020739X.2022.2054740>

LEVY, H. E.; FARES, L.; RUBINTEN, O. Math anxiety affects females' vocational interests. *Journal of Experimental Child Psychology*, v. 210, p. 105214, 2021. DOI: 10.1016/j.jecp.2021.105214

LI, C.-H. The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, v. 21, n. 3, p. 369, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1037/MET0000093.g>

LIU, Y.; PENG, P.; LI, S. How to reduce mathematics anxiety: A systematic review and meta-analysis on intervention studies. *Journal of Educational Psychology*, v. 117, n. 5, 2025. DOI: <https://www.researchgate.net/publication/394072721>.

LÖWE, B.; DECKER, O.; MÜLLER, S.; *et al.* Validation and standardization of the Generalized Anxiety Disorder Screener (GAD-7) in the general population. *Medical Care*, p. 266–274, 2008. DOI: 10.1097/MLR.0b013e318160d093

LYONS, I. M.; BEILOCK, S. L. Mathematics anxiety: Separating the math from the anxiety. *Cerebral Cortex*, v. 22, p. 2102–2110, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1093/cercor/bhr289>

MA, X.; KISHOR, N. Assessing the relationship between attitude toward mathematics and achievement in mathematics: A meta-analysis. *Journal for Research in Mathematics Education*, p. 26–47, 1999. DOI: 10.2307/749662

MARTÍN-PUGA, M. E.; *et al.* Psychometric properties, factor structure, and gender and educational level invariance of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS) in Spanish children and adolescents. *Assessment*, v. 29, n. 3, p. 425–440, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1177/1073191120980064>

McDONALD, R. P. *Test theory: A unified treatment*. New York: Psychology Press, 2013.

MEGREYA, A. M.; SZUCS, D.; MOUSTAFA, A. A. The Abbreviated Science Anxiety Scale: Psychometric properties, gender differences and associations with test anxiety, general anxiety and science achievement. *PLoS One*, v. 16, n. 2, p. e0245200, 2021. DOI: 10.1371/journal.pone.0245200

NAMKUNG, J. M.; PENG, P.; LIN, X. The relation between mathematics anxiety and mathematics performance among school-aged students: A meta-analysis. *Review of Educational Research*, v. 89, n. 3, p. 459–496, 2019. DOI: <https://doi.org/10.3102/0034654319843494>

O'BRYANT, M.; NATESAN BATLEY, P.; ONWUEGBUZIE, A. J. Validation of an adapted version of the Statistical Anxiety Scale in English and its relationship to attitudes toward statistics. *SAGE Open*, v. 11, n. 1, p. 1–15, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1177/21582440211001378>

PASSOLUNGHI, M. C.; FERREIRA, T. I. R.; TOMASETTO, C. Math–gender stereotypes and math-related beliefs in childhood and early adolescence. *Learning and Individual Differences*, v. 34, p. 70–76, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2014.05.005>

PEKRUN, R. The control-value theory of achievement emotions: Assumptions, corollaries, and implications for educational research and practice. *Educational Psychology Review*, v. 18, n. 4, p. 315–341, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9029-9>

PLAKE, B. S.; PARKER, C. S. The development and validation of a revised version of the Mathematics Anxiety Rating Scale. *Educational and Psychological Measurement*, v. 42, n. 2, p. 551–557, 1982. DOI: <https://doi.org/10.1177/001316448204200218>

PLANTE, I.; THEORET, M.; FAVREAU, O. Student gender stereotypes: Contrasting the perceived maleness and femaleness of mathematics and language. *Educational Psychology*, v. 29, n. 4, p. 385–405, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1080/01443410902971500>

PLETZER, B.; *et al.* Mathematics anxiety reduces default mode network deactivation in response to numerical tasks. *Frontiers in Human Neuroscience*, v. 9, p. 202, 2015. DOI: <https://doi.org/10.3389/fnhum.2015.00202>

PRIMI, C.; BUSDRAGHI, C.; TOMASETTO, C.; MORSANYI, K.; CHIESI, F. Measuring math anxiety in Italian college and high school students: validity, reliability and gender invariance of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS). *Learning and Individual Differences*, v. 34, p. 51–56, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2014.05.012>

RAMIREZ, G.; BEILOCK, S. L. Writing about testing worries boosts exam performance in the classroom. *Science*, v. 331, n. 6014, p. 211–213, 2011. DOI: 10.1126/science.1199427

RAMIREZ, G.; GUNDERSON, E. A.; LEVINE, S. C.; BEILOCK, S. L. Math anxiety, working memory, and math achievement in early elementary school. *Journal of Cognition and Development*, v. 14, n. 2, p. 187–202, 2013. DOI: 10.1080/15248372.2012.664593

RICHARDSON, F. C.; SUINN, R. M. The Mathematics Anxiety Rating Scale: psychometric data. *Journal of Counseling Psychology*, v. 19, n. 6, p. 551, 1972. DOI: 10.1037/h0033456

ROSSI, S.; XENIDOU-DERVOU, I.; CIPORA, K. Emotions and mathematics: Anxiety profiles and their influence on arithmetic performance in university students. *Royal Society Open Science*, v. 10, n. 10, p. 230861, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1098/rsos.230861>

ROZGONJUK, D.; KRAAV, T.; MÄGI, K.; KRENN, B. T.; ARUOJA, J. Mathematics anxiety among STEM and social sciences students: the roles of mathematics self-efficacy, and deep and surface approach to learning. *International Journal of STEM Education*, v. 7, n. 1, p. 46, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1186/s40594-020-00246-z>

SCHILLINGER, F. L.; VOGEL, S. E.; DIEDRICH, J.; GRABNER, R. H. Math anxiety, intelligence, and performance in mathematics: Insights from the German

adaptation of the Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS-G). *Learning and Individual Differences*, v. 61, p. 109–119, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.11.014>

SCHWARZER, R.; JERUSALEM, M. Generalized self-efficacy scale. In: WEINMAN, J.; WRIGHT, S.; JOHNSTON, M. (Eds.). *Measures in Health Psychology: A User's Portfolio. Causal and Control Beliefs*. Windsor: NFER-Nelson, 1995. p. 35–37.

SIRECI, S. G.; *et al.* Evaluating guidelines for test adaptations: A methodological analysis of translation quality. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, v. 37, n. 5, p. 557–567, 2006. DOI: 10.1177/0022022106290478

STEFFENS, M. C.; JELENEC, P.; NOACK, P. On the leaky math pipeline: Comparing implicit math-gender stereotypes and math withdrawal in female and male children and adolescents. *Journal of Educational Psychology*, v. 102, n. 4, p. 947, 2010. DOI: 10.1037/a0019920

STOET, G.; GEARY, D. C. Gender differences in the pathways to higher education. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, v. 117, n. 25, p. 14073–14076, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1073/pnas.200286111>

TAYLOR, J.; DEANE, F. P. Development of a short form of the Test Anxiety Inventory (TAI). *The Journal of General Psychology*, 129(2), 127–136, 2002. <https://doi.org/10.1080/00221309.2002.9921221>

VAHEDI, S.; FARROKHI, F. A confirmatory factor analysis of the structure of Abbreviated Math Anxiety Scale. *Iranian Journal of Psychiatry*, v. 6, n. 2, p. 47, 2011. Disponível em: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3395944/>.

VIGIL-COLET, Andreu; LORENZO-SEVA, Urbano; CONDON, Lorena. Development and validation of the statistical anxiety scale. *Psicothema*, v. 20, n. 1, p. 174-180, 2008. <https://www.redalyc.org/pdf/727/72720124.pdf>

XIE, F.; XIE, Y.; XU, F.; XIE, Q. Gender difference of Chinese high school students' math anxiety: The effects of self-esteem, test anxiety and general anxiety. *Sex Roles*, v. 81, p. 235–244, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11199-018-0982-9>

YOCKEY, R. D. Validation of the short form of the Academic Procrastination Scale. *Psychological Reports*, v. 118, n. 1, p. 171–179, 2016. DOI: 10.1177/0033294115625159

ZHANG, J. W.; KESSLER, E.; BRAASCH, J. L. G. Self-compassion mindsets can predict statistics course performance via intelligence mindsets and statistics anxiety. *Learning and Individual Differences*, v. 90, p. 102047, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2021.102047>

ZUO, H.; WANG, L. The influences of mindfulness on high-stakes mathematics test achievement of middle school students. *Frontiers in Psychology*, v. 14, p. 1061027, 2023. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1061027>

3. ESTUDO 2

ESTUDO 2: EVIDÊNCIAS DE VALIDADE E CONFIABILIDADE DA ESCALA DE ANSIEDADE ESTATÍSTICA (SAS – *Statistical Anxiety Scale*)

3.1 INTRODUÇÃO

A Ansiedade Estatística (AE) mostra-se como importante barreira no processo de aprendizagem quantitativa em diferentes áreas do ensino superior. Embora abordada de forma geral anteriormente no trabalho completo, a AE necessita de um exame aprofundado por sua especificidade e impacto direto na formação acadêmica e profissional dos estudantes.

Investigações têm mostrado que essa forma de ansiedade se relaciona não apenas com o desempenho em disciplinas estatísticas, mas também a fatores cognitivos, emocionais e socioculturais capazes de influenciar a trajetória educacional (Trassi *et al.*, 2022; Onwuegbuzie; Wilson, 2003). Diante disso, é fundamental compreender melhor sua definição, antecedentes e fatores que se associam a ela, para sustentar a avaliação psicométrica de instrumentos que buscam mensurar esse construto no contexto universitário brasileiro.

3.1.1 Conceito, antecedentes e fatores associados à AE

A aversão à estatística pode se relacionar com a Ansiedade Estatística (AE). A AE é compreendida por sentimentos excessivos de medo, tensão e apreensão, diante de situações que envolvem estatística, tais como, aulas, avaliações e demais atividades (Onwuegbuzie; Wilson, 2003).

A estatística deixou de ser apenas uma disciplina curricular e passou a representar uma competência transversal em diferentes áreas do conhecimento e inclusive à vida cotidiana, demonstrando o crescimento da relevância desse construto. Em debates sobre sustentabilidade e sobre mudanças climáticas, por exemplo, conceitos como projeções estatísticas, margens de erro e probabilidades tornaram-se centrais para a interpretação de relatórios internacionais e propor políticas públicas (OECD, 2023; Garfield *et al.*, 2008).

Cui *et al.* (2019) apontaram dois antecedentes que podem influenciar o nível de AE: variáveis situacionais e disposicionais. A primeira (situacional) está relacionada às características da disciplina de estatística, tais como, método de ensino, características de personalidade do professor, modalidade de ensino em que a disciplina é ofertada (presencial ou on-line). A segunda (disposicional) está dividida em três subcategorias: a)

Atitudes, motivação e experiências dos alunos em relação à estatística; b) Características de personalidade individuais (ex. procrastinação, estratégias de aprendizagem); c) Características individuais, que inclui características demográficas do aluno (ex. região, idade, sexo, raça, etnia).

Essas variáveis dialogam com outros achados da literatura. A procrastinação acadêmica, por exemplo, vem se mostrando fortemente relacionada com a AE, atuando como mecanismo de evitação agravando o ciclo de ansiedade (Trassi *et al.*, 2022; Steel, 2007). Por sua vez, a autoeficácia é um dos principais fatores protetivos, sendo consistentemente associada a menores níveis de AE e maior engajamento (Kaufmann *et al.*, 2022).

A relação da AE com o gênero em estudantes universitários vem apresentando resultados variados. Estudos revelaram que as mulheres apresentam níveis mais elevados de AE em relação aos homens (Trassi, *et al.*, 2021; Ralston, 2019; Cendales *et al.*, 2013; Macher *et al.*, 2012; Rodarte-Luna; Sherry, 2008), o que pode ser explicado por fatores socioculturais, como a exposição a estereótipos de gênero negativos, maior sensibilidade a feedbacks e diferenças na autoeficácia percebida (Beilock; Maloney, 2015; Gunderson *et al.*, 2012). Por outro lado, outros trabalhos indicam que não há diferença significativa entre os gêneros (Bui; Alearo, 2011; Mji, 2009), a depender do contexto educacional e cultural dos estudantes (Else-Quest *et al.*, 2010). Além disso, no estudo intercultural de Baloğlu *et al.* (2011), a diferença de gênero ocorre em algumas dimensões da AE, em que as mulheres tendem a apresentar escores mais elevados em ansiedade de teste, em sala de aula e na interpretação estatística.

As diferenças entre gêneros, ainda, podem ser mediadas por fatores socioculturais, como estereótipos e expectativas acadêmicas. Mulheres expostas a crenças negativas sobre suas habilidades quantitativas, tendem a apresentar menor desempenho diante da alta ansiedade (Goetz *et al.*, 2013). Contudo, metanálises recentes apontam que essas diferenças são pequenas, variando conforme o contexto cultural e educacional (Stoet; Geary, 2020; Else-Quest *et al.*, 2010).

Esses resultados sobre os antecedentes e fatores relacionados à AE evidenciam que se trata de um complexo fenômeno multifatorial, com possíveis variações mediante contexto cultural e acadêmico. Porém, permanece a questão se a AE é um construto distinto ou uma extensão da AM, tendo em vista que ambas compartilham alguns preditores, mas também apresentam características cognitivas e emocionais específicas. Essa discussão fundamenta o tópico seguinte.

3.1.2 Distinções e sobreposições entre AE e AM

A distinção entre AE e AM e suas possíveis sobreposições torna-se relevante considerando o papel central da estatística na formação acadêmica contemporânea. Cada vez mais presente em cursos das mais variadas áreas, a estatística combina conceito matemáticos com interpretação de dados e tomada de decisão em contextos reais, sustentando, portanto, sua natureza interdisciplinar (González *et al.*, 2016). No entanto, apesar dessa integração crescente, ainda há debate na literatura sobre os limites conceituais entre AE e AM. Segundo Terry *et al.* (2023), a falta de clareza decorre do fato de ambas envolverem raciocínio quantitativo e manipulação numérica. Para alguns autores, a AE seria apenas uma expressão contextualizada da AM, compartilhando os mesmos mecanismos emocionais; para outros, trata-se de um construto independente, uma vez que a estatística exige competências adicionais como o raciocínio probabilístico, interpretação de informações e comunicação de resultados (Baloğlu, 2004). Assim, a ambiguidade teórica pode contribuir para que estudantes vivenciem ambas as formas de ansiedade de modo pouco diferenciado, reforçando a necessidade de investigar como esses construtos se relacionam e se distinguem.

A fim de buscar esclarecer esta discussão, Paechter *et al.* (2017) realizaram uma pesquisa para analisar se AE seria um tipo específico de ansiedade ou se AE seria apenas um efeito colateral das experiências negativas e AM dos alunos. Para tanto, foram testados três modelos de equações estruturais. Os resultados confirmaram que, apesar de AE e AM serem fortemente correlacionados, se trata de dois construtos separados, o que representa evidência de validade discriminante. Os mesmos autores (Paechter *et al.*, 2017) também identificaram dois antecedentes diretos para AE: a) notas elevadas em matemática e b) elevado nível de ansiedade matemática. Diferentemente do que era esperado, notas maiores em matemática se relacionam de forma direta e negativa com maiores níveis de AE.

Uma recente revisão sistemática com meta-análise realizada por Trassi *et al.* (2021) buscou avaliar a relação entre AE e fatores acadêmicos (ex. desempenho em estatística), diferenças individuais (ex. motivação, estratégias de aprendizagem, atitudes, perfeccionismo, procrastinação), autopercepção, e variáveis demográficas em estudantes universitários. Foram selecionados 40 estudos para a revisão sistemática (n=10.892), sendo 17 incluídos na meta-análise.

Os resultados da meta-análise indicaram não haver uma relação significativa entre AE e desempenho em estatística. Por sua vez, AE se relacionou de forma positiva

com procrastinação, afeto negativo e gênero (no qual, mulheres apresentaram maior tendência a AE). Por sua vez, AE e autoeficácia percebida se relacionaram de forma negativa. Todas essas variáveis apresentam potencial de influência recíproca na literatura, mas no caso das atitudes voltadas à estatística, o estudo destacou relação bidirecional mais evidente de que atitudes negativas aumentam a AE e ao mesmo tempo ela tende a reforçar percepções negativas sobre a estatística (Trassi *et al.*, 2022).

Esses achados podem ser interpretados como evidências de validade convergente da AE, dada sua associação com a procrastinação, afeto negativo e baixa autoeficácia, e, ao mesmo tempo como evidência de validade discriminante, uma vez que não se relaciona significativamente com o desempenho estatístico.

Pesquisas apontam que existe uma relação negativa entre a AE, a AM e o desempenho acadêmico dos estudantes universitários. Em outras palavras, quanto maior a AE ou a AM, menor é o desempenho e vice-versa. No entanto, as causas desse fenômeno ainda são controversas, alguns autores sugerem que a ansiedade compromete a memória de trabalho e aumenta a ruminação, reduzindo os recursos cognitivos para a resolução de problemas (Suárez-Pellicioni *et al.*, 2016; Radišić; Videnović; Baucal, 2015; Sesé *et al.*, 2015; Ashcraft; Krause, 2007), outros defendem que dificuldades anteriores de aprendizagem e baixo desempenho alimentam a ansiedade nessa relação bidirecional (Paechter *et al.*, 2017; Carey *et al.*, 2016; Passolunghi *et al.*, 2016). Além disso, fatores comportamentais e contextuais como evitação de tarefas e métodos de ensino punitivos respectivamente, são apontados como possíveis mediadores (Cipora *et al.*, 2022; Trassi *et al.*, 2022; Hoegler; Nelson, 2018; Cargnelutti *et al.*, 2017).

3.1.3 Instrumentos de avaliação da AE em universitários

A AE vem sendo estudada em muitos países e em diferentes contextos. Para sua avaliação, a escala mais utilizada inicialmente foi a Statistical Anxiety Rating Scale (STARS), que apresenta 51 itens divididos em seis fatores, destes, apenas os três primeiros itens são diretamente relacionados à AE (Cruise; Wilkins, 1980). Também por se tratar de uma longa escala e por não avaliar apenas a AE, essa medida passou por outras revisões e recomendações de modelagens (Teman, 2013).

A STARS, embora pioneira, recebeu críticas por não medir apenas a AE, pois parte de seus fatores se aproxima da ansiedade de teste ou de atitudes frente à estatística. Esse aspecto compromete parcialmente sua validade discriminante, levando

pesquisadores a sugerirem ajustes e modelagens alternativas (Teman, 2013; Vigil-Colet *et al.*, 2008)

O estudo de Vigil-Colet *et al.* (2008), apresentou outra escala, a Statistical Anxiety Scale (SAS), validada em estudantes de pós-graduação em psicologia. A escala apresentou altos índices de consistência interna, com α de Cronbach variando de 0,82 a 0,92, indicando boa confiabilidade das três dimensões (ansiedade em prova, interpretação e pedir ajuda). Além disso, ela representou um avanço importante, pois delimitou a AE em três dimensões claras com evidências de validade convergente, ao correlacionar-se de forma significativa com medidas de ansiedade traço (STAI-T, r variando entre 0,36 e 0,46). Esses resultados reforçam sua robustez como medida psicométrica e sustentam sua utilização em contextos universitários.

Posteriormente, a versão da SAS de 2008 foi explorada em estudos de validação para outros países, alguns com ajustes fatoriais como a exclusão ou realocação de itens para melhor adequação dos dados e diferenças culturais. Por exemplo, as versões italiana e espanhola analisadas por Chiesi *et al.* (2011) confirmaram a consistência interna elevada da SAS original ($\alpha = 0,90$) e para os três fatores: ansiedade de prova ($\alpha = 0,87$), interpretação ($\alpha = 0,82$) e pedir ajuda ($\alpha = 0,92$). Esses achados confirmam a replicabilidade transcultural da SAS e reforçam sua validade externa, indicando que o construto da AE pode ser medido de forma consistente em diferentes contextos educacionais e culturais.

Em estudantes de psicologia de Cingapura na Austrália, obteve-se um índice de confiabilidade aceitável para os três fatores da SAS com α de Cronbach variando de 0,88 a 0,95 (Chew; Dillon, 2014). No Brasil, por sua vez, uma versão da SAS traduzida e adaptada ao português foi testada em estudantes de psicologia, as correlações foram significativas ($p < 0,01$), a pesquisa indicou alto nível de consistência interna para os três fatores α de Cronbach = 0,92 (Hernández *et al.*, 2015). Outros estudos também obtiveram êxito com a SAS em outros idiomas como o francês (Cantinotti *et al.*, 2017), e o turco (Durak; Karagoz, 2021).

Essas validações internacionais apontaram para a validação da estrutura em três fatores da SAS, com evidências adicionais de validade transcultural e consistência interna elevada. Para a adaptação brasileira, há indícios preliminares de validade convergente, a partir de sua correlação significativa com medidas de ansiedade geral (Hernández *et al.*, 2015).

Visando a tradução do inglês para uma amostra norte-americana de alunos de cursos de ciências humanas, bem como a redução na quantidade de sentenças e melhor adequação aos dados, O'Bryant et al (2021) realizaram a adaptação da SAS, de 24 itens, iniciando seus estudos com os três fatores da versão original, porém, obteve um fraco ajuste dos dados. Por sua vez, na alternativa de dois fatores (i. *Ansiedade de exame*; ii. *Ansiedade para pedir ajuda*), a análise fatorial confirmatória indicou ajuste aceitável ($X^2_{SB} = 49,37$, $df = 38,13$, $p = 0,105$, CFI = 0,959, RMSEA = 0,076) à amostra. Além do mais, houve correlação moderada entre os dois fatores ($r = 0,588$) com carga significativa de todos os itens em ambos.

Em seu instrumento, houve a redução dos 24 itens para 14, gerando, portanto, uma redução considerável do tamanho da escala (O'Bryant et al, 2021), e, por questões de viabilidade de tempo de participação dos estudantes, optou-se pela utilização dessa escala. A versão abreviada reforça a validade de construto da SAS a confirmar que as duas dimensões explicam de forma consistente a AE em estudantes. Sua redução para 14 itens aumentou, assim, a viabilidade prática de aplicação a grande número de participantes, sem perda de confiabilidade.

Após explanação dos dados acima para a avaliação da AE, o presente estudo visou utilizar o modelo de 2021 traduzido ao português e adaptado à amostra de estudantes brasileiros, tanto de cursos da área de ciências humanas (n-STEM) já vistos nos estudos anteriores, como de cursos STEM, ainda não analisados anteriormente. Não existem outros estudos que utilizaram a escala adaptada por O'Bryant *et al.* (2021), sendo este o primeiro a adaptá-la para o português brasileiro.

Assim, ao adaptar para o português brasileiro e validá-la em diferentes áreas acadêmicas, o presente estudo oferece uma ferramenta breve, prática e confiável para a mensuração da AE, se tornando contribuição relevante tanto aos pesquisadores brasileiros como aos demais pesquisadores internacionais, permitindo comparações com amostras de outros países. Além disso, se torna um instrumento efetivo para profissionais da psicologia e educação, que poderão utilizá-lo para diagnóstico, monitoramento e planejamento de intervenções voltadas à redução da AE em ambientes universitários. Para tanto, a seguir, apresentam-se os objetivos do presente estudo.

3.2 OBJETIVOS

3.2.1 Objetivo Geral

Buscou-se analisar as propriedades psicométricas da Escala de Ansiedade Estatística (SAS – *Statistical Anxiety Scale*; O’Bryant *et al.*, 2021) em uma amostra de estudantes universitários brasileiros que realizaram ao menos o primeiro módulo de estatística durante a graduação.

3.2.2 Objetivos Específicos

O presente estudo partiu de três objetivos específicos:

1. Avaliar a validade da estrutura interna e confiabilidade da SAS na amostra;
2. avaliar a validade discriminante da escala por meio da comparação entre os grupos separados por gênero e pelas áreas de cursos STEM e não-STEM;
3. verificar a validade convergente da SAS, analisando as correlações com as variáveis de AM, ansiedade geral, ansiedade de teste, procrastinação, autoeficácia geral, autoeficácia matemática e desempenho aritmético.

3.3 METODOLOGIA

3.3.1 Participantes e critérios de inclusão e exclusão

A pesquisa contou com 961 estudantes, dentre eles, 559 eram mulheres, 365 homens e 23 indicaram outra identificação ou preferiram não responder. Foram excluídos os dados de 315 participantes a partir dos critérios a seguir: i) participantes que não permitiram a utilização dos dados (n=15), ii) estudante de graduação fora do país (n=1); iii) participantes com idades menor do que 18 e maior do que 35 anos (n=58); iv) alunos recentemente egressos de cursos superiores (n=21); v) participantes que falharam em ao menos 2 dos 3 testes de atenção propostos no decorrer dos questionários (n=12) e, vi) alunos diagnosticados com transtornos neurológicos, psiquiátricos e/ou de aprendizagem (n=208); vii). Para esse estudo foram considerados apenas os participantes que concluíram ao menos o primeiro módulo de estatística durante o curso de graduação (n=195).

A amostra final foi composta por 451 estudantes universitários com idades entre 18 e 35 anos (média $23,21 \pm 3,77$), sendo 256 (56,8%) mulheres, 184 (40,8%) homens e 11 (2,4%) que indicaram outra identificação ou preferiram não responder. Esses 11 participantes foram incluídos em todas as análises que não exigiam a separação por sexo.

A Figura 5 apresenta as características sociodemográficas da amostra indicando o número e porcentagem de participantes divididos em instituições de ensino pública ou privada, em áreas de formação STEM ou não-STEM, se possuem ou não bolsa acadêmica e por regiões do Brasil.

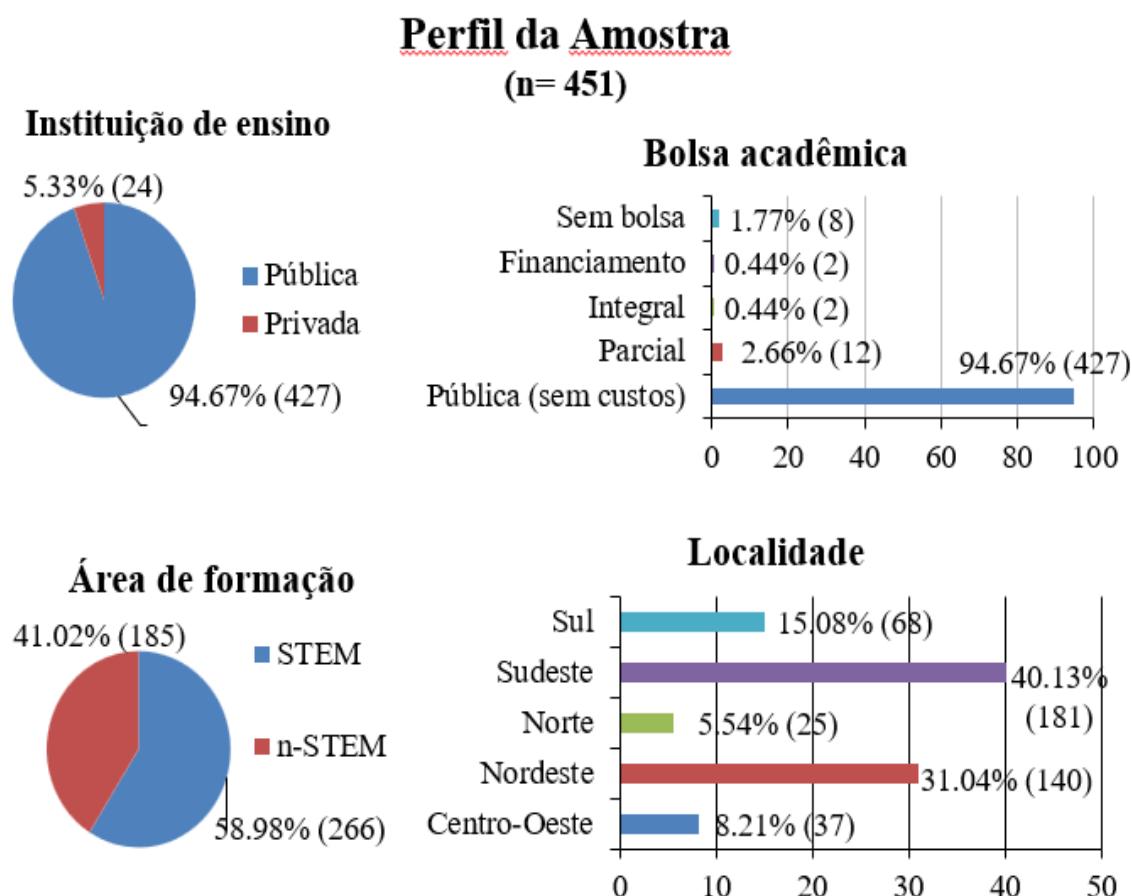


Figura 5. Características sociodemográficas da amostra brasileira (n= 451 estudantes)

A Tabela 9 especifica o número e a porcentagem de participantes em cada curso dentro das áreas STEM e n-STEM. Entre os cursos STEM, há predominância das Engenharias (45,11%), seguidas por demais áreas distribuídas, cada qual com baixa representatividade individual. No grupo não-STEM destacaram-se o curso de Psicologia (24,32%), Ciências Contábeis (13,51%), Administração (9,19%) e Geografia (5,41%). Os outros cursos de ambos os grupos apresentaram frequência inferior a 5%, sendo agrupados em “outros cursos”, o que demonstra a diversidade da amostra e a necessidade de agrupamento por áreas em estudos futuros.

Tabela 9. Distribuição dos participantes (N=451) por cursos STEM e não-STEM

Grupo	Curso(s) (≥ 5%)	%	Outros cursos	%
STEM	Engenharias	45,11	Ciências Biológicas (15,79%), Ciência e Tecnologia (4,14%), Estatística (3,76%), Matemática (3,38%), Sistemas de Informação (3,38%), Química (3,01%), Farmácia (2,63%), Biomedicina (1,88%), Geologia (1,88%), Ciência da Computação (1,88%), Ecologia (1,50%), Física (1,50%), Ciências Biomédicas (1,13%), Oceanografia (1,13%), Química Industrial (1,13%), Zootecnia (1,13%), Biologia (1,13%), Ciência de Dados (1,13%), Biologia Marinha (0,38%), Biotecnologia (0,38%), Ciências da Natureza (0,38%), Meteorologia (0,38%), Tecnologia em Desenvolvimento de Sistemas (0,38%), Física Médica (0,75%), Gestão de Dados (0,75%)	54,89 %
n-STEM	Psicologia (24,32%), Ciências Contábeis (13,51%), Administração (9,19%), Geografia (5,41%)	52,43	Medicina (4,32%), Fonoaudiologia (4,86%), Pedagogia (3,78%), Direito (3,24%), Biblioteconomia (3,24%), Nutrição (2,70%), Educação Física (2,16%), Enfermagem (2,16%), Medicina Veterinária (2,16%), Secretariado Executivo (2,16%), Ciências Econômicas (1,62%), Ciências Sociais (1,62%), Fisioterapia (1,62%), Serviço Social (1,62%), Relações Internacionais (1,08%), Economia (1,08%), Terapia Ocupacional (1,08%), Gestão Pública (4,32%), História (0,54%), Odontologia (0,54%), Turismo (0,54%), Saúde Coletiva (0,54%), Gestão Comercial (0,54%)	47,57 %

Nota. A tabela apresenta a distribuição dos cursos classificados como STEM e n-STEM. Nos dois grupos, foram destacados os cursos com frequência igual ou superior a 5% dos participantes. Os demais cursos foram agrupados na coluna “Outros cursos”.

3.3.2 Procedimentos Éticos

Aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da UNESP (No. 5.873.580, CAAE: 6519523.0.0000.5398), o estudo contou com participantes que consentiram a participação espontânea. Esse aceite foi dado por meio do Termos de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE, Apêndice A), antes de serem submetidos aos questionários.

3.3.3 Procedimentos de Coleta de Dados

O estudo foi realizado com estudantes de universidades brasileiras das cinco regiões. Ocorreu em formato on-line, o preenchimento das escalas e questionários se deu

pelo aplicativo *Pavlovía*®. Os dados foram coletados entre os meses de março e agosto de 2023. Houve divulgação e recrutamento dos participantes por meio do contato com coordenadores de cursos de Faculdades e Universidades, bem como por meio de redes sociais (Facebook, Instagram, LinkedIn, Twitter e WhatsApp).

O protocolo de instrumentos foi composto por escalas originais em inglês e previamente validadas em outros países. A tradução para o português brasileiro ocorreu em quatro etapas de acordo i) tradução do idioma de origem (inglês) ao idioma-alvo (português); ii) síntese das versões traduzidas; iii) dois avaliadores realizaram a análise da versão traduzida e adaptada e (iv) tradução reversa (back translation) para o idioma de origem (Sireci *et al.*, 2006).

O protocolo dos instrumentos manteve uma ordem fixa, a saber: (i) Termo de consentimento livre e esclarecido; (ii) questionário sociodemográfico; (iii) tipo de dispositivo utilizado (computador, celular ou tablet); (iv) desempenho aritmético (Cipora *et al.*, 2017); (v) assertivas sobre escolha do curso de graduação; (vi) indicação do gosto por áreas de estudo (matemática, ciências e humanas); (vii) escala de AM (AMAS; Hopko *et al.*, 2003) com assertiva de verificação de atenção no final da escala; (viii) ansiedade geral (GAD-7; Löwe, *et al.*, 2008); (ix) autoeficácia matemática (Lee, 2009) e assertiva de verificação de atenção; (x) escala de AE (O'Bryant *et al.*, 2021); (xi) ansiedade de teste (Taylor; Deane, 2002); (xii) autoeficácia geral (General Self-Efficacy Scale – GSE) e última assertiva de verificação da atenção; (xiii) Procrastinação (Yockey, 2016); (xiv) questão sobre a seriedade de respostas fornecidas pelo participante e; (xv) tela final de agradecimento com os nomes das pesquisadoras.

3.3.4 Instrumentos

3.3.4.1 Questionário Sociodemográfico (Apêndice B)

No início da pesquisa, os participantes responderam a um questionário elaborado pelos próprios autores. O instrumento abordava informações sociodemográficas (como idade e sexo), dados acadêmicos (por exemplo, o curso de graduação em andamento) e o histórico de dificuldades de aprendizagem ou diagnósticos neurológicos e psiquiátricos.

3.3.4.2 Escala de Ansiedade Estatística (Anexo C)

A *Statistical Anxiety Scale – SAS* (Vigil-Colet *et al.*, 2008) foi utilizada para avaliar os níveis de ansiedade estatística dos participantes. Trata-se de uma escala do tipo Likert com cinco pontos, variando de 1 (nenhuma ansiedade) a 5 (ansiedade muito

elevada), onde os estudantes indicam como se sentem em situações acadêmicas relacionadas à estatística. Neste estudo, usamos a versão reduzida com 14 itens proposta por O'Bryant *et al.* (2021), estruturada em dois fatores principais: Ansiedade em Provas e Ansiedade ao Pedir Ajuda. Pesquisas anteriores mostraram que a escala possui boa consistência interna, com coeficientes alfa de Cronbach entre 0,82 e 0,93 (O'Bryant *et al.*, 2021). Para este estudo, a escala foi adaptada e validada ao contexto brasileiro.

3.3.4.3 Escala de Ansiedade Matemática (Anexo B)

A *Abbreviated Math Anxiety Scale – AMAS* (Hopko *et al.*, 2003) foi aplicada para mensurar a ansiedade em relação à matemática. Os participantes indicaram, em uma escala Likert de cinco pontos (1 = baixa ansiedade a 5 = alta ansiedade), o nível de ansiedade diante de diferentes situações acadêmicas envolvendo matemática. A AMAS contém nove itens divididos em dois fatores: Ansiedade na Aprendizagem e Ansiedade na Avaliação Matemática. A pontuação varia de 9 a 45, sendo que escores mais altos indicam maior ansiedade. O estudo original apresentou alta consistência interna ($\alpha = 0,90$).

3.3.4.4 Ansiedade Geral (Anexo D)

A *Generalized Anxiety Disorder Scale – GAD-7* (Löwe *et al.*, 2008) foi utilizada para medir sintomas de ansiedade generalizada. O instrumento possui sete itens avaliados em escala Likert de quatro pontos, de 1 (nunca) a 4 (quase todos os dias). Estudos de validação confirmam sua confiabilidade, com alfa de Cronbach em torno de 0,89. Nesta amostra, observou-se consistência interna semelhante ($\alpha = 0,88$).

3.3.4.5 Ansiedade de Teste (Anexo E)

A versão reduzida do *Test Anxiety Inventory – TAI* (Taylor; Deane, 2002) foi utilizada para medir a ansiedade em situações de prova. A escala é composta por cinco itens avaliados em uma escala Likert de quatro pontos (1 = nunca; 4 = frequentemente). A consistência interna do instrumento foi considerada adequada no estudo original ($\alpha = 0,87$) e na amostra atual ($\alpha = 0,87$).

3.3.4.6 Autoeficácia Geral (Anexo F)

A *General Self-Efficacy Scale – GSE* (Schwarzer; Jerusalem, 1995) foi aplicada para investigar crenças relacionadas à autoeficácia geral. A escala possui dez itens,

respondidos em formato Likert de cinco pontos (1 = nada verdadeiro; 5 = totalmente verdadeiro). A consistência interna da escala varia entre 0,76 e 0,90 em diferentes contextos culturais. Traduzida para diversos idiomas, incluindo o português, a GSE apresentou consistência interna moderada nesta amostra ($\alpha = 0,64$).

3.3.4.7 Autoeficácia em Matemática (Anexo G)

O Questionário de Autoeficácia em Matemática, desenvolvido para o *Programme for International Student Assessment – PISA 2003* (OECD, 2004) e detalhado por Lee (2009), foi utilizado para avaliar a percepção dos participantes quanto à própria capacidade de lidar com tarefas matemáticas. A escala é composta por seis itens, respondidos em uma escala Likert de quatro pontos (1 = nada confiante; 4 = muito confiante). As pontuações variam de 6 a 24, sendo que escores mais altos indicam maior autoeficácia. O estudo de Lee (2009) demonstrou consistência interna satisfatória ($\alpha \approx 0,83$), valor que também foi identificado na presente amostra.

3.3.4.8 Desempenho em Matemática (Anexo H)

O desempenho em matemática foi avaliado com base em uma tarefa de fluência, na qual os participantes deveriam resolver até 40 operações básicas (adição, subtração, multiplicação e divisão) em dois minutos. A pontuação final corresponde ao número de respostas corretas, sendo escores mais altos indicativos de melhor desempenho. Estudos anteriores apontam alta confiabilidade para essa medida ($\alpha = 0,92$; Cipora *et al.*, 2024; Cipora *et al.*, 2017). No presente estudo, a tarefa apresentou consistência interna satisfatória ($\alpha = 0,87$).

3.3.4.9 Procrastinação Acadêmica (Anexo I)

A *Academic Procrastination Scale* (Yockey, 2016), composta por cinco itens, foi utilizada para avaliar o hábito de procrastinar em atividades acadêmicas. Os itens são respondidos em uma escala Likert de sete pontos (1 = discordo totalmente; 7 = concordo totalmente). O instrumento original mostrou alta confiabilidade ($\alpha = 0,87$), valor que também foi observado nesta pesquisa ($\alpha = 0,88$).

3.3.4.10 Itens de Verificação de Atenção (Apêndice C)

Para garantir a qualidade das respostas, foram inseridos quatro itens de verificação: três relacionados à atenção e um à seriedade com que o questionário foi

respondido. Os itens de atenção foram posicionados ao final de três escalas distintas e formulados de maneira semelhante às perguntas originais (exemplo: “Para mostrar que você leu esta frase, selecione a opção ‘não muito confiante’”). O item de verificação de seriedade foi incluído ao final do questionário, conforme recomendação de Aust *et al.* (2013).

3.3.5 Análise de dados

As análises foram conduzidas no software estatístico JASP (versão 0.19.0, 2024) e SPSS (versão 20.0, IBM, 2011). Foram indicadas as estatísticas descritivas inicialmente.

Inicialmente, avaliou-se a estrutura interna da SAS (O’Bryant *et al.*, 2021) por meio da Análise Fatorial Confirmatória (AFC) com itens ordinais (tipo Likert). Foi utilizada a matriz de correlações policóricas e o estimador DWLS-robusto, adequado para variáveis categóricas e assimétricas (Hair *et al.*, 2014; Li, 2016). Comparou-se dois modelos, o primeiro unifatorial com os 14 itens em um fator geral e o bifatorial correlacionado, composto pelo fator 1 *Ansiedade Exame* (itens 1, 3, 6, 7, 9, 10 e 12) e o fator 2 *Ansiedade para Pedir Ajuda* (itens 2, 4, 5, 8, 11, 13 e 14).

Apesar de a literatura apresentar evidências mais consolidadas para modelos bifatoriais ou trifatoriais da SAS, optou-se por testar também o modelo unifatorial a fim de garantir uma avaliação abrangente da estrutura interna na amostra brasileira. Essa decisão se justifica pelo fato de que as validações existentes da SAS utilizam diferentes arranjos fatoriais com três fatores (Chiesi *et al.*, 2011; Vigil-Colet *et al.*, 2008) ou dois fatores na versão abreviada (O’Bryant *et al.*, 2021), e ainda, há número reduzido de estudos confirmatórios sobre o instrumento. Assim, testar o modelo unifatorial permite comparar a parcimônia desse arranjo com modelos multidimensionais, avaliar se um fator geral explicaria adequadamente a variância dos itens na amostra brasileira e replicar boas práticas psicométricas de comparação entre modelos alternativos. Os índices de ajuste para ambos os modelos confirmatórios são apresentados na Tabela 10.

O ajuste do modelo foi examinado pelos indicadores qui-quadrado divididos pelos graus de liberdade (χ^2/gl), os quais devem apresentar resultados menores do que 5 ou, preferencialmente, menores que 3, pelo CFI (Comparative Fit Index) e TLI (Tucker–Lewis Index), ambos com referência de bom ajuste $\geq 0,95$, o RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) $\leq 0,06$ (0,06–0,08 aceitável), SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) $\leq 0,08$ (Brown, 2015; Hair *et al.*, 2014; Kline, 2023). Os critérios de ajuste seguiram recomendações de Brown (2015), Hair *et al.* (2014) e Kline (2023),

considerando CFI e $TLI \geq 0,95$, $RMSEA \leq 0,06$ e $SRMR \leq 0,08$. A comparação entre os modelos seguiu o ΔCFI , com limiar conservador ($\Delta CFI \geq 0,001$) com valores pequenos recomendados para amostras grandes e medidas categóricas (Kline, 2023). O ΔCFI foi utilizado como critério de comparação entre os modelos, adotando-se $\Delta CFI \geq 0,001$ como indicador de melhoria no ajuste (Kline, 2023).

Foram estimadas cargas fatoriais padronizadas com intervalos de confiança de 95% (IC95%), e correlação dos fatores livremente calculada no modelo bifatorial. A consistência interna da escala foi avaliada por meio dos coeficientes alfa de Cronbach (α) e ômega de McDonald (ω), ambos acompanhados de IC95%, considerando-se tanto a escala total quanto seus dois fatores (Hair *et al.*, 2014).

Em seguida, para a análise de confiabilidade da SAS, foram utilizados os coeficientes alfa de Cronbach (α) e ômega de McDonald (ω), os quais oferecem estimativas complementares de confiabilidade, para isso, foram considerados valores de α e ω iguais ou superiores a 0,90 como indicativos de excelente consistência interna. Nessas análises foram calculados os intervalos de confiança de 95% pelo método bootstrap BCa (1000 reamostragens). Foram conduzidas análises para o modelo unifatorial e bifatorial como na AFC anteriormente relatada.

O segundo objetivo específico visou realizar a análise de validade discriminante por meio da comparação entre os grupos STEM e não-STEM, assim como em função do gênero (homens e mulheres). Para essas análises empregou-se o teste t de Student para amostras independentes. A homogeneidade das variâncias foi analisada pelo teste de Levene, com níveis de significância de 5%. Para a obtenção dos intervalos de confiança BCa (bootstrap de 1000 amostras) não disponíveis no primeiro software, utilizou-se o complemento do SPSS (versão 20.0, IBM, 2011).

Por fim, foram analisadas as evidências de validade convergente a partir da correlação da AE com variáveis externas, dentre elas AM, ansiedade geral e de teste, autoeficácia geral e matemática, procrastinação e desempenho aritmético. Utilizou-se, nessas análises, o coeficiente de Pearson, considerando sua robustez em amostras grandes, com intervalos de confiança BCa (95%), baseados em 1000 amostras de bootstrap, a fim de ampliar a confiabilidade das estimativas. Adotou-se o critério de Cohen (1988) para interpretar magnitudes de correlação sendo 0,10 fraca, 0,30 moderada e 0,50 alta. Assim, de acordo com os métodos acima descritos, buscou-se garantir o rigor estatístico e metodológico, assegurando a confiabilidade das análises e a consistência dos resultados a serem apresentados.

3.4 RESULTADOS

Este capítulo apresenta os resultados obtidos nas análises psicométricas da SAS (O'Bryant *et al.*, 2021), incluindo estatísticas descritivas, estrutura interna, confiabilidade e evidências de validade discriminante e convergente. Inicialmente, são apresentadas as estatísticas descritivas da escala, seguidas pela Análise Fatorial Confirmatória dos modelos unifatorial (14 itens) e bifatorial (Fator 1: Ansiedade de Exames; Fator 2: Ansiedade para Pedir Ajuda). Na sequência, são expostos os resultados de confiabilidade e, posteriormente, as evidências de validade discriminante e convergente.

A SAS total apresentou pontuação média de 3,16 (DP= 0,87, 1,00 – 5,00), em *Ansiedade de Exame* foi 3,73 (DP= 0,92) e em *Ansiedade para pedir Ajuda* 2,58 (DP= 1,04). A seguir, são apresentados os resultados obtidos para a avaliação das evidências psicométricas da Escala de Ansiedade Estatística (SAS) entre os 451 estudantes universitários respondentes da amostra.

3.4.1 Análises da estrutura interna e confiabilidade da SAS

Foram testados dois modelos confirmatórios da SAS (AFC), A Tabela 10 apresenta a comparação entre os modelos unifatorial e bifatorial da SAS na análise fatorial confirmatória. O modelo unifatorial apresentou índices de ajuste inadequados, com RMSEA elevado (0,220) e SRMR acima do recomendado, apesar dos valores altos de CFI e TLI.

Tabela 10. Comparação de ajuste dos modelos da SAS (AFC)

Modelo	$\chi^2(\text{gl})$	<i>p</i>	CFI	TLI	RMSEA (IC90%)	SRMR	ΔCFI
Unifatorial	1350,870 (77)	< 0,001	0,975	0,970	0,220 (0,211-0,229)	0,148	0,024
Bifatorial	47,291 (76)	< 0,001	0,999	0,999	0,046 (0,035–0,057)	0,036	

Nota. Estimador: *Diagonally Weighted Least Squares* (DWLS-robusto). AMAS: Escala de Ansiedade Matemática; X^2 = Qui-quadrado; gl= graus de liberdade; p=valor de probabilidade; RMSEA= *Root Mean Square Error of Approximation*; CFI= *Comparative Fit Index*; TLI= *Tucker-Lewis Index*; SRMR= *Standardized Root Mean Square Residual*.

Em contraste, o modelo bifatorial demonstrou ajuste substancialmente superior, com RMSEA dentro dos parâmetros aceitáveis (0,046; IC90% = 0,035–0,057), valores excelentes de CFI e TLI (0,999) e SRMR reduzido (0,036). Esses resultados indicam que

a estrutura bifatorial fornece uma representação mais adequada dos dados no contexto brasileiro, corroborando a organização da SAS em dois fatores.

Tabela 11. Cargas fatoriais padronizadas dos itens da SAS (AFC, n= 451)

F	Item	Descrição do item e subescalas	λ (Carga)	IC 95%	p
F1 E X A M E	1.	Estudando para uma prova de estatística. ¹	0,832	[0,795–0,869]	< 0,001
	3.	Percebendo na véspera de uma prova que não consegue resolver alguns problemas que pensou que seriam fáceis. ¹	0,840	[0,799–0,880]	< 0,001
	6.	Fazendo a prova final da disciplina de estatística. ¹	0,880	[0,845–0,914]	< 0,001
	7.	Entrando na sala de aula para fazer uma prova de estatística. ¹	0,891	[0,863–0,918]	< 0,001
	9.	Percebendo, no dia anterior da prova de estatística, que não teve tempo de revisar a matéria. ¹	0,869	[0,838–0,900]	< 0,001
	10.	Acordando no dia de uma prova de estatística. ¹	0,875	[0,847–0,903]	< 0,001
F2 A J U D A	12.	Indo a uma prova de estatística sem ter tido tempo suficiente para revisar a matéria. ¹	0,894	[0,862–0,926]	< 0,001
	2.	Pedindo ajuda individualmente ao professor de estatística numa matéria que está tendo dificuldade para entender. ²	0,867	[0,840–0,893]	< 0,001
	4.	Pedindo a um professor particular para explicar uma matéria de estatística que não entendeu. ²	0,832	[0,801–0,863]	< 0,001
	5.	Perguntando ao professor como usar uma tabela de probabilidade. ²	0,881	[0,854–0,908]	< 0,001
	8.	Perguntando ao professor como se faz um exercício de estatística. ²	0,932	[0,917–0,947]	< 0,001
	11.	Pedindo ajuda a um de seus professores para entender algo escrito. ²	0,854	[0,826–0,882]	< 0,001
	13.	Pedindo ajuda a um professor de estatística ao tentar interpretar uma tabela de resultados. ²	0,933	[0,916–0,950]	< 0,001
	14.	Indo à sala do professor de estatística para tirar dúvidas. ²	0,882	[0,858–0,907]	< 0,001

Nota: F1= Fator 1. *Ansiedade de Exame*; F2= Fator 2: *Ansiedade para pedir ajuda*. Cargas fatoriais significativas ($p < 0,001$). IC95%: Intervalo de Confiança.

Correlação entre os fatores. $r = 0,653$ (IC95% [0,595–0,711]; $p < 0,001$).

As cargas fatoriais padronizadas do modelo de melhor ajuste são apresentadas na Tabela 11. Em ambos os modelos elas foram altas e estatisticamente significativas ($p < 0,001$). No modelo bifatorial as cargas variaram no Fator 1 (*Exame*) de 0,832 a 0,894 e no Fator 2 (*Pedir Ajuda*) de 0,854 a 0,933. A correlação entre os dois fatores foi moderada-alta e significativa ($r = 0,653$; IC95% [0,595–0,711]; $p < 0,001$). Esse resultado sugere a correlação entre os fatores, mas demonstra a distinção entre eles.

O modelo bifatorial apresentou índices de modificação com poucas covariâncias residuais e cargas cruzadas de baixa magnitude, não justificando alterações adicionais, mantendo, portanto, a estrutura teórica original assegurando a consistência do modelo. A

Figura 6. apresenta a correlação entre os dois fatores, que se mostrou significativa, indicando a correlação dos construtos, porém distintos.

Observa-se de maneira clara que no conjunto das análises, a estrutura com os dois fatores correlacionados (*Exame e Pedir Ajuda*) mostra-se mais forte que o modelo unifatorial (14 itens). Portanto, os indicadores de ajuste, as cargas fatoriais elevadas e a correlação moderada entre fatores sustentam a validade de construto da medida no formato bifatorial.

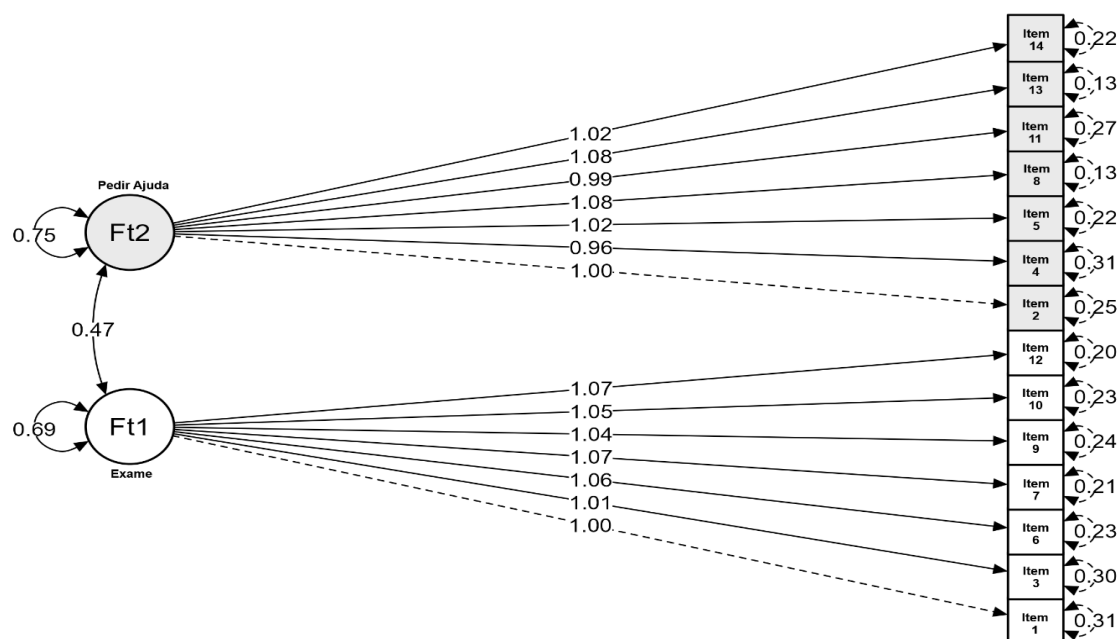


Figura 6. Modelo bifatorial da SAS (AFC, estimador DWLS-robusto). Ft1= Exame; Ft2 = Pedir Ajuda. Valores indicam as cargas fatoriais padronizadas e variâncias residuais.

Para as análises de confiabilidade, a consistência interna da SAS foi estimada por meio dos coeficientes alfa de Cronbach (α) e ômega de McDonald (ω) ambos com intervalos de confiança de 95% (BCa 1000 reamostragens). A média e desvio padrão se apresentam em 3,157 (DP= 0,874) para o modelo unifatorial, 3,730 (DP= 0,917) para o fator *Exame* e, 2,584 (DP= 1,042) para o fator *Pedir Ajuda*. Os valores podem ser observados na Tabela 12.

Os resultados mostraram confiabilidade elevada tanto para o modelo unifatorial ($\alpha = 0,945$ (IC95% [0,936–0,951]) e $\omega = 0,946$ (IC95% [0,938–0,952])), quanto para os modelos dos dois fatores (Fator 1 Exame: $\alpha = 0,931$ (IC95% [0,919–0,940]) e $\omega = 0,933$

(IC95% [0,922–0,942]; Fator 2 Pedir ajuda: $\alpha = 0,946$ (IC95% [0,938–0,953]) e $\omega = 0,947$ (IC95% [0,938–0,954]).

Tabela 12. Análise de Confiabilidade da SAS

Fator	Média (DP)	α de Cronbach (IC95%)	ω de McDonald (IC95%)
Unifatorial (14 itens)	3,157 (0,874)	0,945 [0,936 – 0,951]	0,946 [0,938 – 0,952]
Fator 1 Exame (7 itens)	3,730 (0,917)	0,931 [0,919 – 0,940]	0,933 [0,922 – 0,942]
Fator 2 Pedir Ajuda (7 itens)	2,584 (1,042)	0,946 [0,938 – 0,953]	0,947 [0,938 – 0,954]

Nota. α = alfa de Cronbach; ω = ômega de McDonald; IC95% = intervalo de confiança de 95% obtido por bootstrap BCa (1.000 reamostragens); DP = desvio-padrão. Valores de α e $\omega \geq 0,90$ indicam excelente consistência interna.

Observa-se na Figura 7 que todos os coeficientes se mantiveram acima de 0,93, indicando excelente consistência interna tanto para a escala total quanto para os dois fatores da SAS.

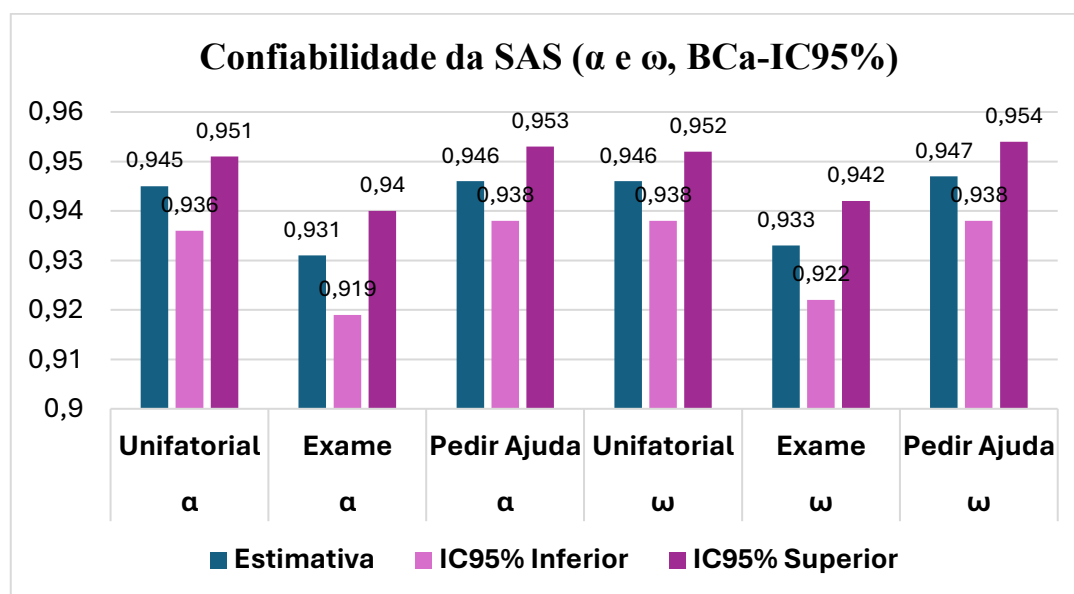


Figura 7. Coeficientes de confiabilidade da SAS (α de Cronbach e ω de McDonald) com IC95% BCa.

O Fator 2 (Pedir Ajuda) apresentou os maiores coeficientes (α e ω), sugerindo maior precisão dessa dimensão. Esses achados corroboram a adequação do modelo bifatorial já indicada pela AFC e reforçam a confiabilidade da versão abreviada da SAS para mensurar a ansiedade estatística entre estudantes universitários brasileiros.

Em síntese, os resultados de ajuste fatorial, as cargas elevadas e a alta consistência interna observada nos dois fatores confirmam a robustez psicométrica da versão bifatorial da SAS na presente amostra. Esses achados estabelecem uma base sólida para as análises posteriores de validade discriminante e convergente, apresentadas nas seções seguintes.

3.4.2 Evidências de validade discriminante da SAS: Comparação entre grupos segundo o gênero e áreas do curso não-STEM e STEM

A validade discriminante da SAS foi analisada por meio da comparação entre grupos de gênero e entre áreas de formação (STEM e não-STEM). Assim, foi aplicado o teste *t* de Student para amostras independentes, com intervalos de confiança de 95% (bootstrap BCa, 1000 reamostragens). Para avaliar a magnitude das diferenças entre os grupos, calcularam-se a significância estatística (*p*) e os tamanhos de efeito (*d* de Cohen).

Em relação às diferenças por gênero, é importante relatar que 11 participantes foram retirados dessa análise por preferirem não identificar o gênero, somando-se no total 440 participantes (Tabela 13).

Tabela 13. Comparação da SAS entre homens e mulheres

Variáveis	Grupo	Média (DP)	<i>t</i> (438)	<i>p</i>	Diferença de médias	IC95% BCa
	Homens (n= 184) Mulheres (n= 256)					
SAS total	Homens	3,04 (0,91)	-2,41	0,017	-0,20	[-0,36; -0,04]
	Mulheres	3,24 (0,84)				
Exame	Homens	3,57 (0,97)	-3,29	0,001	-0,29	[-0,47; -0,12]
	Mulheres	3,86 (0,85)				
Ajuda	Homens	2,50 (1,05)	-1,15	0,250	-0,12	[-0,30; 0,07]
	Mulheres	2,62 (1,04)				

Nota. Teste *t* de Student para 1000 amostragens independentes, intervalos de confiança BCa de 95% com 1000 reamostragens bootstrap.

Na comparação entre homens (*n*=184) e mulheres (*n*=256), observou-se diferenças significativas nos escores da SAS total ($t(438) = -2,41$; $p = 0,017$), com médias mais elevadas entre as mulheres ($M = 3,24$; $DP = 0,84$) que aos homens ($M = 3,04$; $DP = 0,91$). Essa diferença foi confirmada pelo intervalo de confiança BCa 95% [-0,36; -0,04].

O mesmo ocorreu para o Fator Exame com médias mais altas entre as mulheres ($M = 3,86$; $DP = 0,85$) que entre os homens ($M = 3,57$; $DP = 0,97$, com diferença significativa ($t(438) = -3,29$; $p = 0,001$) e intervalo de confiança BCa 95% [-0,47; -0,12]. Porém, essa realidade não ocorreu para o fator Ansiedade para Pedir Ajuda, ($t(438) = -$

1,15; $p = 0,250$), com intervalo de confiança BCa 95% [-0,30; 0,07]. As comparações entre os grupos STEM ($n=266$) e não-STEM ($n=185$) podem ser analisadas na Tabela 14 e na Figura 8.

Tabela 14. Comparação da SAS entre grupos STEM e não-STEM

Variáveis	Grupo n-STEM (n=185) STEM (n= 266)	Média (DP)	t (438)	p	Diferença de médias	IC95% BCa
SAS total	STEM	3,25 (0,88)	1,96	0,051	0,16	[-0,01; 0,33]
	n-STEM	3,09 (0,87)				
Exame	STEM	3,77 (0,91)	0,70	0,487	0,06	[-0,12; 0,23]
	n-STEM	3,71 (0,92)				
Ajuda	STEM	2,74 (1,05)	2,67	0,008	0,26	[0,06; 0,46]
	n-STEM	2,48 (1,02)				

Nota. Teste t de Student para 1000 amostragens independentes, intervalos de confiança BCa de 95% com 1000 reamostragens bootstrap.

Não foram observadas diferenças estatísticas no escore total da SAS e em Ansiedade de Exame. No fator Ansiedade para Pedir Ajuda, verificou-se diferença significativa entre os grupos, ($t(449) = 2,67$; $p = 0,008$). Os estudantes não-STEM apresentaram médias mais elevadas ($M = 2,74$; $DP = 1,05$) em comparação aos de STEM ($M = 2,48$; $DP = 1,02$), sendo confirmada a significância pelo intervalo de confiança BCa 95% [0,06; 0,46].

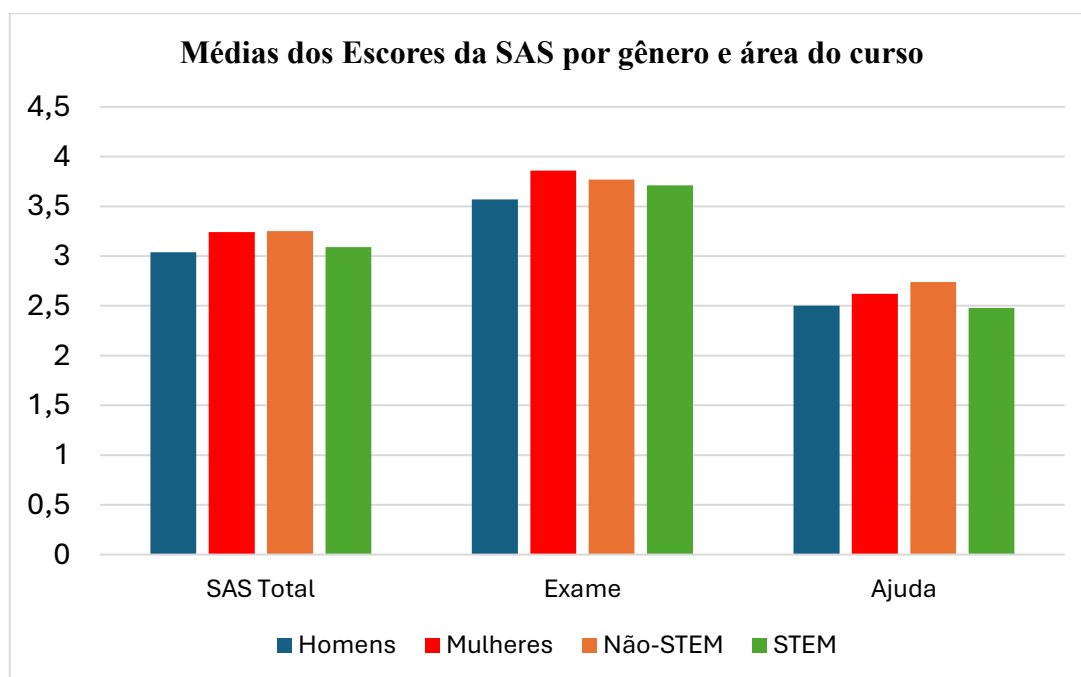


Figura 8. Médias dos Escores da SAS por gênero e área do curso (n-STEM e STEM)

A Figura 8 traz a visualização das diferenças entre os grupos, apresentando as médias da SAS total e dos dois fatores segundo o gênero (homens e mulheres) e a área de estudo (não-STEM e STEM). Com esse recurso é possível identificar a magnitude das diferenças entre os grupos e sobreposição dos intervalos de confiança (BCa95%).

Assim, as análises comparativas, mesmo não uniformes entre os fatores da escala, revelaram diferenças significativas entre os grupos, fornecendo subsídios relevantes para a comparação da AE em contextos acadêmicos. O próximo passo será avaliar as evidências de validade convergente a partir de análises de correlação.

3.4.3 Análise de validade convergente da SAS

Na análise de validade convergente, investigaram-se as correlações da AE com variáveis emocionais, cognitivas e de desempenho. Foi utilizado o coeficiente de Pearson para as correlações, com intervalos de confiança BCa (95%), com valor de $p < 0,05$. Os resultados das correlações revelaram associações significativas entre AE e todas as variáveis (Figura 9).

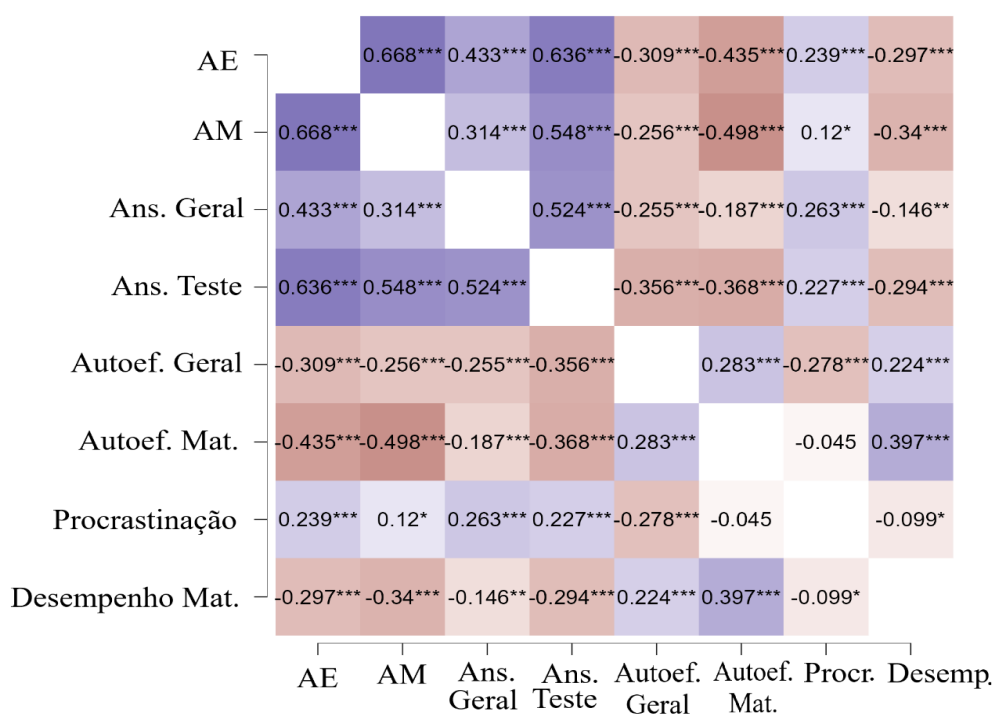


Figura 9. Mapa de calor das correlações entre as variáveis do estudo (N= 451).

Nota. Os coeficientes de correlação de Pearson (r) são representados dentro das células, acompanhados dos níveis de significância ($p < ,05$; $*p < ,01$; $**p < ,001$). As cores indicam a direção e magnitude da correlação: tons de azul para correlações positivas e tons de vermelho para correlações negativas.

Abrev. AE: Ansiedade Estatística; AM: Ansiedade Matemática; Ans. Geral: Ansiedade Geral; Ans. Teste: Ansiedade de Testes; Autoef. Geral: Autoeficácia Geral; Autoef. Mat.: Autoeficácia Matemática; Procrast.: Procrastinação; Desemp. Desempenho em Aritmética.

Houve alta magnitude positiva com Ansiedade Matemática ($r = 0,668$; IC95% [0,601; 0,727]) e Ansiedade de Testes ($r = 0,636$; IC95% [0,575; 0,696]) E correlações negativas moderadas entre a SAS e Autoeficácia Geral ($r = -0,309$; IC95% [-0,391; -0,222]), Autoeficácia em Matemática ($r = -0,435$; IC95% [-0,506; -0,360]) e Desempenho em Aritmética ($r = -0,297$; IC95% [-0,397; -0,189]). A procrastinação apresentou baixa associação com a AE ($r = 0,239$; IC95% [0,148; 0,334]) diante de todas as outras variáveis.

O padrão de correlações aqui indicado reforça a validade convergente da SAS, demonstrando que altos níveis de AE estão associados principalmente, a altos níveis de AM e ansiedade de teste, assim como altos níveis de AE se associam inversamente, ou seja, a baixos níveis de autoeficácia e desempenho em matemática, como apresentados na Figura 9, em destaque.

Em resumo, os dados aqui apresentados, evidenciam a adequação psicométrica da Escada de Ansiedade Estatística (SAS, O'Bryant *et al.*, 2021) na amostra de estudantes universitários brasileiros, confirmando sua estrutura, consistência interna e evidências de validade discriminante e convergente a partir das diferenças significativas em função do gênero, da área de estudo, bem como correlações consistentes da SAS com as demais variáveis analisadas. Portanto, esses dados reforçam a relevância de que a AE não apenas se associa a indicadores emocionais, mas principalmente repercute em crenças de autoeficácia e no desempenho aritmético. Tais elementos indicam uma base sólida à análise e interpretação a ser desenvolvida no capítulo a seguir.

3.5 DISCUSSÃO

Este capítulo discute os resultados obtidos na análise psicométrica da Statistical Anxiety Scale (SAS; O'Bryant *et al.*, 2021) em estudantes universitários brasileiros, buscando investigar a estrutura interna, confiabilidade e evidências de validade discriminante e convergente da escala.

De modo geral, os resultados mostraram que a estrutura bifatorial da SAS, composta pelos fatores *Ansiedade de Exame (Exame)* e *Ansiedade para pedir ajuda (Ajuda)*, apresentou melhor ajuste que o modelo unifatorial, com cargas fatoriais elevadas e consistência interna excelente em todos os fatores. Houve evidências de validade discriminante e convergente. Esses resultados corroboram a relevância da SAS como instrumento adequado para a avaliação da AE em contextos acadêmicos brasileiros.

Assim, a discussão foi estruturada em três eixos: estrutura interna e confiabilidade, validade discriminante e validade convergente. Ao final, são discutidas limitações do estudo, implicações para pesquisas futuras e repercussões práticas da utilização da SAS no contexto educacional brasileiro.

Assim, diante da estrutura interna e confiabilidade da SAS, considerou-se as variações na estrutura da SAS com modelos uni, bi e trifatoriais. As análises fatoriais confirmatórias mostraram que mesmo que o modelo unifatorial de 14 itens tenha apresentado cargas fatoriais adequadas, seus índices globais de ajuste (RMSEA = 0,220; SRMR = 0,148) não foram adequados. Em contraste, o modelo bifatorial com os fatores *Exame* e *Ajuda*, apresentou excelente ajuste (CFI = 0,999; TLI = 0,999; RMSEA = 0,046; SRMR = 0,036), além de cargas fatoriais altas e significativas em todos os itens (Brown, 2015; Hair *et al.*, 2014; Kline, 2023). A correlação entre os fatores mostrou associação moderada, sugerindo que se trata de dimensões relacionadas, mas distintas, reforçando a concepção de que a AE não é um construto unitário.

Além disso, os resultados revelaram excelente confiabilidade para os dois fatores e para a escala total, com coeficientes alfa de Cronbach e ômega de McDonald superiores a 0,93 em todos os casos. São valores que se mostram acima do critério de excelência psicométrica recomendada pela literatura ($\geq 0,90$; Cronbach, 1951; McDonald, 2013), confirmando a consistência interna da SAS nessa amostra.

Em diálogo com a literatura, pesquisas internacionais indicam fortes evidências para a estrutura original de três fatores da SAS (Chiesi *et al.*, 2011; Vigil-Colet *et al.*, 2008) e adaptação da mesma em formato brasileiro (Hernández *et al.*, 2015), como para a estrutura da versão abreviada em inglês (O'Bryant *et al.*, 2021). Desta forma, os achados do presente estudo replicam e ampliam a literatura internacional ao confirmar a validade da versão abreviada (O'Bryant *et al.*, 2021) em uma amostra brasileira. A robustez dos dados encontrados (α e $\omega > 0,93$) sugere que a SAS é um instrumento confiável e adequado para avaliar a AE no Brasil, o que reforça o caráter transcultural da escala e sua aplicabilidade em pesquisas acadêmicas e contextos educacionais que demandem diagnóstico e monitoramento dessa ansiedade.

Adicionalmente, o alto nível de coerência interna observado entre os itens de cada fator indica a robustez da interpretação teórica das dimensões identificadas. O fator *Exame* apresenta reações emocionais intensificadas em avaliações formais, corroborando evidências de que provas de estatísticas evocam medo, antecipam preocupações e ativam sintomas fisiológicos de maneira desproporcional (Paechter *et al.*, 2017; Macher *et al.*,

2012). Para o fator *Ajuda*, observa-se aspectos interpessoais da AE, com desconforto na interação professor ou monitor-aluno, fenômeno que vem se associando a percepções de ameaça social e crenças de que ao pedir ajuda, se expõe fragilidades acadêmicas (Cantinotti *et al.*, 2017). Distinguir as duas dimensões indicam a necessidade de realizar diferentes intervenções a fim de reduzir cada tipo de ansiedade, buscando-se, portanto, identificar perfis específicos de vulnerabilidade.

Nesse sentido, as evidências da estrutura interna aqui apresentadas, apoiam modelos contemporâneos de AE, descrevendo-a como um construto multifacetado, composto por componentes afetivos, cognitivos e sociais (Cui *et al.*, 2019; Chew; Dillon, 2014). Assim, a versão brasileira da SAS contribui para ampliar o repertório de instrumentos válidos para investigações futuras, especialmente em contextos de ensino superior nos quais demandas quantitativas representam barreiras significativas.

Em síntese, confirma-se que a versão abreviada da SAS apresenta estrutura bifatorial robusta, replicando evidências internacionais (Vigil-Colet *et al.*, 2008; O'Bryant *et al.*, 2021). Assegura-se, portanto, que o instrumento é adequado para a avaliação da AE em universitários brasileiros, constituindo-se base sólida para as análises de validade discriminante e convergente a seguir.

No que se refere às evidências de validade discriminante, a escala foi analisada por meio da comparação entre os grupos separados por gênero e pelas áreas de cursos STEM e não-STEM. As análises revelaram que as mulheres apresentaram médias significativamente mais elevadas que os homens na escala total da SAS e no fator *Exame*. Porém, não houve diferenças para o fator *Ajuda*. Essa realidade indica que os estudantes tendem a experimentar maior ansiedade diante de situações avaliativas em estatística, mas não em solicitar apoio dos professores e outros alunos.

Tais resultados, convergem com estudos prévios que também encontraram níveis mais elevados de AE entre mulheres (Trassi *et al.*, 2022; Ralston, 2019; Cendales *et al.*, 2013; Macher *et al.*, 2012; Rodarte-Luna; Sherry, 2008;). Explicações para essa realidade são os fatores socioculturais como maior exposição a estereótipos negativos de gênero sobre as competências quantitativas, a sensibilidade diferenciada a feedbacks e diferenças na autoeficácia percebida (Beilock; Maloney, 2015; Goetz *et al.*, 2013; Gunderson *et al.*, 2012). Entretanto, outros autores não observam diferenças significativas entre os sexos (Bui; Alearo, 2011; Mji, 2009), a depender do contexto educacional e cultural (Else-Quest *et al.*, 2010; Stoet; Geary, 2020).

Além disso, o fato de observar-se diferença apenas ao fator Exame, sugere que o impacto do gênero na AE não é uniforme, mas mediado por situações específicas, como avaliações formais, tradicionalmente mais sensíveis à pressão de estereótipos de gênero. De forma semelhante, essas diferenças em algumas dimensões da AE são também relatadas por Baloğlu *et al.* (2011), em estudo intercultural.

Sobre a comparação entre as áreas de estudo, não houve diferenças estatísticas entre STEM e não-STEM na SAS total e no fator *Exame*. No entanto, estudantes de cursos não-STEM apresentaram elevados níveis no fator *Ajuda*. Isso indica que alunos de áreas menos quantitativas podem vivenciar maior desconforto ao buscar ajuda em estatística, possivelmente por perceberem distância de suas habilidades em relação às exigências da disciplina.

Resultados semelhantes foram encontrados em estudantes brasileiros de psicologia, os quais relataram altos níveis de AE quando em contato direto com os professores (Hernández *et al.*, 2015). Esse padrão pode ser explicado pela diferença na familiaridade com os conteúdos estatísticos e pelas estratégias de enfrentamento adotadas. Ao mesmo tempo, estudos indicaram que a AE não se distribui de maneira homogênea entre as áreas, podendo afetar estudantes de cursos STEM (Chew; Dillon, 2014; Chiesi *et al.*, 2011).

Contudo, os resultados reforçam a validade discriminante da SAS ao diferenciar os gêneros e áreas de formação, mesmo com efeitos não uniformes entre os fatores, ou seja, com diferenças específicas e não globais. Essas evidências mostram a sensibilidade do instrumento ao captar nuances contextuais e individuais da AE, o que indica seu uso em pesquisas que investiguem desigualdades acadêmicas e fatores de risco no ensino superior.

Adicionalmente, é importante destacar que a ausência de diferenças globais entre os grupos STEM e não-STEM na SAS total reforçam que AE ocorre não apenas pela área de formação, mas principalmente por trajetórias acadêmicas prévias em matemática, crenças de autoeficácia e metodologias de ensino (Cendales *et al.*, 2013; González *et al.*, 2016). Portanto, a SAS se mostra efetiva para identificar padrões específicos de vulnerabilidade, sobretudo quando examinados por dimensão.

Por sua vez, a validade convergente da SAS foi examinada por meio de correlações com variáveis associadas à AE. Os resultados demonstraram um padrão consistente com a literatura. A SAS apresentou altas correlações positivas com a AM ($r=0,668$) e com ansiedade de teste ($r=0,636$), essa evidência indica uma sobreposição

conceitual entre ambas, ou seja, as duas ansiedades compartilham componentes emocionais comuns diante de situações quantitativas (medo, preocupação, evitação). Essa proximidade ajuda a explicar a alta correlação encontrada também em outros estudos (Paechter *et al.*, 2017; Trassi *et al.*, 2022).

Apesar disso, pesquisas anteriores têm mostrado que a AE e AM possuem características distintas. A AM se direciona mais a habilidades de manipulação numérica e operações matemáticas abstratas e, a AE envolve leitura crítica dos dados, decisões baseadas em probabilidade e apresentação de resultados (Baloğlu, 2004; Birenbaum; Eylath, 1994; Terry *et al.*, 2023). Assim, reforça-se a necessidade de considerar simultaneamente a proximidade as duas ansiedades e suas especificidades, sustentando a relevância da análise de validade discriminante.

No âmbito das demais variáveis, as correlações moderadas e negativas com autoeficácia geral ($r = -0,309$), autoeficácia matemática ($r = -0,435$) e desempenho aritmético ($r = -0,297$) sugerem a que a AE impacta crenças de competência e habilidades cognitivas. Esses achados mostram-se consistentes com estudos que admitem a autoeficácia como fator protetivo contra a ansiedade em contextos quantitativos (Kaufmann *et al.*, 2022). Além disso, apoiam que a ansiedade compromete o desempenho acadêmico ao interferir na memória de trabalho e recursos cognitivos disponíveis (Ashcraft; Krause, 2007; Suárez-Pellicioni *et al.*, 2016).

Por outro lado, a associação positiva, mas de baixa magnitude, entre AE e procrastinação ($r = 0,239$) mostrou-se menos robusta. Embora revisões sistemáticas indiquem uma ligação consistente entre procrastinação e AE como estratégia de evitação (Onwuegbuzie, 2004; Trassi *et al.*, 2022), a baixa correlação observada sugere que esse comportamento pode ser mediado por outros fatores, como estilo de aprendizagem ou características contextuais da disciplina. Recomenda-se cautela na representação desse achado.

De modo geral, as correlações identificadas fornecem solidez à validade convergente da SAS. Altos níveis de AE associaram-se a ansiedades acadêmicas ao mesmo tempo em que se relacionaram negativamente com autoeficácia e desempenho, confirmando a AE como variável crítica para compreender dificuldades quantitativas no ensino superior. Reforça-se, portanto, sua utilidade na investigação de inter-relações entre fatores emocionais e cognitivos no contexto da formação acadêmica.

Além do mais, o padrão de correlações encontrado no presente estudo, sugerem que podem não ser suficientes intervenções focadas apenas no desempenho quantitativo,

mas também as que considerem crenças de autoeficácia, medo de avaliação e dificuldades interpessoais no processo de aprendizagem. Esses resultados apoiam modelos socioemocionais de desempenho em que a ansiedade interfere tanto na dimensão cognitiva quanto na emocional do estudante (Ashcraft; Krause, 2007; Passolunghi *et al.*, 2016).

Desse modo, observou-se que a versão brasileira da SAS apresentou robustez psicométrica, sendo uma ferramenta valiosa para pesquisas aplicadas, podendo identificar estudantes mais vulneráveis, orientar intervenções institucionais e subsidiar políticas pedagógicas mais sensíveis aos fatores emocionais envolvidos no ensino de estatística.

No entanto, devem ser reconhecidos alguns aspectos metodológicos como limitações da presente pesquisa. Em primeiro lugar, a amostra se restringe a estudantes universitários, principalmente de instituições públicas, podendo ampliar para estudantes de variados contextos universitários, ou outras populações como estudantes de pós-graduações, de cursos técnicos e até contextos internacionais. Apesar das boas práticas adotadas na coleta on-line descritas no método, ainda assim, depende-se da responsabilidade dos participantes ao responder a pesquisa, podendo acarretar vieses associados à atenção (Aust *et al.*, 2013). Além disso, não é possível indicar relações de causalidade entre a AE e demais variáveis, por se tratar de um estudo transversal, limitando a compreensão de trajetórias evolutivas da ansiedade estatística ao longo da formação acadêmica.

Apesar das limitações descritas, o estudo apresenta contribuições importantes. A confirmação da robustez do modelo bifatorial da SAS em sua versão abreviada amplia a evidência e validade internacional do instrumento (Vigil-Colet *et al.*, 2008; O'Bryant *et al.*, 2021), fortalecendo seu uso em contextos acadêmicos nacionais. É importante frisar que a escala é sensível para identificar diferenças entre grupos e captar associações relevantes com autoeficácia, desempenho e outras formas de ansiedade, o que contribui para compreender os fatores que sustentam as dificuldades quantitativas no ensino superior. Ainda, observa-se na SAS uma ferramenta diagnóstica útil para instituições que buscam monitorar o impacto de disciplinas quantitativas sobre o bem-estar dos estudantes e orientar ações pedagógicas baseadas em evidências.

Por fim, enquanto pesquisas futuras, os achados indicam a importância de investigar a invariância fatorial da SAS em amostras mais diversas, para verificar a estabilidade da estrutura em diferentes grupos acadêmicos. Estudos longitudinais poderão esclarecer como a AE pode evoluir ao longo da graduação e em que medida se relaciona

à trajetória acadêmica, escolhas de carreira e persistência em cursos com forte componente quantitativo. Recomenda-se também, integrar outras medidas como fisiológicas ou comportamentais à avaliação da AE, ampliando a compreensão dos mecanismos emocionais envolvidos no contexto. Finalizando, pesquisas que testem intervenções que busquem reduzir a AE, poderão auxiliar no desenvolvimento de práticas educacionais que promovam maior engajamento e desempenho em estatística.

Conclusão

A partir dos resultados discutidos neste capítulo, evidencia-se que a versão abreviada da Statistical Anxiety Scale (SAS; O'Bryant *et al.*, 2021) apresentou sólidas evidências psicométricas no contexto brasileiro, confirmando sua estrutura bifatorial, sua elevada confiabilidade e suas sólidas evidências de validade discriminante e convergente, consolidando-se como um instrumento importante para a pesquisa acadêmica, quanto para a investigação no campo diagnóstico educacional, contribuindo para a compreensão e enfrentamento da AE no ensino superior.

A combinação de cargas fatoriais robustas, índices de ajuste superiores e padrões de correlações teoricamente coerentes sustenta que os fatores *Ansiedade de Exame* e *Ansiedade para Pedir Ajuda* constituem dimensões relacionadas, porém distintas, da AE, replicando achados internacionais e ampliando a compreensão desse construto no ensino superior brasileiro.

Além de confirmar a adequação estrutural da escala, o estudo demonstrou que a SAS é sensível a diferenças individuais, apresentadas nos resultados entre os grupos separados por gênero e áreas de formação, além de apresentar relações significativas com variáveis emocionais, cognitivas e de desempenho acadêmico. Tal sensibilidade reforça o potencial da escala para identificar perfis de risco e auxiliar em intervenções voltadas à redução da AE e ao fortalecimento de crenças de autoeficácia e desempenho em disciplinas quantitativas.

Dessa forma, este capítulo estabelece a SAS como um instrumento válido, confiável e teoricamente coerente com o corpo de literatura, contribuindo para o avanço das pesquisas sobre AE no Brasil e oferecendo uma base sólida para interpretações que serão articuladas na conclusão geral da tese.

3.6 REFERÊNCIAS

- ASHCRAFT, M. H.; KRAUSE, J. A. Working memory, math performance, and math anxiety. *Psychonomic Bulletin & Review*, v. 14, n. 2, p. 243–248, 2007. DOI: <https://doi.org/10.3758/BF03194059>
- AUST, F. *et al.* Seriousness checks are useful to improve data validity in online research. *Behavior Research Methods*, v. 45, p. 527–535, 2013. DOI: <https://doi.org/10.3758/s13428-012-0265-2>
- BALOĞLU, M. Statistics Anxiety and Mathematics Anxiety: Some Interesting Differences I. *Educational Research Quarterly*, v. 27, n. 3, p. 38–48, 2004. DOI: <https://eric.ed.gov/?id=EJ792861>
- BALOĞLU, M.; DENİZ, M. E.; KESICI, Ş. A descriptive study of individual and cross-cultural differences in statistics anxiety. *Learning and Individual Differences*, v. 21, n. 4, p. 387–391, 2011.
- BEILock, S. L.; MALONEY, E. A. Math anxiety: A factor in math achievement not to be ignored. *Policy Insights from the Behavioral and Brain Sciences*, v. 2, n. 1, p. 4–12, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1177/2372732215601438>
- BIRENBAUM, M.; EYLATH, S. Who is afraid of statistics? Correlates of statistics anxiety among students of educational sciences. *Educational Research*, v. 36, n. 1, p. 93–98, 1994. DOI: <https://doi.org/10.1080/0013188940360110>
- BROWN, T. A. *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: Guilford, 2015.
- BUI, N. H.; ALEARO, M. A. Statistics anxiety and science attitudes: Age, gender, and ethnicity factors. *College Student Journal*, v. 45, n. 3, 2011.
- CANTINOTTI, M.; DÉSORMEAUX-MOREAU, M.; BALBINOTTI, M. Mapping psychology students' perspective on group peer-tutoring in statistics. *Mentoring & Tutoring*, v. 25, n. 4, p. 466–484, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1080/13611267.2017.1403609>
- CAREY, E.; HILL, F.; DEVINE, A.; SZUCS, D. The chicken or the egg? The direction of the relationship between mathematics anxiety and mathematics performance. *Frontiers in Psychology*, v. 6, p. 1987, 2016. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01987>
- CARGNELUTTI, E.; TOMASETTO, C.; PASSOLUNGHI, M. C. The interplay between affective and cognitive factors in shaping early proficiency in mathematics. *Trends in Neuroscience and Education*, v. 8, p. 28–36, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tine.2017.10.002>
- CENDALES, B.; VARGAS-TRUJILLO, E.; BARBOSA, C. Factores psicológicos asociados al desempeño académico en cursos universitarios de estadística. *Avances en Psicología Latinoamericana*, v. 31, n. 2, p. 363–375, 2013.

CHEW, P. K. H.; DILLON, D. B. Statistics anxiety update: Refining the construct and recommendations for a new research agenda. *Perspectives on Psychological Science*, v. 9, n. 2, p. 196–208, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1177/1745691613518077>

CHIESI, F.; PRIMI, C.; CARMONA, J. Measuring statistics anxiety. *Journal of Psychoeducational Assessment*, v. 29, n. 6, p. 559–569, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1177/073428291140498>

CIPORA, K. *et al.* Norms and validation of the online and paper-and-pencil versions of the Abbreviated Math Anxiety Scale. *Journal of Numerical Cognition*, v. 3, n. 3, p. 667–693, 2017. DOI: <https://doi.org/10.5964/jnc.v3i3.121>

CIPORA, K. *et al.* *Arithmetic Fluency Task*. Material não publicado, 2017a.

CIPORA, K.; NÚÑEZ-PEÑA, M. I.; SANTENS, S.; DE SUTTER, B.; GEBUIS, T.; GÖBEL, S. M. Mathematics anxiety—where are we and where shall we go? *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1513(1), 10–20, 2022. <https://doi.org/10.1111/nyas.14770>

CIPORA, Krzysztof *et al.* The AMATUS dataset: Arithmetic performance, Mathematics anxiety and Attitudes in primary school Teachers and University Students. *Journal of Open Psychology Data*, v. 12, n. 1, 2024. DOI: [10.5334/jopd.115](https://doi.org/10.5334/jopd.115)

COHEN, J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. 2. ed. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 1988.

CRONBACH, L. J. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, v. 16, p. 297–334, 1951. DOI: <https://doi.org/10.1007/BF02310555>

CRUISE, R. J.; WILKINS, E. M. STARS: Statistical anxiety rating scale. Andrews University, Berrien Springs, MI, 1980.

CUI, S. *et al.* Antecedents of statistics anxiety: An integrated account. *Personality and Individual Differences*, v. 144, p. 79–87, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.02.036>

DURAK, I.; KARAGOZ, Y. Adaptation of the statistics anxiety scale to Turkish. *International Journal of Assessment Tools in Education*, v. 8, n. 3, p. 667–683, 2021. <https://doi.org/10.21449/ijate.863225>

ELSE-QUEST, N. M.; HYDE, J. S.; LINN, M. C. Cross-national patterns of gender differences in mathematics. *Psychological Bulletin*, v. 136, n. 1, p. 103–127, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1037/a0018851>

GARFIELD, J. *et al.* Developing Students' Statistical Reasoning. Dordrecht: Springer, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1007/978-1-4020-8383-9>

GIBEAU, R. M. *et al.* The correlates of statistics anxiety. *Journal of Numerical Cognition*, v. 9, n. 1, p. 16–43, 2023. <https://doi.org/10.5964/jnc.8199>

- GOETZ, T. *et al.* Do girls really experience more anxiety in mathematics? *Psychological Science*, v. 24, n. 10, p. 2079–2087, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1177/0956797613486989>
- GONZÁLEZ, A. *et al.* Anxiety in the statistics class. *Learning and Individual Differences*, v. 45, p. 214–221, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2015.12.019>
- GUNDERSON, E. A. *et al.* The role of parents and teachers in gender-related math attitudes. *Sex Roles*, v. 66, n. 3–4, p. 153–166, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11199-011-9996-2>
- HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. *Multivariate Data Analysis*. Pearson, 2014.
- HERNÁNDEZ, J. A. E. *et al.* Validity of the Statistics Anxiety Scale in Psychology Students. *Psicologia: Ciência e Profissão*, v. 35, n. 3, p. 659–671, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-3703000362014>
- HOEGLER, S.; NELSON, M. The Influence of Anxiety and Self-Efficacy on Statistics Performance. *Psi Chi Journal*, v. 23, n. 5, p. 364–373, 2018. DOI: <https://doi.org/10.24839/2325-7342.JN23.5.364>
- HOPKO, D. R. *et al.* AMAS construction, validity, and reliability. *Assessment*, v. 10, n. 2, p. 178–182, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1177/1073191103010002008>
- IBM CORP. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 20. Armonk, NY: IBM Corp., 2011.
- JASP TEAM. JASP: Version 0.19.0. Computer software. 2024. Disponível em: <https://jasp-stats.org/>
- KAUFMANN, L. *et al.* Self-efficacy matters. *Annals of the New York Academy of Sciences*, v. 1514, n. 1, p. 187–197, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1111/nyas.14797>
- KLINE, R. B. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. 5. ed. New York: Guilford, 2023.
- LEE, J. Universals and specifics of math self-concept, math self-efficacy, and math anxiety across 41 PISA 2003 participating countries. *Learning and Individual Differences*, v. 19, n. 3, p. 355–365, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.10.009>
- LI, C. H. The performance of ML, DWLS, and ULS. *Psychological Methods*, v. 21, n. 3, p. 369–387, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- LÖWE, B. *et al.* Validation of the GAD-7. *Medical Care*, v. 46, p. 266–274, 2008. <https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e318160d093>
- MACHER, D. *et al.* Statistics anxiety and academic performance. *European Journal of Psychology of Education*, v. 28, p. 157–175, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10212-011-0090-5>

- MCDONALD, R. P. *Test Theory: A Unified Treatment*. New York: Psychology Press, 2013.
- MJI, A. Differences in university students' attitudes. *Psychological Reports*, v. 104, n. 3, p. 737–744, 2009.
- O'BRYANT, M.; BATLEY, P. N.; ONWUEGBUZIE, A. Validation of an adapted SAS. *SAGE Open*, v. 11, n. 1, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1177/21582440211001378>
- OECD. PROGRAMME FOR INTERNATIONAL STUDENT ASSESSMENT. *PISA Problem Solving for Tomorrow's World: First Measures of Cross-Curricular Competencies from PISA 2003*. Organisation for Economic Co-operation and Development. OECD, 2004.
- OECD. Organisation for Economic Co-operation and Development. *PISA 2022 Assessment and Analytical Framework*. Paris: OECD Publishing, 2023.
- ONWUEGBUZIE, A. J.; WILSON, V. A. Statistics Anxiety: Nature, etiology... *Teaching in Higher Education*, v. 8, n. 2, p. 195–209, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1080/1356251032000052447>
- ONWUEGBUZIE, A. J. Academic procrastination and statistics anxiety. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, v. 29, n. 1, p. 3–19, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1080/0260293042000160384>
- PAECHTER, M.; MACHER, D.; MARTSKVISHVILI, K. Mathematics anxiety and statistics anxiety. *Frontiers in Psychology*, v. 8, p. 1196, 2017.
- PASSOLUNGHI, M. C. *et al.* Mathematics anxiety and working memory. *Frontiers in Psychology*, v. 7, p. 42, 2016.
- RADIŠIĆ, J.; VIDENOVIC, M.; BAUCAL, A. Math anxiety—school and individual factors. *European Journal of Psychology of Education*, v. 30, n. 1, p. 1–20, 2015.
- RALSTON, K. Sociologists shouldn't have to study statistics. *Sociological Research Online*, v. 25, n. 2, p. 219–235, 2019.
- RODARTE-LUNA, B.; SHERRY, A. Sex differences in statistics anxiety. *Contemporary Educational Psychology*, v. 33, n. 2, p. 327–344, 2008.
- SCHWARZER, R.; JERUSALEM, M. Generalized self-efficacy scale. In: WEINMAN, J.; WRIGHT, S. *Measures in Health Psychology*, p. 35–37, 1995.
- SESE, A. *et al.* Attitudes toward statistics and performance. *Revista de Psicodidáctica*, v. 20, n. 2, p. 285–304, 2015.
- SIRECI, S. G. *et al.* Evaluating guidelines for test adaptations. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, v. 37, n. 5, p. 557–567, 2006.
- STEEL, P. The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review. *Psychological Bulletin*, v. 133, n. 1, p. 65–94, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.1.65>

STOET, G.; GEARY, D. C. Gender differences in pathways. *PNAS*, v. 117, n. 25, p. 14073–14076, 2020.

SUÁREZ-PELLICIONI, M.; NÚÑEZ-PENÑA, M. I.; COLLO, C. Math anxiety: A review of its cognitive consequences. *Frontiers in Psychology*, v. 7, p. 1–14, 2016.
DOI: <https://doi.org/10.4324/9780203771587>

TAYLOR, J.; DEANE, F. P. Development of a short form of the Test Anxiety Inventory (TAI). *The Journal of General Psychology*, 129(2), 127–136, 2002.
<https://doi.org/10.1080/00221309.2002.9921221>

TEMAN, E. D. Factorial invariance of STARS. *Comprehensive Psychology*, v. 2, 2013.
DOI: <https://doi.org/10.2466/02.20.CP.2.1>

TERRY, J. *et al.* Data from the SMARVUS dataset. *Journal of Open Psychology Data*, v. 11, n. 1, 2023.

TRASSI, A. P. *et al.* Mediating factors of statistics anxiety. *Annals of the NY Academy of Sciences*, v. 1512, p. 76–97, 2022.

VIGIL-COLET, A.; LORENZO-SEVA, U.; CONDON, L. Development and validation of SAS. *Psicothema*, v. 20, n. 1, p. 174–180, 2008.

WALSH, J. J.; UGUMBA-AGWUNOBI, G. Individual differences in statistics anxiety. *Personality and Individual Differences*, v. 33, n. 2, p. 239–251, 2002.

YOCKEY, R. D. Validation of the short form of academic procrastination scale. *Psychological Reports*, v. 118, n. 1, p. 171–179, 2016.
<https://doi.org/10.1177/0033294115625159>

4. ESTUDO 3

4. ESTUDO 3. ANSIEDADE MATEMÁTICA E ANSIEDADE ESTATÍSTICA: INFLUÊNCIAS NA ESCOLHA PROFISSIONAL DE UNIVERSITÁRIOS BRASILEIROS

4.1 INTRODUÇÃO

Investimentos na formação profissional das mais diversas áreas são muito importantes em um mundo com possibilidades de informação e grande acesso ao conhecimento científico. Diante desse cenário em constante transformação, a matemática e a estatística se mostram pilares essenciais das diversas áreas do conhecimento, desempenhando um papel central nos avanços tecnológicos (Liu, 2020).

Assim, a exposição a conteúdos matemáticos avançados durante o ensino médio se liga diretamente a ocupações de maior prestígio e maior remuneração principalmente em áreas STEM¹ (Warne *et al.*, 2019). Apesar disso, mesmo com grande relevância acadêmica e profissional, muitos ambientes educacionais não reconhecem as disciplinas quantitativas, tratando-as como meros instrumentos auxiliares, negligenciando sua função estruturante na formação do aluno (Just; Siller, 2022).

Há uma crescente valorização na formação técnico-científica nas últimas décadas, o que vem reforçando ainda mais, a centralidade do domínio de habilidades quantitativas para o acesso a oportunidades acadêmicas e profissionais. Porém, o desempenho matemático e estatístico não se limita apenas a fatores cognitivos. Existe um conjunto significativo de evidências que apontam as emoções e crenças como determinantes para o envolvimento e sucesso em disciplinas quantitativas (Dowker *et al.*, 2016; Maloney; Beilock, 2012).

Nesse sentido, o contato com disciplinas matemáticas pode acarretar reações emocionais negativas nos estudantes, caracterizando tensão, apreensão e medo por fracassar em contextos matemáticos (Dowker *et al.*, 2016, Ashcraft; Krause, 2007, Hopko *et al.*, 2003), sintomas esses, que podem indicar Ansiedade Matemática (AM) e, por sua vez, a Ansiedade Estatística (AE), quando em contextos que envolvem atividades estatísticas, podendo afetar na compreensão e no engajamento desses conteúdos (Macher *et al.*, 2015, Vigil-Colet *et al.*, 2008).

¹ Áreas STEM: Acrônimo em inglês para Science, Technology, Engineering and Mathematics. Referente às áreas que se ligam às carreiras profissionais relacionadas a Ciência, Tecnologia, Engenharia e Matemática, em português.

Essas duas ansiedades, embora distintas, se inter-relacionam podendo afetar o desempenho acadêmico e aritmético, bem como as escolhas profissionais quando chegada a hora de buscar pelo curso de graduação (Ferdinand *et al.* 2024, Eidlin-Levy *et al.*, 2023, Barroso *et al.*, 2021, Paechter *et al.*, 2017).

A AM é um construto muito estudado desde as primeiras revisões sistemáticas (Hembree, 1990), caracteriza-se por sentimentos de tensão e medo frente a tarefas matemáticas, interferindo na execução delas (Dowker, 2019). A compreensão desse fenômeno vem sendo aprofundada a partir de modelos teóricos, a exemplo, o modelo da interferência na memória de trabalho (Passolunghi *et al.*, 2019; Ashcraft; Krause, 2007) e o modelo do evitamento (Choe *et al.*, 2019; Maloney; Beilock, 2012).

O primeiro modelo relata que a AM gera influências negativas nas funções da memória de trabalho, reduzindo os recursos cognitivos para a resolução de problemas, comprometendo o desempenho matemático (Passolunghi *et al.*, 2019; Ashcraft; Krause, 2007). Por sua vez, o segundo, defende que indivíduos ansiosos tendem a evitar contextos matemáticos, reforçando lacunas de aprendizagem, mantendo crenças negativas sobre as próprias habilidades (Choe *et al.*, 2019; Maloney; Beilock, 2012).

Além desses, foram propostos modelos integrativos, de base neurocognitiva, que explicam a AM a partir de disfunções em redes neurais ligadas à memória de trabalho, controle executivo, bem como ao processamento emocional, destacando como esses fatores atuam no comprometimento do desempenho em matemática (Moustafa *et al.*, 2020).

A AE, por sua vez, se evidencia como fenômeno distinto, embora relacionada à AM e se manifesta em situações que envolvem estatística como análises de dados, uso de softwares estatísticos e leitura de gráficos, sendo influenciada por aspectos como a percepção sobre a utilidade ou familiaridade com a linguagem dessa disciplina (Trassi *et al.*, 2022; Chew; Dillon, 2014). Instrumentos psicométricos como a SAS (*Statistical Anxiety Scale*; O'Bryant *et al.*, 2021) apresentam a AE como uma estrutura multifatorial, com dimensões como o medo de teste e de pedir ajuda aos pares ou professores, além disso, outras avaliações estendem esses fatores a medo de interpretação, cálculo e conteúdo (O'Bryant *et al.*, 2021; Onwuegbuzie; Wilson, 2003).

A matemática ao longo do processo escolar vem sendo considerada como uma disciplina difícil. Essa percepção social, muitas vezes reforçada por vivências pedagógicas negativas, intensifica o medo da disciplina desde a base. Esse ciclo pode contribuir para o desenvolvimento da AM, posteriormente da AE, e consequentemente à

evasão de disciplinas durante o percurso acadêmico ou ainda, de cursos com altas cargas de disciplinas matemáticas (Reis *et al.*, 2024; Caviola *et al.*, 2019; Luttenberger *et al.*, 2018).

A literatura apresenta que a AM é forte preditora da AE, explicando uma parcela significativa de sua variância, embora possa ser influenciada também por outras variáveis como experiências matemáticas anteriores, atitudes em relação ao conteúdo estatístico e a autoeficácia (Kaufmann *et al.*, 2022; Trassi *et al.*, 2022; Paechter *et al.*, 2017). Essa realidade se reflete nos contextos universitários, onde alunos com níveis de AE elevados tendem a se envolver menos com os conteúdos estatísticos, evitam disciplinas relacionadas apresentando comportamentos negativos, escolhendo optativas qualitativas e até adiando de matrícula em disciplinas quantitativas (Hunt *et al.*, 2023; Macher *et al.*, 2015).

Esses padrões de evitamento e engajamento na área também se relacionam com fatores socioculturais, como as diferenças de gênero na AM e AE. A literatura vem apontando consistentemente, médias mais elevadas de AM em mulheres que em homens. Estereótipos de gênero que vinculam a matemática como mais relevante ao âmbito masculino podem afetar negativamente a autopercepção de competência de meninas e mulheres (Justicia-Galiano *et al.*, 2023; Xie *et al.*, 2018; Else-Quest *et al.*, 2010).

Essa tendência também pode se manifestar em alunos com AE, principalmente nos contextos avaliativos. Mulheres tendem a relatar níveis mais elevados em situações de provas e aulas de estatística, embora esses resultados tenham variado conforme a população, contexto cultural e instrumento utilizado (Ralston *et al.*, 2021).

Apesar de haver evidências empíricas que apontam essas diferenças entre os sexos, alguns estudos não encontram variações. Essa realidade se confirmou em outro estudo com alunos do ensino fundamental e médio do Reino Unido, porém não sendo constante em todas as idades e contextos (Devine *et al.*, 2012). Em amostra de estudantes do ensino médio em Israel, foram encontrados níveis equivalentes entre os gêneros, sugerindo que fatores socioculturais e educacionais locais podem moderar essas diferenças (Eidlin-Levy *et al.*, 2013).

Padrões semelhantes se apresentam também para a AE, com diferenças pequenas ou não significativas entre os sexos, possivelmente por conta de variáveis contextuais, como curso universitário, familiaridade com métodos estatísticos e uso de escalas diferentes. Assim, há consenso na literatura tanto para a AM quanto para a AE de que mulheres apresentam níveis mais elevados em ambas, com maior variabilidade entre os

contextos de AE (Devine *et al.*, 2012; Eidlin-Levy *et al.*, 2013; Macher *et al.*, 2015; Paechter *et al.*, 2017).

Essas formas de ansiedade se associam a múltiplos fatores, sejam eles cognitivos, com variáveis como autoeficácia e desempenho, emocionais, envolvendo ansiedade geral e ansiedade de testes, ou ainda, atitudinais, como por exemplo, interesse ou gosto por matemática (Paechter *et al.*, 2017, Zhang *et al.*, 2019).

Diante disso, evidencia-se que a AM pode influenciar nas escolhas de carreiras que apresentam menor carga de disciplinas matemáticas (Daker *et al.*, 2021; Eidlin-Levy *et al.*, 2013), e que o gosto por matemática possui relação negativa com a AM, impactando significativamente variáveis acadêmicas relevantes como o desempenho (Živković *et al.*, 2023; Ma; Kishor, 1999).

No Brasil, as experiências pedagógicas negativas, a ausência de estratégias eficazes no ensino da matemática e as crenças culturais sobre a dificuldade da matemática influenciam os elevados índices de AM (Reis *et al.*, 2024, Ribeiro; Carmo, 2024). Essa realidade pode repercutir nas trajetórias acadêmicas, limitando o acesso às áreas STEM, em que apresenta alta demanda de profissionais qualificados.

Mesmo com a atenção crescente dada ao tema, os estudos mostram-se escassos tanto para a AM como para a AE, principalmente no contexto brasileiro, ainda mais as relacionando com variáveis cognitivas, emocionais e atitudinais na escolha de carreiras de acordo com as cargas matemáticas. Diante dessa realidade, o presente estudo busca compreender como a AM e a AE, associadas a variáveis gerais e específicas, influenciam tanto na escolha de carreira como no processo acadêmico desses estudantes universitários.

Pesquisas indicam que altos níveis dessas ansiedades podem restringir a escolha de curso ou também, dificultar a permanência neles, gerando dificuldades como evitação, desistência ou reprovação em matérias quantitativas obrigatórias, além de sentimentos de desengajamento acadêmico (Barroso *et al.*, 2021; Luttenberger *et al.*, 2018). Assim, pretende-se ampliar o conhecimento empírico sobre esses construtos no Brasil, compreendendo em que medida variáveis emocionais e cognitivas cooperam para a manutenção ou diminuição dessas ansiedades no percurso acadêmico.

Espera-se que os achados possam subsidiar políticas de permanência e diminuição da evasão universitária, intervenções institucionais e estratégias pedagógicas capazes de auxiliar positivamente alunos que enfrentam desafios em contextos quantitativos.

Diante desse cenário, a presente pesquisa busca responder de que forma a AM, a AE e outras variáveis psicológicas gerais e específicas influenciam a escolha de cursos com diferentes níveis de carga matemática e o percurso de estudantes universitários brasileiros.

4.2 OBJETIVOS

4.2.1 Objetivo Geral

Investigar como a Ansiedade Matemática, a Ansiedade Estatística e demais variáveis psicológicas gerais e específicas, influenciam a escolha de cursos com diferentes níveis de cargas matemáticas e o percurso acadêmico de estudantes universitários brasileiros.

4.2.2 Objetivos Específicos

1. Analisar em que medida variáveis psicológicas gerais como ansiedade geral, ansiedade de teste, autoeficácia geral e gênero, influenciam na escolha de cursos com diferentes níveis de cargas matemáticas entre estudantes universitários brasileiros.

Hipótese 1. Maiores níveis de ansiedade geral e de teste, e menores níveis de autoeficácia geral estarão associadas à escolha de cursos com menor carga matemática. Espera-se também, que o gênero influencie essa escolha com mulheres mais propensas a optarem por cursos com menor carga matemática.

2. Verificar a influência de variáveis relacionadas especificamente à matemática, como desempenho aritmético, gosto pela disciplina, autoeficácia matemática e ansiedade matemática, sobre a escolha de cursos pelos estudantes, mesmo após o controle das variáveis psicológicas gerais.

Hipótese 2. Estudantes com maior desempenho aritmético, maior gosto por matemática e maior autoeficácia matemática tenderão a escolher cursos com maior carga matemática, enquanto estudantes com níveis mais elevados de ansiedade matemática tenderão a optar por cursos com menor carga matemática, independentemente das variáveis psicológicas.

3. Investigar os preditores da AE entre estudantes universitários, considerando tanto variáveis gerais (ansiedade geral, ansiedade de teste, autoeficácia geral e gênero) quanto variáveis específicas da matemática (desempenho aritmético, gosto, autoeficácia e ansiedade matemática).

Hipótese 3. Maiores níveis de ansiedade geral, ansiedade de teste e AM estarão associados a níveis mais elevados de AE, enquanto maior autoeficácia geral e matemática, maior gosto por matemática e melhor desempenho estarão associados a menores níveis de AE.

4.3 METODOLOGIA

4.3.1 Participantes

Do total de 961 estudantes participantes, a amostra final para esse estudo contou com o mesmo recorte do Estudo 2, sendo composta por 451 estudantes, com idades entre 18 e 35 anos ($M = 23,21$; $DP = 3,77$), sendo 256 (56,8%) mulheres, 184 (40,8%) homens e 11 (2,4%) que se identificaram com outro gênero ou optaram por não informar. Esses 11 participantes foram incluídos em todas as análises que não exigiram comparação binária por sexo.

Os critérios de exclusão foram: i) recusa na autorização para uso dos dados; ii) vínculo com instituição de ensino superior fora do Brasil; iii) idade inferior a 18 anos ou superior a 35 anos; iv) estudantes recém-egressos de cursos superiores; v) falha em ao menos dois dos três itens de verificação de atenção inseridos nos instrumentos; vi) indicação de diagnóstico de transtorno de aprendizagem, neurológico e/ou psiquiátrico; e vii) foram considerados apenas os participantes que concluíram ao menos um módulo de estatística em seu curso de graduação, de modo a garantir contato mínimo com o conteúdo central da pesquisa.

Participaram estudantes das cinco regiões brasileiras, com maior representatividade da região Sudeste (40%) e menor Região Norte (6%). A maioria dos estudantes é de instituições públicas (94,67%) sem vínculo com programas institucionais de bolsas acadêmicas. Uma pequena parcela relatou acesso ao benefício acadêmico (5,33%).

Para fins analíticos, os cursos indicados pelos participantes foram divididos em três categorias com base na quantidade de disciplinas matemáticas obrigatórias (ex. álgebra, cálculo, geometria etc.) definida pela média de disciplinas com conteúdo matemática presentes em até três matrizes curriculares de diferentes instituições por cursos. O Grupo 1 representa os cursos com baixa carga matemática (0 a 2 disciplinas), O Grupo 2 com média carga matemática (3 a 6 disciplinas) e o Grupo 3 com alta carga matemática (7 ou mais disciplinas). Essa classificação permitiu comparações entre grupos quanto aos níveis de AM, AE e variáveis gerais e específicas associadas.

4.3.2 Procedimentos Éticos

A presente pesquisa foi aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa da UNESP (No. 5.873.580, CAAE: 6519523.0.0000.5398), para tanto, os participantes consentiram a participação voluntária no estudo, por meio do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE, Apêndice A) disponibilizado eletronicamente antes de iniciarem as respostas.

4.3.3 Procedimentos de coleta de dados

Realizada entre os meses de março e agosto de 2023, a pesquisa obteve a participação de estudantes universitários brasileiros. A coleta ocorreu pelo aplicativo *Pavlovía®*, de forma online, com tempo de preenchimento de até 20 minutos.

Foi realizado contato com coordenadores de cursos de Instituições de Ensino Superior, os quais divulgaram a pesquisa entre seus respectivos alunos. Além disso, utilizou-se as redes sociais (Facebook, Instagram, LinkedIn, Twitter e WhatsApp) para ampliação do alcance da amostra.

4.3.4 Instrumentos

A coleta de dados foi composta por um conjunto de instrumentos psicométricos, com validação internacional, todos traduzidos e adaptados à população brasileira. Optou-se pelos instrumentos a seguir, por esses avaliarem construtos relevantes à escolha de carreira universitária, a fim de observar seus efeitos em relação à AM e AE.

Para o presente estudo, foram utilizados oito instrumentos e uma questão, sendo o questionário sociodemográfico, quatro escalas que avaliam diferentes ansiedades, dois de autoeficácia, um de desempenho em aritmética e uma questão final sobre o gosto dos participantes por matemática, todos descritos a seguir:

4.3.4.1 Questionário Sociodemográfico (Apêndice B)

Inicialmente, os participantes responderam a um questionário elaborado pelas autoras, destinado a coletar informações sociodemográficas (idade, sexo, região de residência), dados acadêmicos (como curso de graduação e tipo de instituição) e histórico de dificuldades de aprendizagem, bem como possíveis diagnósticos neurológicos ou psiquiátricos previamente informados.

4.3.4.2. Ansiedade Matemática (Anexo B)

Escala Abreviada de AM (*Abbreviated Math Anxiety Scale* – AMAS; $\alpha = 0,90$; Hopko *et al.*, 2003). A escala, composta por nove itens organizados em dois fatores: *Ansiedade de Aprendizagem Matemática* e *Ansiedade de Avaliação Matemática*, avalia a AM dos participantes, eles devem ponderar seu nível de ansiedade em situações acadêmicas que envolvem matemática usando uma escala *Likert* (01 = baixa ansiedade; 05 = alta ansiedade). A escala brasileira apresentou consistência interna Total $\alpha = 0,94$, F1 $\alpha = 0,93$, F2 $\alpha = 0,94$.

4.3.4.3. Ansiedade Estatística (Anexo C)

Escala de AE (*Statistical Anxiety Scale* – SAS, $\alpha = 0,82-0,93$; O'Bryant *et al.*, 2021). Utilizou-se a versão reduzida contendo catorze itens, com dois fatores: *Ansiedade de Exame* e *Ansiedade para pedir ajuda*. Avalia a AE entre os participantes, que são convidados a ponderar seu nível de ansiedade em situações acadêmicas envolvendo estatística usando uma escala *Likert* de cinco pontos (1 = nenhuma ansiedade; 5 = ansiedade muito alta). Na presente amostra, a escala apresentou consistência interna total de $\alpha = 0,89$, sendo $\alpha = 0,83$ para o Fator 1 e $\alpha = 0,87$ para o Fator 2.

4.3.4.4. Ansiedade Geral (Anexo D)

Escala de Transtorno de Ansiedade Generalizada (GAD-7, $\alpha = 0,88$; Löwe, *et al.*, 2008). Medida de sete itens, pontuada por uma escala *Likert* de 4 pontos (1 = Nunca; 4 = Quase todos os dias) para avaliar os níveis de Ansiedade Geral (também conhecida como Ansiedade-traço). Na amostra brasileira, a escala apresentou consistência interna de $\alpha = 0,88$.

4.3.4.5. Ansiedade de Teste (Anexo E)

O Test Anxiety Inventory (TAI, $\alpha = 0,87$; Taylor; Deane, 2002), de cinco itens, avalia a ansiedade em situações de teste. É aplicado em formato de escala de *Likert* de até 4 pontos, (1= Nunca; 4= Frequentemente).

4.3.4.6. Autoeficácia Geral (Anexo F)

A General Self-Efficacy Scale (GSE, $\alpha = 0,76-0,90$; Schwarzer; Jerusalem, 1995) é composta por dez itens, medidos por escala *Likert* de 5 pontos (1 = Nada

verdadeiro; 5 = Totalmente verdadeiro). Avalia a autoeficácia geral do participante. Na amostra do Brasil, a consistência interna foi $\alpha = 0,87$.

4.3.4.7. Autoeficácia Matemática (Anexo G)

O Questionário de Autoeficácia em Matemática ($\alpha = 0,83$; Lee, 2009) possui 6 itens. Avaliado por escala *Likert* de 4 pontos (1 = Nada confiante; 4 Muito confiante), avalia o nível de confiança ao realizar tarefas matemáticas. Na presente amostra, apresentou consistência interna de $\alpha = 0,84$.

4.3.4.8. Desempenho Aritmético (Anexo H)

Tarefa de fluência em matemática (*Arithmetic Fluency Task*; Cipora *et al.*, 2024; Cipora *et al.*, 2017). Essa tarefa avalia o desempenho aritmético objetivo dos participantes por meio da resolução de 40 problemas de matemática básicos, entre adições, subtrações, multiplicações e divisões para serem respondidos em até dois minutos. A pontuação total ocorre por meio da soma dos itens resolvidos corretamente (Cipora *et al.*, 2017). Por se tratar de uma tarefa de desempenho, não se aplica o cálculo de consistência interna.

4.3.4.9. Questão sobre o curso de graduação (Apêndice A)

No questionário sociodemográfico, para a identificação do curso de graduação do participante, foi realizada a pergunta: Qual o seu curso de graduação atual?

4.3.4.10 Itens de Verificação de Atenção (Apêndice C)

Para assegurar a qualidade das respostas, foram incluídos quatro itens de verificação: três de atenção, inseridos ao final de diferentes escalas e formulados de maneira similar aos itens originais, e um de seriedade, aplicado no encerramento do questionário, conforme Aust *et al.* (2013).

4.3.4.11. Gosto por matemática (Apêndice D)

Além dos instrumentos indicados, foi utilizada a pergunta “Como você classificaria seu gosto por matemática?”, respondida pelo participante por meio de uma escala de 0 (Eu desgosto muito) a 10 (Eu gosto muito).

4.3.4.12 Divisão dos cursos por carga matemática

Para identificar a carga matemática, os 67 cursos de graduação, indicados pelos participantes, foram divididos em três grupos de acordo com a quantidade de disciplinas obrigatórias com conteúdo matemático. Essa categorização foi estabelecida pela média de disciplinas de até três matrizes curriculares por curso, de universidades diferentes. As categorias se subdividiram em G-Baixa carga matemática, G2-Média carga matemática e G3-Alta carga matemática. Essa divisão permite análises comparativas entre os grupos tendo como base os níveis de AM, AE e os demais constructos de acordo com os objetivos da pesquisa.

4.3.5 Análise de dados

A análise de dados foi realizada com auxílio do software JASP (versão 0.19.0). Foram realizadas três etapas de procedimentos estatísticos: (i) análise descritiva dos dados, (ii) análises inferenciais e (iii) análises multivariadas, de acordo com os objetivos propostos do estudo. Trata-se de uma pesquisa com delineamento transversal, correlacional e comparativo, de natureza quantitativa.

4.3.5.1 Etapas iniciais

Não foram identificados dados ausentes na amostra final, não havendo necessidade de demais procedimentos de exclusão de casos. A normalidade das variáveis foi verificada por meio do teste de Shapiro-Wilk, com análise de assimetria e curtose. Em caso de violação dos pressupostos paramétricos, foram adotados testes não paramétricos, como o teste de Kruskal-Wallis e testes de reamostragem bootstrapping (5000 iterações), por padrão no JASP e conforme recomendado para garantir estabilidade estatística dos intervalos de confiança (Hayes, 2017; Efron; Tibshirani, 1994).

4.3.5.2 Análises de correlação

Foram realizadas as correlações de Pearson (r) entre as variáveis incluídas no estudo (gerais: ansiedade geral, ansiedade de teste e autoeficácia geral; matemáticas específicas: AM, AE, autoeficácia matemática, gosto por matemática e desempenho).

Embora tenha se identificado desvios de normalidade em algumas distribuições, considerou-se a robustez da correlação de Pearson em amostras grandes ($N = 451$) e a comparabilidade com o estudo anterior. O tratamento dos dados ausentes foi conduzido pelo critério pairwise. Foram estimados intervalos de confiança de 95% por

reamostragem bootstrap (1000 reamostragens), baseados em 1000 amostras de bootstrap, a fim de ampliar a confiabilidade das estimativas e reportados testes bicaudais com nível de significância de 5% ($p < 0,05$).

4.3.5.3 Categorização da variável dependente

A variável dependente principal é a escolha de curso e foi tratada como ordinal, com três categorias: *baixa*, *média* e *alta* carga matemática. As categorias permitiram a realização de comparações entre os grupos e análises preditivas.

4.3.5.4 Análises inferenciais e preditivas

4.3.5.4.1 Comparações entre os grupos

Nas análises inferenciais, utilizou-se os escores totais obtidos pela soma dos itens de cada escala. Para a apresentação descritiva, os escores foram convertidos em médias por item. Foi utilizado o teste Kruskal-Wallis para a comparação dos grupos em relação às variáveis psicológicas gerais e às variáveis específicas da matemática. Aplicou-se, ainda, teste post hoc de Dunn com correção Bonferroni para controle de erro tipo I.

4.3.5.4.2 Modelagem hierárquica

Foram conduzidas regressões hierárquicas múltiplas, com variáveis contínuas padronizadas (z-scores) para facilitar a interpretação dos coeficientes. Para os modelos de regressão linear (Objetivo 3), a multicolinearidade foi verificada por meio do Índice de Inflação da Variância (VIF), adotando como critério de corte valores < 5 . Nos modelos de regressão logística ordinal (Objetivos 1 e 2), a verificação de colinearidade foi realizada de forma exploratória entre os preditores antes da inclusão no modelo, de modo a assegurar a robustez das estimativas.

- Objetivo 1: Regressão logística ordinal para prever a escolha de cursos (grupos baixa, média e alta carga matemática), com base nas variáveis psicológicas gerais (ansiedade geral, ansiedade de teste, autoeficácia geral e gênero).

- Objetivo 2: Regressão logística ordinal hierárquica com dois blocos:

Bloco 1: variáveis psicológicas gerais;

Bloco 2: variáveis específicas da matemática (desempenho, gosto por matemática, autoeficácia matemática e AM).

- Objetivo 3: Regressão linear hierárquica com a AE como variável dependente e variáveis gerais no bloco 1 e específicas no bloco 2 como preditores.

A qualidade do modelo foi avaliada com base no coeficiente de determinação ajustado (em R^2 ajustado), bem como no incremento de variância explicada entre blocos (ΔR^2). Foram considerados os Coeficientes padronizados (β) e seus respectivos valores de significância (p), além dos intervalos de confiança (IC95%), obtidos por bootstrap (5000 reamostragens).

4.4 RESULTADOS

O presente capítulo está organizado em etapas que seguem a lógica das análises estatísticas realizadas a partir dos dados de 451 estudantes universitários de diferentes regiões brasileiras. Apresentam-se, em sequência, a caracterização sociodemográfica da amostra, com a distribuição por região, tipo de instituição, área de formação e gênero, as estatísticas descritivas das variáveis investigadas, as comparações entre grupos definidos pelas cargas matemáticas dos cursos e pelo gênero dos participantes, as correlações entre variáveis gerais e específicas da matemática e, por fim, os modelos preditivos, que permitem examinar o papel de variáveis emocionais e relacionadas à matemática na escolha de carreira, no percurso acadêmico e para a AE.

4.4.1 Caracterização da amostra

Nessa subseção apresenta-se a caracterização da amostra. A maioria entre os 451 estudantes participantes da pesquisa era de instituições públicas (94,67%), sem vínculo com programas institucionais de bolsas acadêmicas (Figura 10).

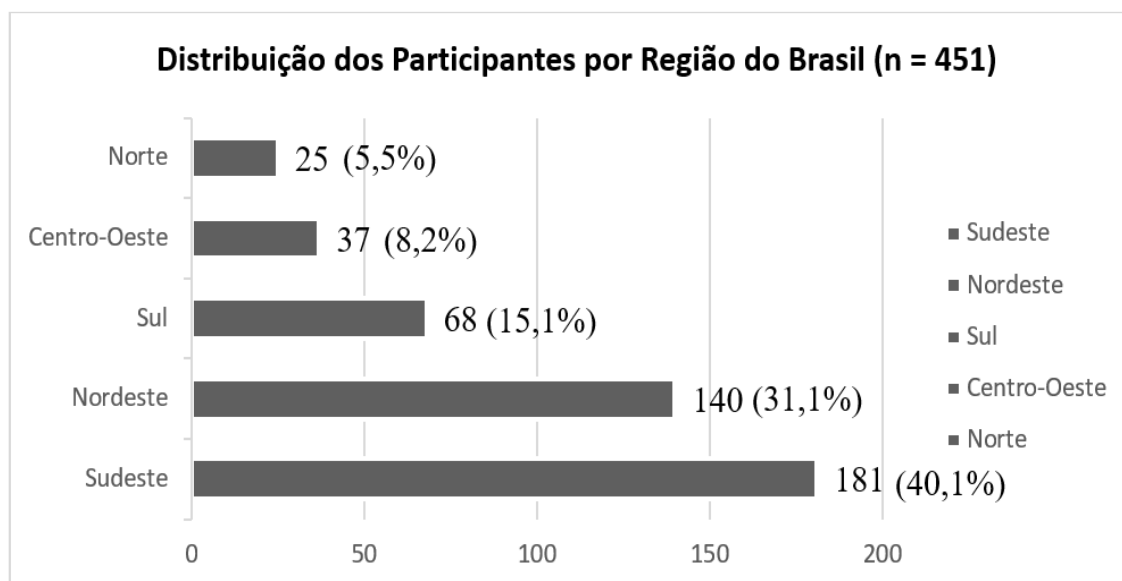


Figura 10. Número de participantes por região do Brasil.

Fonte: Dados da presente pesquisa (2023)

Uma pequena parcela relatou acesso ao benefício (5,33%). Em relação às regiões brasileiras, houve maior representatividade da região Sudeste em 40% da amostra total e menor da região Norte (5,5%; Figura 1).

A Tabela 15 apresenta a divisão dos cursos em três grupos, a partir das cargas matemáticas de disciplinas obrigatórias. Os grupos se apresentaram divididos da seguinte forma: G1-Baixa carga matemática com 200 (44,3%) participantes, G2-Média carga matemática com 77 (17,1%) participantes e G3- Alta carga matemática com 174 (38,6%) alunos.

Tabela 15. Cursos agrupados por nível de exigência matemática na formação e número (%) de participantes por grupo.

Grupos		
Baixa	Média	Alta
Cursos com poucas disciplinas matemáticas (0 a 2 disciplinas) 29 cursos	Cursos com carga média em disciplinas matemáticas (3 a 6 disciplinas) 12 cursos	Cursos com alta carga de disciplinas matemáticas (7 ou mais disciplinas) 13 cursos
Biblioteconomia (6), Biologia (45), Biologia Marinha (1), Ciências da Natureza (1), Ciências Sociais (3), Direito (6), Educação Física (4), Enfermagem (4), Farmácia (7), Fisioterapia (3), Fonoaudiologia (9), Geografia (10), Geologia (5), Gestão Comercial (1), Gestão Pública (8), História (1), Medicina (8), Medicina Veterinária (4), Nutrição (5), Odontologia (1), Pedagogia (7), Psicologia (45), Relações Internacionais (2), Secretariado Executivo (4), Serviço Social (3), Tecnólogo em Análise e Desenv. de Sistemas (1), Terapia Ocupacional (2), Turismo (1).	Administração (17), Biomedicina (5), Biotecnologia (1), Ciências Biomédicas (3), Ciências Contábeis (25), Ecologia (4), Química (8), Química Industrial (3), Saúde Coletiva (1), Sistemas de Informação (9), Tecn. Gestão de Dados (1), Zootecnia (3).	Ciências da Computação (5), Ciências de Dados e IA (3), Ciências e Tecnologia (11), Ciências Econômicas (3), Economia (2), Engenharias* (120), Estatística (10), Física (4), Física Médica (2), Gestão de Dados (1), Matemática (9), Meteorologia (1), Oceanografia (3).

*** Engenharias:** Engenharia Aeroespacial; Engenharia Agrônômica; Engenharia Ambiental; Engenharia Biomédica; Engenharia Biotecnológica; Engenharia Cartográfica e de Agrimensura; Engenharia Civil; Engenharia da Computação; Engenharia de Alimentos; Engenharia de Bioprocessos e Biotecnologia; Engenharia de Computação; Engenharia de Controle e Automação; Engenharia de Energia; Engenharia de Instrumentação, Automação e Robótica; Engenharia de Minas; Engenharia de Pesca; Engenharia de produção; Engenharia de Sistemas; Engenharia de Software; Engenharia Elétrica; Engenharia Física; Engenharia Florestal; Engenharia Mecânica; Engenharia Nuclear; Engenharia Química.

Fonte: Dados da presente pesquisa, elaborada pelas autoras.

4.4.2 Análises descritivas e comparativas por grupos divididos pela carga matemática

Na Tabela 16, são apresentados os dados descritivos das variáveis estudadas, organizadas por grupo de carga matemática. Foram informados médias, desvios-padrão, valores mínimo e máximo para cada variável. Para fins exploratórios, foram aplicados testes estatísticos comparativos (ANOVA), com o objetivo de investigar tendências de diferença entre os três grupos, deixa-se claro, porém, que não se trata da principal estratégia analítica do estudo.

Tabela 16. Resultados descritivos das variáveis analisadas por grupos de cargas matemáticas

Variáveis	G-Baixa Carga (n=200) M (DP Min. – Máx.)	G-Média Carga (n=77) M (DP Min. – Máx.)	G-Alta Carga (n=174) M (DP Min. – Máx.)	Diferença estatística entre os grupos (ANOVA);(Kruskal- Wallis)
Ans. Geral	1,82 (0,28; 1,0–2,1)	1,79 (0,31; 0,7–2,1)	1,80 (0,29; 0,9–2,1)	(p= 0,652); (p= 0,561)
Ans. Testes	2,87 (0,78; 1,0–4,0)	2,77 (0,89; 1,0–4,0)	2,83 (0,77; 1,0–4,0)	(p= 0,672); (p= 0,769)
Autoef. Geral	1,27 (0,19; 0,7–1,5)	1,26 (0,22; 0,5–1,5)	1,26 (0,21; 0,6–1,5)	(p= 0,688); (p= 0,852)
AM (AMAS)	2,90 (1,01; 1,0–5,0)	2,63 (0,93; 1,0–4,6)	2,63 (0,86; 1,0–4,8)	(p = 0,011); (p= 0,008)
AE (SAS)	3,29 (0,83; 1,1–5,0)	3,10 (0,92; 1,1–4,8)	3,03 (0,89; 1,0–5,0)	(p= 0,014); (p= 0,017)
Autoef. Mat.	2,80 (0,72; 1,2–4,0)	3,14 (0,67; 1,6–4,0)	3,46 (0,53; 1,7–4,0)	(p= 0,001); (p= 0,001)
Desemp. Mat.	8,75 (4,67; 0–23)	10,00 (4,44; 1–22)	11,22 (5,94; 0–39)	(p= 0,001); (p= 0,001)
Gosto p/ Mat.	4,83 (3,11; 0–10)	6,69 (2,90; 0–10)	7,44 (2,22; 0–10)	(p= 0,001); (p= 0,001)

Notas: G- = Grupos divididos por baixa, média ou alta carga matemática; M= Média; DP= Desvio Padrão; Min.= Mínimo; Máx= Máximo. Valores de p (ANOVA; Kruskal Wallis) com significância estatística ($p < 0,05$) estão destacados na tabela. As análises de ANOVA foram utilizadas apenas de forma exploratória, para observação das médias entre os 3 grupos. As análises principais serão realizadas por regressão múltipla hierárquica, como descrito anteriormente.

Quando comparados aos grupos de maior carga matemática (G-média e G-alta), os participantes do grupo G-baixa apresentaram níveis mais elevados de AM e AE. A robustez dos achados se reforça de acordo com as diferenças estatisticamente significativas indicadas tanto na ANOVA ($p= 0,011$ e $p= 0,014$) quanto no teste Kruskal-Wallis ($p= 0,008$ e $p= 0,017$).

Diferenças significativas também foram observadas nas variáveis que se relacionam com o conteúdo matemático. Em autoeficácia matemática houve progressão de acordo com a carga, sendo menor no G-baixa (2,80), em seguida no G-média (3,14) e mais altas no G-alta (3,46) indicando diferença significativa entre os grupos de maior carga em relação ao de menor carga ($p= 0,001$). Semelhante tendência, com significância estatística ($p= 0,001$), foi encontrada nas variáveis gosto por matemática (4,83; 6,69;

7,44) e desempenho aritmético (8,45; 10,00; 11,22), o que demonstra maior engajamento e melhor desempenho entre os alunos de cursos com alta carga matemática.

Para as variáveis gerais (ansiedade geral, ansiedade de testes e autoeficácia geral), não houve diferença estatisticamente significativa entre os grupos ($p > 0,005$). Esse resultado reforça ausência de associação direta à carga matemática dos cursos.

Ressalte-se que as presentes análises possuem caráter exploratório. As relações entre as variáveis serão aprofundadas em modelos de regressão múltipla hierárquica que serão apresentados nas próximas subseções, de acordo com o delineamento metodológico do estudo.

4.4.3 Comparações entre os gêneros

Nesta subseção, são apresentadas as comparações entre os gêneros. A Tabela 17 descreve a distribuição de homens e mulheres entre os três grupos de cargas matemáticas. Ressalta-se que, para essa análise, 11 participantes que indicaram outro gênero ou preferiram não responder foram excluídos das comparações inferenciais.

Tabela 17. Divisão por gênero entre os grupos de cargas matemáticas

Grupo	Total (n) (%)	Homens (%)	Mulheres (%)	Outros ou não responderam (%)
Amostra Total	451 (100%)	184 (40,8%)	256 (56,8%)	11 (2,4%)
G-Baixa	200 (44,3%)	56 (28,0%)	137 (68,5%)	7 (3,5%)
G-Média	77 (17,1%)	39 (50,6%)	37 (48,1%)	1 (1,3%)
G-Alta	174 (38,6%)	89 (51,1%)	82 (47,1%)	3 (1,7%)

Fonte: Dados da presente pesquisa, elaborada pelas autoras.

Para as comparações entre os grupos divididos por gênero (feminino e masculino, Tabela 18), foi realizado o teste t de Student para amostras independentes. Considerando que existem variáveis com distribuição não paramétricas, os valores de p foram obtidos com o uso do método de bootstrapping com 1000 reamostragens, conferindo robustez aos resultados.

De acordo com as análises (Tabela 18), as mulheres apresentaram níveis significativamente mais elevados de AM, AE, ansiedade geral e ansiedade a testes ($p < 0,05$). Em contrapartida, os representantes masculinos indicaram médias mais altas em autoeficácia matemática, gosto por matemática e desempenho aritmético ($p < 0,01$). Para autoeficácia geral não houve diferença significativa entre os gêneros ($p = 0,086$).

Esses resultados apontam um perfil diferenciado entre os gêneros frente à matemática. As mulheres tendem a relatar maiores níveis de ansiedade em contextos quantitativos (AM, AE, ansiedade geral e de teste), enquanto homens indicam maior autoeficácia, engajamento e desempenho, aspectos que serão aprofundados nas análises de regressão. De forma mais ampla, tanto as comparações por grupos de carga matemática como entre gêneros revelaram padrões consistentes, principalmente em relação à AM, AE, autoeficácia matemática e desempenho.

Tabela 18. Comparações dos estudantes entre gêneros (feminino e masculino) para as variáveis estudadas

Variável	Média Fem.	Média Masc.	t	gl	p (bootstrap)
Ans. Geral	1,84	1,76	2,46	438	0,014*
Ans. Teste	2,92	2,68	2,86	438	0,005*
Autoeficácia geral	3,00	3,11	-1,72	438	0,086
AM	2,93	2,54	4,51	438	< 0,001*
AE	3,29	2,93	4,48	438	< 0,001*
Autoeficácia Matemática	2,99	3,31	-4,28	438	< 0,001*
Gosto por matemática	5,45	6,52	-3,62	438	< 0,001*
Desempenho aritmético	9,52	11,15	-2,99	438	0,003*

Nota. Médias comparadas por meio de teste t de Student para amostras independentes. Valores de p calculados com correção por bootstrapping (1000 reamostragens, IC 95%), para garantir robustez frente à violação de pressupostos de normalidade.

* $p < 0,05$ diferença estatística significativa

Os presentes resultados indicam a necessidade de análises multivariadas mais robustas, que permitam avaliar o peso relativo de cada variável preditora na escolha de cursos e na AE. Essas análises serão mais bem detalhadas nos modelos de regressão nas próximas seções.

4.4.4 Análises preditivas

Antes das análises multivariadas, foram examinadas as correlações entre todas as variáveis do estudo, a fim de identificar padrões de associação preliminares. Em seguida, as análises preditivas foram conduzidas para avaliar em que medida variáveis gerais e específicas da matemática predizem a escolha de cursos com diferentes níveis de carga matemática, bem como os níveis de AE entre os estudantes.

4.4.4.1 Correlações entre as variáveis

Como etapa preliminar e exploratória, foram calculadas correlações entre as variáveis do estudo, com o propósito de examinar associações iniciais e justificar sua inclusão nos modelos preditivos subsequentes.

Tabela 19. Correlação entre as variáveis gerais e específicas em matemática

Variáveis	1 AG	2 AT	3 AutoG	4 AM	5 AE	6 AutoM	7 Gosto	8 Des.
1. Ansiedade Geral	—							
2. Ansiedade de Teste	0,524***	—						
3. Autoeficácia Geral	-0,255***	-0,356***	—					
4. Ansiedade Matemática	0,314***	0,548***	-0,256***	—				
5. Ansiedade Estatística	0,433***	0,636***	-0,309***	0,668***	—			
6. Autoeficácia Matemática	-0,187***	-0,368***	0,283***	-0,498***	-0,435***	—		
7. Gosto por Matemática	-0,153**	-0,299***	0,194***	-0,546***	-0,423***	0,581***	—	
8. Desempenho Aritmético	-0,146**	-0,294***	0,224***	-0,340***	-0,297***	0,397***	0,377***	—

Nota. Correlações de Pearson (r), teste bicaudal. Intervalos de confiança de 95% baseados em 1.000 reamostragens bootstrap. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

A Tabela 19 apresentou as correlações de Pearson (r) entre as variáveis gerais e específicas em matemática. Para tanto, observou-se correlação positiva moderada entre AM e AE ($r = 0,668$, $p < 0,001$). A AM correlacionou-se positivamente com ansiedade geral e de teste, e negativamente com autoeficácia matemática, gosto por matemática e desempenho. A AE, de modo semelhante, apresentou correlações positivas e negativas com as mesmas variáveis da AM. Além disso, verificaram-se associações consistentes

entre variáveis específicas da matemática, em que autoeficácia matemática se correlacionou positivamente com gosto por matemática ($r = 0,581$, $p < 0,001$) e desempenho aritmético ($r = 0,397$, $p < 0,001$) e, negativamente com AM e AE.

A seguir está a Figura 11 que apresenta as associações entre as variáveis específicas da matemática e ansiedades (a) e entre variáveis gerais (b). Essa separação permite observar que enquanto as variáveis gerais se conectam de forma mais restrita entre si, as específicas da matemática formam uma rede mais ampla em que AM e AE se destacam em nós centrais, associando-se tanto a crenças (autoeficácia e gosto por matemática) quanto ao desempenho matemático.

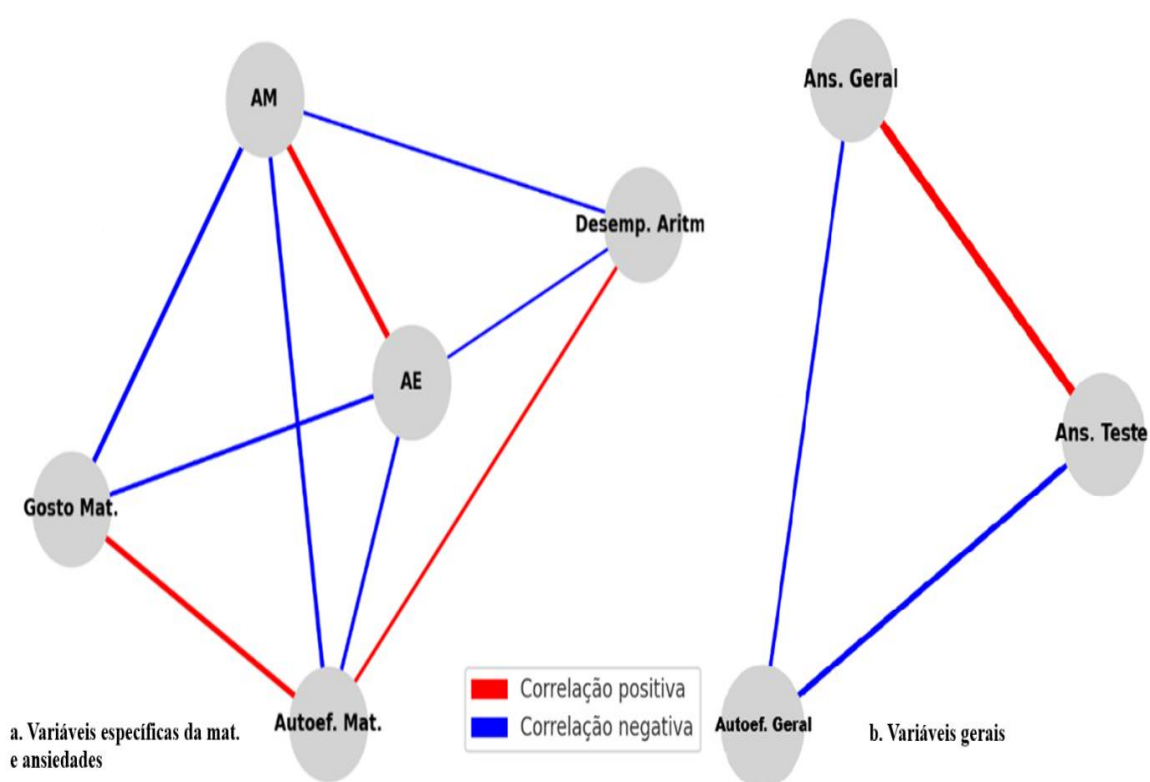


Figura 11. Redes de correlações entre as variáveis específicas da matemática e ansiedades (a) e entre variáveis gerais (b).

Nota. As linhas vermelhas representam correlações positivas e as azuis negativas. A espessura das linhas indica a magnitude da correlação (r), sendo mais espessas as associações mais fortes. Correlações de Pearson, $p < 0,05$, com intervalos de confiança de 95% estimados por bootstrap (1.000 reamostragens).

Os padrões aqui encontrados, corroboram os achados anteriores da literatura, indicando que a AM e AE se associam fortemente entre si e com variáveis emocionais, enquanto autoeficácia matemática, gosto pela disciplina e desempenho aritmético

configuram-se como fatores protetivos. Esses resultados sustentam a inclusão de todas as variáveis nos modelos preditivos para a investigação mais precisa de como contribuem para a escolha de cursos e para a AE.

4.4.4.2 Regressão logística ordinal

Para investigar como as variáveis psicológicas gerais (ansiedade geral, ansiedade de teste, autoeficácia geral e gênero) predizem a escolha de cursos com diferentes cargas matemáticas, foi realizada a regressão logística ordinal, considerando a categoria de curso (G-baixa, G-média e G-alta carga matemática) como variável dependente. A Tabela 20 traz os dados da regressão logística hierárquica para o Modelo 1 que integra as variáveis gerais.

Tabela 20. Regressão logística ordinal hierárquica para predição da escolha de cursos por carga matemática (G-Baixa, G-Média, G-Alta)

Variável	B (Estimativa)	Erro Padrão	z	p	OR = exp(B)	IC95% OR
Ansiedade Geral (z)	-0,100	0,107	-0,942	0,346	0,90	0,73 – 1,12
Ansiedade de Testes (z)	0,054	0,112	0,484	0,628	1,06	0,85 – 1,32
Autoeficácia Geral (z)	0,093	0,098	0,952	0,341	1,10	0,90 – 1,35
Gênero (0=M; 1=F)	0,861	0,190	4,530	<0,001 *	2,37	1,63 – 3,44

Notas. VD = Escolha de cursos por carga matemática (baixa, média, alta). Bloco 1: variáveis psicológicas gerais (ansiedade geral, ansiedade de testes, autoeficácia geral, gênero). OR = Odds Ratio (razão de chances); IC95% = Intervalo de Confiança de 95%.

Considerando nesse modelo apenas as variáveis gerais, verificou-se que apenas o gênero foi significativo. Mulheres apresentaram 2,37 vezes mais chances de estarem matriculadas em cursos de baixa ou média carga matemática em comparação aos homens ($p < 0,001$). As demais variáveis gerais não apresentaram efeito significativo. A seguir, observam-se os dados com a inclusão das variáveis específicas.

4.4.4.3 Regressão logística ordinal hierárquica

No segundo modelo, incluíram-se as variáveis específicas da matemática (ansiedade matemática, autoeficácia matemática, gosto por matemática e desempenho aritmético), com o intuito de verificar se esses preditores específicos contribuem para a

escolha de cursos por carga matemática, após o controle das variáveis psicológicas gerais. Os resultados encontram-se na Tabela 21.

Após inclusão das variáveis específicas, observou-se efeito substancial no ajuste do Modelo 2 ($\Delta\chi^2 = 141,69$, $p < 0,001$). Os preditores principais da escolha de curso com maior carga matemática foram a autoeficácia matemática ($OR = 0,42$, $p < 0,001$), gosto por matemática ($OR = 0,52$, $p < 0,001$) e autoeficácia geral ($OR = 1,44$, $p = 0,001$). Além disso, houve tendência de efeito negativo para a AM, enquanto desempenho não se mostrou significativo.

Tabela 21. Regressão logística ordinal hierárquica para predição da escolha de cursos por carga matemática (G-Baixa, G-Média, G-Alta)

Variável	B (Estimativa)	Erro Padrão	Wald (z)	p	OR (e ^B)	IC95% (Inferior; Superior)
AM (z)	-0,245	0,143	-1,708	0,088	0,78	0,59 – 1,04
Autoeficácia Mat. (z)	-0,870	0,142	-6,131	<0,001*	0,42	0,32 – 0,59
Gosto por Mat. (z)	-0,651	0,137	-4,735	<0,001*	0,52	0,43 – 0,74
Desempenho Mat. (z)	-0,061	0,119	-0,515	0,607	0,94	0,74 – 1,20
Gênero (0=M; 1=F)	0,521	0,214	2,437	0,015	1,68	1,10 – 2,94
Ansiedade Geral (z)	-0,079	0,116	-0,681	0,496	0,92	0,73 – 1,16
Ansiedade de Testes (z)	-0,225	0,140	-1,606	0,108	0,80	0,60 – 1,05
Autoeficácia Geral (z)	0,366	0,112	3,278	0,001	1,44	1,15 – 1,79

Notas. VD = Escolha de cursos por carga matemática (baixa, média, alta).

OR = Odds Ratio (razão de chances); IC95% = Intervalo de Confiança de 95%.

Os dados, portanto, indicam que a preferência por cursos com maior carga matemática está ligada, principalmente, à autoconfiança e motivação em matemática, mais do que as variáveis ansiosas. A seguir estão descritos os dados sobre os preditores de AE entre os estudantes.

4.4.4.4 Regressão linear hierárquica

Para investigar os preditores da AE entre estudantes universitários, foram consideradas tanto variáveis gerais (ansiedade geral, ansiedade de teste, autoeficácia geral e gênero) quanto variáveis específicas da matemática (desempenho aritmético, gosto,

autoeficácia e ansiedade matemática). Inicialmente, ajustou-se um modelo contendo apenas as variáveis gerais.

O Modelo 1 (Tabela 22) Mostrou-se significativo, $F(3, 436) = 109,588$, $p < 0,001$, sendo capaz de explicar aproximadamente 43% da variância da AE ($R^2 = 0,430$; R^2 ajustado = 0,426). Nele, a ansiedade de teste indicou maior efeito positivo ($\beta = 0,535$; $p < 0,001$), se confirmando como determinante principal da AE. A ansiedade geral apresentou-se também de forma positiva ($\beta = 0,135$; $p = 0,002$), embora com menor efeito. Por outro lado, a autoeficácia geral se mostrou como fator protetivo ($\beta = -0,094$; $p = 0,015$), associando-se a menores níveis de AE. As estimativas foram confirmadas por IC 95% obtidos por bootstrap (5000 reamostragens), o que garante robustez aos achados.

Tabela 22. Regressão linear hierárquica (Bloco 1 – variáveis gerais predictoras da Ansiedade Estatística)

Variável	B (Não padron.)	β (Padron.)	Erro Padrão	t	p	IC95% Bootst. (Inferior; Superior)
(Intercepto)	-0,004	–	0,036	-0,115	0,909	-0,073; 0,070
Ansiedade Geral	0,134	0,135	0,042	3,160	0,002	0,041; 0,226
Autoeficácia Geral	-0,095	-0,094	0,039	-2,439	0,015	-0,176; -0,016
Ansiedade de Testes	0,534	0,535	0,044	12,144	< .001	0,439; 0,624

Notas. VD = Ansiedade Estatística ($z_{AE\text{Total}}$). $R^2 = 0,430$; R^2 ajustado = 0,426; $F(3,436) = 109,588$, $p < 0,001$. IC95% obtido por bootstrap (5000 reamostragens, viés corrigido e acelerado).

No segundo modelo (Bloco 2 – Tabela 23) foram incluídas as variáveis específicas bem como seus termos de interação de segunda, terceira e quarta ordem. Esse modelo foi significativo, $F(18, 421) = 33,951$, $p < 0,001$, e explicou 59,2% da variância da AE ($R^2 = 0,592$; R^2 ajustado = 0,575), havendo incremento de 16,2% na variância explicada ($\Delta R^2 = 0,162$; $p < 0,001$) em relação ao Bloco 1, o que mostra que as variáveis específicas da matemática atuaram de maneira expressiva para a predição da AE.

No Modelo 2, permaneceram significativos AM ($\beta = 0,379$; $p < 0,001$); ansiedade de testes ($\beta = 0,288$; $p < 0,001$); ansiedade geral ($\beta = 0,136$; $p < 0,001$); e autoeficácia matemática ($\beta = -0,132$; $p = 0,007$).

Algumas interações também apresentaram efeitos, no caso, autoeficácia matemática * gosto por matemática ($\beta = 0,131$; $p = 0,008$); autoeficácia matemática *

gosto por matemática * ansiedade matemática ($\beta = -0,118$; $p = 0,037$); e desempenho * gosto por matemática * ansiedade matemática ($\beta = 0,134$; $p = 0,046$). As demais interações não foram estatisticamente significativas. Todos os resultados do segundo modelo se apresentam na Tabela 23.

Tabela 23. Regressão linear (Bloco 2 – variáveis gerais + específicas da matemática e interações)

Variável	B (Não padron.)	β (Padron.)	Erro Padrão	t	p	IC95% Boot (Inferior; Superior)
(Intercepto)	-0,001	–	0,040	-0,029	0,977	-0,084; 0,081
Ansiedade Geral	0,135	0,136	0,037	3,677	< .001	0,058; 0,219
Autoeficácia Geral	-0,050	-0,049	0,035	-1,427	0,154	-0,120; 0,023
Ansiedade de Testes	0,288	0,288	0,043	6,631	< .001	0,191; 0,384
Ansiedade Matemática	0,380	0,379	0,049	7,710	< .001	0,264; 0,489
Autoeficácia Matemática	-0,131	-0,132	0,048	-2,699	0,007	-0,237; -0,029
Desempenho em Matemática	-0,033	-0,033	0,049	-0,682	0,496	-0,125; 0,081
Gosto por Matemática	-0,071	-0,071	0,048	-1,473	0,142	-0,194; 0,025
Autoef. Mat. * Desempenho	-0,004	-0,004	0,053	-0,070	0,944	-0,128; 0,131
Autoef. Mat. * Gosto Matemática	0,124	0,131	0,046	2,662	0,008	0,010; 0,228
Autoef. Mat. * Ansiedade Matemática	0,068	0,069	0,047	1,425	0,155	-0,038; 0,170
Desempenho * Gosto Matemática	0,029	0,028	0,057	0,512	0,609	-0,091; 0,167
Desempenho * Ansiedade Matemática	-0,046	-0,046	0,053	-0,880	0,379	-0,159; 0,078
Gosto Matemática * Ansiedade Matemática	0,091	0,092	0,048	1,900	0,058	-0,014; 0,211
Autoef. Mat. * Desempenho * Gosto Matemática	0,106	0,141	0,049	2,174	0,030	0,010; 0,223
Autoef. Mat. * Desempenho * Ansiedade Matemática	-0,004	-0,005	0,044	-0,088	0,930	-0,088; 0,089
Autoef. Mat. * Gosto Mat. * Ansiedade Matemática	-0,078	-0,118	0,038	-2,093	0,037	-0,166; -0,002
Desempenho * Gosto Mat. * Ansiedade Matemática	0,109	0,134	0,055	1,999	0,046	0,002; 0,239
Autoef. Mat. * Desempenho * Gosto Mat. * Ansiedade Matemática	0,013	0,021	0,037	0,353	0,724	-0,062; 0,097

Notas. VD = Ansiedade Estatística ($z_AETotal$). $R^2 = R^2 = 0,592$; R^2 ajustado = 0,575; $F(18, 421) = 33,951$; $p < 0,001$. IC95% obtido por bootstrap (5000 reamostragens, viés corrigido e acelerado).

A Tabela 24, por sua vez, mostra a comparação entre os modelos hierárquicos. O Bloco 1 que foi composto pelas variáveis psicológicas gerais, explicou 43% da variância da ansiedade estatística (AE). Com a inclusão das variáveis específicas da matemática no Bloco 2, a variância explicada aumentou para 59,2%, resultando em um incremento significativo de 16,2% ($\Delta R^2 = 0,162$; $p < 0,001$).

Tabela 24. Comparação hierárquica entre modelos

Modelo	R ²	R ² ajustado	ΔR^2	F	p	AIC	BIC
Bloco 1	0,430	0,426	–	109,588	<.001	1010,571	1031,005
Bloco 2	0,592	0,575	0,162	33,951	<.001	893,250	974,986

Notas. ΔR^2 = incremento de variância explicada ao incluir variáveis específicas da matemática e interações (Bloco 2).

Esse aumento confirma que as variáveis diretamente relacionadas com a matemática contribuem de maneira preditiva e adicional à compreensão da AE. Assim, evidencia-se que a AE não pode ser explicada apenas por traços emocionais gerais, mas depende de fatores específicos do domínio matemático e estatístico de maneira intensa. Os resultados encontrados fornecem base empírica para a análise interpretativa apresentada no capítulo de discussão, a seguir, relacionando-os à literatura e às hipóteses propostas.

4.5 DISCUSSÃO

A seguir serão discutidos os resultados do presente estudo, que apoiam e ampliam evidências sobre os efeitos da AM e da AE na trajetória acadêmica e nas escolhas profissionais de universitários. Revelou-se que essas duas ansiedades se entrelaçam a partir de crenças de autoeficácia, emoções generalizadas e principalmente com atitudes específicas frente à matemática. Essa realidade é capaz de influenciar na preferência por cursos com diferentes tipos de cargas matemáticas.

Ao examinar a influência de variáveis emocionais gerais (ansiedade geral, ansiedade de teste e autoeficácia geral) na escolha de cursos com diferentes cargas matemáticas, observou-se que os dados das variáveis gerais não evidenciaram efeito significativo na escolha profissional dos estudantes. Contudo, o gênero emergiu como forte preditor, com maior propensão das mulheres a cursos com baixa ou média carga

quantitativa. Estes dados sustentam a literatura anterior, que destaca a internalização de estereótipos de gênero que relacionados à competência em matemática (Else-Quest *et al.*, 2010; Devine *et al.*, 2012; Justicia-Galiano, 2023), que ao longo da graduação, contribuem para o afastamento de mulheres de áreas percebidas socialmente como quantitativas.

Dessa forma, emoções amplas como ansiedade generalizada ou ansiedade de testes podem não ser específicas o suficiente para influenciar de forma direta a escolha de curso. Esses achados vão de encontro com evidências que diferenciam as emoções globais das específicas, indicando que apenas as segundas possuem força preditiva consistente no campo quantitativo (Dowker *et al.*, 2016; Luttenberger *et al.*, 2018). Assim, as variáveis cognitivas e afetivas específicas da matemática podem ser capazes de determinar trajetórias de carreiras de maneira mais significativa que estados emocionais gerais, muito embora esses influenciem outras áreas da vida acadêmica.

Além disso, o papel do gênero reforça que fatores socioculturais são centrais para explicar desigualdades na distribuição de estudantes entre cursos com alta ou baixa carga matemática. Meninas tendem a desenvolver maior sensibilidade a avaliações e maior vulnerabilidade a crenças negativas sobre desempenho quantitativo, mesmo com habilidades equivalentes aos meninos (Xie *et al.*, 2018; Caviola *et al.*, 2019). Esses processos podem se acumular ao longo da trajetória acadêmica, influenciando nas expectativas, motivações e decisões profissionais dos estudantes, explicando por que o gênero se mantém como um dos mais consistentes preditores da distribuição desigual de estudantes entre cursos com diferentes níveis de exigência matemática.

Nesse sentido, as variáveis emocionais gerais podem atuar como pano de fundo, mas não como fatores principais capazes de alterar a direção da escolha de carreira sem a mediação de crenças específicas, como autoeficácia matemática e atitudes frente a matemática. Esse padrão reforça que decisões acadêmicas são sustentadas por sistemas de crenças específicos e não por disposições emocionais genéricas (Lee, 2009; Živković *et al.*, 2023).

Mesmo que as variáveis gerais não tenham demonstrado impacto direto, esse dado não deve ser interpretado como irrelevante. Elas podem atuar como moderadoras ou mediadoras em outros contextos, influenciando indiretamente na formação de crenças mais específicas, como é o caso da autoeficácia matemática (Živković *et al.*, 2023). Estudos longitudinais futuros poderiam avaliar a evolução dessas influências ao longo do tempo.

Além disso, os resultados de gênero apontam para a necessidade de políticas e práticas que enfrentem desigualdades de gênero desde a educação básica. Estudos indicam que estereótipos sobre habilidades matemáticas surgem precocemente e apresentam efeitos acumulativos, impactando a autoconfiança e motivação ao longo da trajetória escolar (Daker *et al.*, 2021; Just; Siller, 2022). Assim, são refletidos anos de construção identitária em relação à matemática nas escolhas na universidade, demonstrando que intervenções devem ser contínuas, estruturadas e sensíveis às diferenças socioculturais.

Os dados reforçam, ainda, a importância de adotar abordagens educacionais sensíveis às desigualdades de gênero em todos os níveis educacionais. Promover modelos femininos em exatas, políticas que visem equidade e programas de tutoria e incentivo podem atuar como estratégias importantes para diminuir os ciclos de afastamento (Just; Siller, 2022; Daker *et al.*, 2021).

Diante do papel da AM e de variáveis matemáticas específicas (autoeficácia, gosto e desempenho em matemática) no domínio quantitativo sobre a escolha de cursos, os modelos preditivos indicaram que, mesmo após o controle das variáveis gerais, os fatores mais fortemente associados na escolha de cursos com maior carga foram a autoeficácia matemática e o gosto por matemática. Assim, esses resultados reforçam que a decisão por determinadas carreiras, podem ocorrer a partir de percepções subjetivas de competência e valorização de conteúdo e não apenas com base em habilidades cognitivas (Ferdinand *et al.*, 2024; Ma; Kishor, 1999; Schwarzer; Jerusalém, 1995).

Esse achado converge com evidências recentes de que variáveis motivacionais têm maior poder preditivo sobre escolhas profissionais do que habilidades objetivas. A autoeficácia matemática atua como um mecanismo regulador da motivação e da persistência, influenciando quanto esforço o estudante dedica ao enfrentamento de desafios quantitativos e o quanto se percebe capaz de pertencer a ambientes de alta exigência matemática (Ferdinand *et al.*, 2024). Assim, estudantes que assumem riscos, enfrentam tarefas com maior resiliência e experimentam sentimentos de pertencimento a contextos quantitativos, são aqueles com elevada autoeficácia.

Também como variável crítica, está o gosto por matemática, que diferente da autoeficácia (regula crenças de capacidade), ele mobiliza dimensões afetivas e de interesse intrínseco. Assim, estudantes que gostam de matemática, tendem a se envolver mais com atividades quantitativas e buscam trilhas acadêmicas que exigem raciocínio lógico (Warne *et al.*, 2019). Esse maior interesse cria um ciclo positivo de engajamento,

estimulando o desenvolvimento de competências e aumentando a probabilidade na escolha de carreiras na área.

Em contrapartida, levanta-se implicações importantes para o fato de o desempenho matemático não ter sido mostrado como preditor significativo.

Indicadores objetivos de habilidade não foram suficientes para explicar a escolha de cursos, apontando para um descolamento entre competência real e decisões acadêmicas. Assim, estudantes com ótimo desempenho podem evitar áreas quantitativas se possuírem baixa autoeficácia ou experiências emocionais negativas anteriores (Choe *et al.*, 2019). Tal dissociação reforça que decisões em matemática são menos cognitivas do que se supõe e muito mais emocionais e motivacionais.

Ainda, com a associação negativa, a AM não se mostrou significativa no modelo completo, sugerindo que seu impacto pode estar mediado por variáveis como autoeficácia e atitudes. Essa configuração aponta para um modelo mais complexo, em que a AM não atua isoladamente, mas a partir da interação com outras dimensões afetivo-cognitivas (Barroso *et al.*, 2021).

Esse padrão reforça que a AM exerce seus efeitos por vias indiretas. Evidências longitudinais mostram que a AM influencia autoconfiança, engajamento e atitudes antes de afetar escolhas concretas, o que explica por que a AM aparece como preditor mais robusto em análises menos controladas, mas perde significância quando variáveis específicas são incluídas nos modelos (Zhang *et al.*, 2019; Eidlin-Levy *et al.*, 2023). Assim, escolhas de carreira não dependem apenas da intensidade da ansiedade, mas da forma como ela molda crenças e comportamentos ao longo do tempo.

Além disso, ainda que não determine escolhas de carreira de modo isolado, a AM contribui para um ciclo de afastamento progressivo de contextos quantitativos. Meta-análises apresentam que a AM se associa a padrões persistentes de evitação, menor dedicação ao estudo e menor participação em atividades quantitativas, indicando que seus efeitos se acumulam e passam a influenciar o percurso acadêmico de forma ampla (Barroso *et al.*, 2021; Trassi *et al.*, 2022).

Consequentemente, a ausência de efeito direto da AM no modelo multivariado encontrado neste estudo sugere que sua influência ocorre por vias mediadas, especialmente por autoeficácia e atitudes. Esse padrão é compatível com modelos hierárquicos de AM, os quais argumentam que emoções influenciam crenças, que por sua vez direcionam comportamentos e decisões (Hayes, 2017; Dowker, 2019).

Do ponto de vista educacional, frisa-se a relevância da ausência de efeito do desempenho aritmético na escolha de curso. Ela revela um deslocamento entre habilidade medida e tomada de decisão acadêmica, essa realidade pode gerar um desperdício de estudantes talentosos, com boa competência, mas com baixa percepção de suas capacidades. Reforça-se com isso, a urgência de práticas pedagógicas que ampliem a confiança dos alunos em sua própria competência, para além da performance objetiva (Maloney; Beilock, 2012). Para tanto, estudantes com ótimo desempenho frequentemente evitam áreas quantitativas quando possuem crenças autodepreciativas ou vivenciam sofrimento emocional relacionado à matemática (Devine *et al.*, 2012; Eidlin-Levy *et al.*, 2023).

Nesse sentido, para que os estudantes deixem de evitar os programas matemáticos, as intervenções precisam abordar crenças limitantes e experiências emocionais negativas frente a atividades quantitativas, em detrimento a práticas educacionais centradas apenas no reforço cognitivo. Portanto, intervenções importantes podem ser realizadas, no intuito de fortalecer a autoeficácia e promover experiências positivas com a matemática, do que aquelas que oferecem apenas o reforço conteudista. Intervenções que se baseiam em práticas de ensino mais encorajadores, feedback positivo, e promoção de metas de domínio em vez de desempenho, podem produzir efeitos mais persistentes sobre o engajamento e a escolha acadêmica (Ferdinand *et al.*, 2024; Chew; Dillon, 2014).

Perante os preditores da AE, a variável que se configurou como a principal preditora dela foi a AM, mesmo após controle das variáveis emocionais gerais. Isso indica que as experiências negativas acumuladas no contexto da matemática tendem a se estender ao aprendizado estatístico, principalmente quando o conteúdo é percebido como abstrato, técnico ou altamente avaliativo (Trassi *et al.*, 2022; Paechter *et al.*, 2017).

Esse resultado reforça um dos achados mais consistentes da literatura, a transposição de dificuldades emocionais da matemática para disciplinas aplicadas, como estatística. A AE emerge como manifestação específica de um conjunto mais amplo de experiências negativas vinculadas a operações numéricas, exigências de precisão, avaliações complexas e uso de softwares, o que amplia o sofrimento emocional e intensifica padrões de evitação (Chew; Dillon, 2014).

A importância da ansiedade de testes como segundo preditor mais forte indica que a experiência avaliativa é particularmente sensível no domínio estatístico. Provas, relatórios e análises de dados ativam antecipação ansiosa intensa, predispondo estudantes

a reações de medo, evitação e bloqueio cognitivo, fenômenos observados em estudos recentes (Hunt *et al.*, 2023; Justicia-Galiano *et al.*, 2023).

Mesmo com menor impacto, o resultado da ansiedade geral reforçou a ideia de que estados emocionais amplos influenciam a forma como o estudante interpreta e reage a tarefas específicas (Onwuegbuzie; Wilson, 2003). Da mesma forma, o papel protetivo da autoeficácia geral e matemática reforça que crenças de competência modulam respostas emocionais, reduzindo a percepção de ameaça e favorecendo o engajamento acadêmico (Schwarzer; Jerusalem, 1995; Živković *et al.*, 2023). Esses achados apontam para intervenções centradas na reestruturação de crenças, promoção de experiências de sucesso e formação de ambientes de ensino menos ameaçadores. Ainda, a interação entre autoeficácia, gosto por matemática e AM sugere que a AE se origina de um sistema afetivo-cognitivo complexo, como discutido em modelos teóricos contemporâneos que utilizam análise em rede (Živković *et al.*, 2023).

Implicações importantes emergem desses resultados para a formação em estatística no ensino superior. A criação de estratégias pedagógicas que reduzam a percepção de ameaça, que promovam sentimentos de competência, que contextualizem o conteúdo estatístico de forma significativa pode reduzir consideravelmente os níveis de AE (Chew; Dillon, 2014).

Da mesma forma, intervenções psicológicas voltadas à reestruturação de crenças limitantes e ao enfrentamento da ansiedade como Terapias Cognitivo-Comportamentais (TCC) podem ser interessantes, principalmente se adaptadas a contextos quantitativos (Kaufmann *et al.*, 2022).

Além dessas intervenções, evidências mostram que programas metacognitivos, atividades de reestruturação emocional e práticas de exposição gradual a tarefas quantitativas reduzem níveis de ansiedade e aumentam autoconfiança (Reis *et al.*, 2024; Ribeiro; Carmo, 2024). Essas intervenções tendem a ser mais eficazes quando integradas a abordagens pedagógicas que valorizam a aprendizagem progressiva, o feedback formativo e o uso de exemplos contextualizados.

Por fim, práticas de ensino sensíveis ao componente emocional podem atenuar significativamente a AE e favorecer a permanência de estudantes em carreiras que exigem estatística, reduzindo desigualdades e ampliando oportunidades acadêmicas.

Tendo em vista os achados acima, o presente estudo apresenta limitações importantes a serem consideradas. Assim como os estudos anteriores, o delineamento transversal, impossibilita análises das relações causais entre a AM, a AE e os demais

construtos estudados. Essa indefinição temporal se apresenta em outras pesquisas sobre ansiedade e escolhas educacionais (Daker *et al.*, 2021; Eidlin-Levy *et al.*, 2023).

A composição da amostra com participantes na maioria de instituições públicas reduz a generalização para outros contextos. Além disso, variáveis contextuais relevantes, como apoio familiar, qualidade do ensino médio, experiências prévias com matemática e trajetória escolar anterior, não foram incluídas nos modelos, restringindo a compreensão dos fatores que interagem com AM, AE e autoeficácia ao longo do desenvolvimento acadêmico.

Embora haja limitações, o estudo foi relevante no entendimento de como as variáveis específicas em relação à matemática, no caso a autoeficácia matemática e o gosto por matemática exercem forte influência na escolha de cursos com diferentes cargas matemáticas, reforçando modelos que enfatizam a importância das crenças motivacionais e autorreferenciadas na tomada de decisão educacional (Ma; Kishor, 1999; Ferdinand *et al.*, 2024). Também demonstra que o desempenho objetivo tem menor peso decisório do que percepções subjetivas de competência, apontando para mecanismos psicológicos centrais na determinação de trajetórias acadêmicas.

Além disso, a presente pesquisa contribui para a literatura demonstrando que a AM se apresenta como principal preditor da AE, mesmo na presença de outras variáveis gerais e específicas, reforçando que experiências negativas em matemáticas podem determinar respostas emocionais negativas diante da estatística (Paechter *et al.*, 2017; Trassi *et al.*, 2022).

Assim, interações entre autoeficácia, atitudes frente a matemática e AM ampliam o entendimento da AE como fenômeno complexo, alinhado a modelos contemporâneos baseados em redes afetivo-cognitivas (Živković *et al.*, 2023).

Tais achados também oferecem informações práticas para intervenções em âmbito educacional e psicológico que priorizem crenças de competência e experiências de aprendizagens positivas frente à matemática.

Diante desse contexto, enquanto pesquisas futuras, indicam-se delineamentos longitudinais, para a compreensão da direção das relações da AM, AE e demais variáveis em relação à escolha de carreira. Observações ao longo da graduação permitiriam identificar momentos críticos de mudança na autopercepção dos estudantes e testar processos mediadores e moderadores de forma mais robusta (Hayes, 2017).

Além disso, outra possibilidade seria investigar variáveis contextuais como práticas docentes, experiências anteriores com matemática e suporte acadêmico em

cursos quantitativos. Estudos comparativos entre tipos de instituição e regiões do país podem contribuir para modelos mais abrangentes sobre AM e AE. Além disso, intervenções experimentais voltadas ao fortalecimento da autoeficácia e das atitudes positivas frente à matemática seriam fortes tendências para pesquisas futuras.

Conclusão

No geral, os resultados do presente estudo demonstram que os percursos em cursos com diferentes cargas matemáticas não se explicam apenas pelo desempenho ou por características emocionais amplas, mas por um conjunto integrado de crenças, atitudes e experiências afetivas relacionadas à matemática.

A autoeficácia matemática e o gosto por ela aparecem como componentes centrais da escolha profissional, enquanto a AM se confirma como principal fator que alimenta a AE, influenciando o engajamento, as percepções de competência e o enfrentamento em tarefas quantitativas.

Esses achados reforçam a necessidade de abordagens educacionais e psicológicas que fortaleçam crenças de capacidade, reduzam percepções de ameaça e promovam experiências positivas com conteúdo matemático e estatístico, contribuindo para maior equidade e permanência estudantil em nessas áreas específicas.

4.6 REFERÊNCIAS

- ASHCRAFT, M. H.; KRAUSE, J. A. Working memory, math performance, and math anxiety. *Psychonomic Bulletin & Review*, v. 14, n. 2, p. 243–248, 2007. DOI: <https://doi.org/10.3758/BF03194059>
- BARROSO, C. *et al.* A meta-analysis of the relation between math anxiety and performance. *Psychological Bulletin*, v. 147, n. 2, p. 134–170, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1037/bul0000307>
- CAVIOLA, S.; MAMMARELLA, I. C.; KOVAS, Y. Math anxiety in children with and without mathematical difficulties: The role of gender and genetic factors. In: *Mathematics Anxiety*. Routledge, 2019. p. 141–155. eBook ISBN: 9780429199981
- CHEW, P. K. H.; DILLON, D. B. Statistics anxiety update: Refining the construct and recommendations for a new research agenda. *Perspectives on Psychological Science*, v. 9, n. 2, p. 196–208, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1177/1745691613518077>
- CHOE, K. W.; JENIFER, J. B.; ROZEK, C. S.; BERMAN, M. G.; BEILock, S. L. Calculated avoidance: Math anxiety predicts math avoidance in effort-based decision-making. *Science Advances*, v. 5, n. 11, p. eaay1062, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1126/sciadv.aay1062>
- CIPORA, K. *et al.* Arithmetic Fluency Task. Material não publicado, 2017.
- CIPORA, K. *et al.* Norms and validation of the online and paper-and-pencil versions of the Abbreviated Math Anxiety Scale. *Journal of Numerical Cognition*, v. 3, n. 3, p. 667–693, 2017. DOI: <https://doi.org/10.5964/jnc.v3i3.121>
- CIPORA, K. *et al.* The AMATUS dataset: Arithmetic performance, Mathematics anxiety and Attitudes in primary school Teachers and University Students. *Journal of Open Psychology Data*, v. 12, n. 1, 2024. DOI: <https://doi.org/10.5334/jopd.115>
- DAKER, R. J. *et al.* The role of math anxiety in STEM career interest, choice, and persistence. *AERA Open*, v. 7, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1177/23328584211011121>
- DEVINE, A. *et al.* Gender differences in mathematics anxiety and the relation to mathematics performance while controlling for test anxiety. *Behavioral and Brain Functions*, v. 8, n. 1, p. 1–9, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1186/1744-9081-8-33>
- DOWKER, A.; SARKAR, A.; LOOI, C. Y. Mathematics anxiety: What have we learned in 60 years? *Frontiers in Psychology*, v. 7, p. 508, 2016. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00508>
- DOWKER, A. Mathematics anxiety and performance. In: *Mathematics Anxiety*. Routledge, 2019. p. 62–76. eBook ISBN: 9780429199981
- EIDLIN-LEVY, H. *et al.* Gender differences in math anxiety among Israeli adolescents: The role of mathematics education. *PLOS ONE*, v. 8, n. 6, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0065059>

- EIDLIN-LEVY, H. *et al.* Math anxiety affects career choices during development. *International Journal of STEM Education*, v. 10, n. 1, p. 49, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1186/s40594-023-00441-8>
- ELSE-QUEST, N. M. *et al.* Gender differences in mathematics achievement: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, v. 136, n. 1, p. 103–127, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1037/a0018053>
- EFRON, B.; TIBSHIRANI, R. J. *An introduction to the bootstrap*. Chapman and Hall/CRC, 1994.
- FERDINAND, R.; MALANCHINI, M.; RIMFELD, K. Mathematics interest, self-efficacy, and anxiety predict STEM career choice in emerging adulthood. *npj Science of Learning*, v. 9, n. 1, p. 66, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1038/s41539-024-00275-1>
- HAYES, A. F. *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. Guilford Publications, 2017.
- HEMBREE, R. The nature, effects, and relief of mathematics anxiety. *Journal for Research in Mathematics Education*, v. 21, n. 1, p. 33–46, 1990. DOI: <https://doi.org/10.2307/749455>
- HOPKO, D. R. *et al.* The abbreviated math anxiety scale (AMAS): Construction, validity, and reliability. *Assessment*, v. 10, n. 2, p. 178–182, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1177/1073191103010002008>
- HUNT, B. W. *et al.* Statistics anxiety and predictions of exam performance in UK psychology students. *PLOS ONE*, v. 18, n. 8, p. e0290467, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0290467>
- JUST, J.; SILLER, H-S. The role of mathematics in STEM secondary classrooms: A systematic literature review. *Education Sciences*, v. 12, n. 9, p. 629, 2022. DOI: <https://doi.org/10.3390/educsci12090629>
- JUSTICIA-GALIANO, M. *et al.* Gender stereotypes about math anxiety: Ability and emotional components. *Learning and Individual Differences*, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2023.102316>
- KAUFMANN, L. *et al.* Cognitive correlates of statistics anxiety: Evidence from university students. *Frontiers in Psychology*, v. 13, 2022. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.827845>
- LEE, J. Universals and specifics of math self-concept, math self-efficacy, and math anxiety across 41 PISA 2003 participating countries. *Learning and Individual Differences*, v. 19, n. 3, p. 355–365, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.10.009>
- LIU, Z. The Effect of Mathematics Statistics Mathematics on Modern Economic Society. *The Frontiers of Society, Science and Technology*, v. 2, n. 16, p. 103–106, 2020. DOI: <https://doi.org/10.25236/FSST.2020.021615>

- LÖWE, B. *et al.* Validation and standardization of the Generalized Anxiety Disorder Screener (GAD-7) in the general population. *Medical Care*, p. 266–274, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e318160d093>
- LUTTENBERGER, S.; WIMMER, S.; PAECHTER, M. Spotlight on math anxiety. *Psychology Research and Behavior Management*, v. 11, p. 311–322, 2018. DOI: <https://doi.org/10.2147/PRBM.S141421>
- MA, X.; KISHOR, N. Assessing the relationship between attitude toward mathematics and achievement in mathematics: A meta-analysis. *Journal for Research in Mathematics Education*, p. 26–47, 1999. DOI: <https://doi.org/10.2307/749662>
- MACHER, D. *et al.* Statistics anxiety, trait anxiety, learning behavior, and academic performance. *European Journal of Psychology of Education*, v. 30, p. 317–339, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10212-014-0246-1>
- MALONEY, E. A.; BEILock, S. L. Math anxiety: Who has it, why it develops, and how to guard against it. *Trends in Cognitive Sciences*, v. 16, n. 8, p. 404–406, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.tics.2012.06.008>
- MOUSTAFA, A. A.; PORTER, A.; MEGREYA, A. M. Mathematics anxiety and cognition: An integrated neural network model. *Reviews in the Neurosciences*, v. 31, n. 3, p. 287–296, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1515/revneuro-2019-0068>
- O'BRYANT, M.; NATESAN BATLEY, P.; ONWUEGBUZIE, A. J. Validation of an adapted version of the Statistical Anxiety Scale in English and its relationship to attitudes toward statistics. *SAGE Open*, v. 11, n. 1, p. 1–15, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1177/21582440211001378>
- ONWUEGBUZIE, A. J.; WILSON, V. A. Statistics anxiety: Nature, etiology, antecedents, effects, and treatments – a comprehensive review of the literature. *Teaching in Higher Education*, v. 8, n. 2, p. 195–209, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1080/1356251032000052447>
- PAECHTER, M. *et al.* The effects of statistics anxiety and statistics self-concept on achievement: The role of teachers, teaching methods, and university background. *Contemporary Educational Psychology*, v. 51, p. 379–389, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2017.09.004>
- PASSOLUNGHI, M. C.; ŽIVKOVIĆ, M.; PELLIZZONI, S. Mathematics anxiety and working memory: What is the relationship? In: *Mathematics Anxiety*. Routledge, 2019. p. 103–125. eBook ISBN: 9780429199981
- RALSTON, K. *et al.* Anxious women or complacent men? Anxiety of statistics in a sample of UK sociology undergraduates. *International Journal of Social Research Methodology*, v. 24, n. 1, p. 79–91, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1080/13645579.2020.1761186>
- REIS, J. A.; HOLANDA, F. H. O.; BARROSO, M. C. S.; FERREIRA JUNIOR, L. D. Identificação das causas raízes da ansiedade matemática. *Alexandria: Revista de Educação em Ciência e Tecnologia*, v. 17, n. 1, p. 1–27, 2024. DOI: <https://doi.org/10.5007/1982-5153.2025.e100056>

RIBEIRO, T. A.; CARMO, J. S. Estratégias de redução da ansiedade matemática: uma revisão sistemática da literatura. *Bolema: Boletim de Educação Matemática*, v. 38, p. e230007, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1590/1980-4415v38a230007>

SCHWARZER, R.; JERUSALEM, M. Generalized self-efficacy scale. In: WEINMAN, J.; WRIGHT, S.; JOHNSTON, M. (Eds.). *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs*, v. 35, p. 37, 1995.

TAYLOR, J.; DEANE, F. P. Development of a short form of the Test Anxiety Inventory (TAI). *The Journal of General Psychology*, v. 129, n. 2, p. 127–136, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1080/00221309.2002.9921221>

TRASSI, A.; P. LEONARD, S. J.; RODRIGUES, L. D.; RODAS, J. A.; SANTOS, F. H. Mediating factors of statistics anxiety in university students: a systematic review and meta-analysis. *Annals of the New York Academy of Sciences*, v. 1512, n. 1, p. 76–97, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1111/nyas.14746>

VIGIL-COLET, A.; LORENZO-SEVA, U.; CONDON, L. Development and validation of the statistical anxiety scale. *Psicothema*, v. 20, n. 1, p. 174–180, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1037/t62688-000>

WARNE, R. T.; SONNERT, G.; SADLER, P. M. The relationship between advanced placement mathematics courses and students' STEM career interest. *Educational Researcher*, v. 48, n. 2, p. 101–111, 2019. DOI: <https://doi.org/10.3102/0013189X19825811>

XIE, F.; XIN, Z.; CHEN, X.; ZHANG, L. Gender difference of Chinese high school students' math anxiety: The effects of self-esteem, test anxiety and general anxiety. *Sex Roles*, v. 81, p. 235–244, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11199-018-0982-9>

ZHANG, J.; ZHAO, N.; KONG, Q. P. The relationship between math anxiety and math performance: A meta-analytic investigation. *Frontiers in Psychology*, v. 10, p. 1613, 2019. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01613>

ŽIVKOVIĆ, M. *et al.* Math self-efficacy or anxiety? The role of emotional and motivational contribution in math performance. *Social Psychology of Education*, v. 26, n. 3, p. 579–601, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11218-023-09760-8>

5. DISCUSSÃO GERAL

5. DISCUSSÃO GERAL

Os três estudos apresentados no presente trabalho, articulam evidências sobre as influências da AM e da AE em estudantes do ensino superior brasileiro. Nele combinam-se análises psicométricas e modelos preditivos que permitem compreender como essas ansiedades atuam em crenças, desempenho e escolhas profissionais. Ainda, em conjunto, os resultados reforçam que a AM e AE se constituem fenômenos afetivo-cognitivos complexos, associados a múltiplos domínios emocionais e motivacionais, capazes de exercer impacto expressivo nas trajetórias acadêmicas, principalmente em contextos quantitativos (Ashcraft; Krause, 2007; Barroso et al., 2021; Caviola et al., 2022).

A presente tese avança na compreensão integrada da AM e AE no contexto brasileiro, ao articular validação psicométrica, análise relacional e modelos preditivos de escolha profissional, sendo capaz de superar abordagens fragmentadas geralmente encontradas na literatura (Hernández et al., 2015; Trassi et al., 2022; Reis et al., 2024).

Os Estudos 1 e 2 demonstraram que a AMAS (Hopko et al., 2003) e a SAS abreviada (O'Bryant et al., 2021), respectivamente, apresentam excelente estrutura interna, confiabilidade elevada e padrões de validade discriminante e convergente coerentes com validações internacionais (Cipora et al., 2017; Martín-Puga et al., 2022). Ao replicar os modelos bifatoriais e identificar as robustas correlações com variáveis emocionais e cognitivas reforçam-se o rigor das medidas e sua adequação ao contexto brasileiro. Esses achados ampliam o repertório metodológico do campo e consolidam ambas as escalas como instrumentos capazes de identificar vulnerabilidades específicas em ambientes de ensino que exigem competências quantitativas (Chew; Dillon, 2014; Vigil-Colet et al., 2008).

Os três estudos organizados em sequência permitiram avançar na validação dos instrumentos para a compreensão dos mecanismos psicológicos envolvidos e, por fim, para a análise de seus impactos sobre decisões acadêmicas concretas, conferindo coerência teórica e metodológica ao todo do trabalho.

A integração dos três estudos evidencia que, embora relacionadas, AM e AE mostram-se específicas. Para tanto, a AM se associa a operações numéricas e raciocínio matemático, enquanto a AE aparece em situações de leitura interpretação e tomada de decisão em relação a dados estatísticos (Birenbaum; Eylath, 1994; Baloglu, 2004; Trassi et al., 2022).

Observou-se, a partir do estudo 3, que a AE é o preditor mais intenso da AM, indicando que dificuldades emocionais que se repetiram ao longo da vida escolar, podem

se generalizar para a estatística, principalmente quando o conteúdo é avaliado como abstrato, técnico ou de alta pressão avaliativa (Paechter et al., 2017; Justicia-Galiano et al., 2023). Esse padrão é compatível com modelos hierárquicos e explicações contemporâneas baseadas em redes afetivo-cognitivas (Hayes, 2017; Dowker, 2019).

Enquanto ponto central, as crenças motivacionais específicas de autoeficácia e gosto por matemática se comportaram de forma significativa indicada no terceiro estudo. Evidenciou-se que essas variáveis são mais determinantes nas escolhas por cursos com diferentes cargas matemáticas do que o desempenho aritmético ou demais variáveis gerais. Esses achados convergem com modelos clássicos de motivação acadêmica, que destacam a autoeficácia como mecanismo regulador da persistência, do engajamento e da escolha vocacional (Schwarzer; Jerusalem, 1995; Ma; Kishor, 1999; Ferdinand et al., 2024). A combinação entre elevada autoeficácia e atitudes positivas gera ciclos de envolvimento e aprendizagem que se acumulam ao longo da trajetória acadêmica, influenciando a decisão por carreiras quantitativas (Caviola et al., 2019; Warne et al., 2019).

Por outro lado, o desempenho matemático e a AM não indicaram efeito direto na escolha de curso após controle das variáveis específicas, reforçando-se assim, que as decisões acadêmicas não se explicam apenas por habilidades objetivas. Assim, estudantes que apresentam bom desempenho, por baixa autoeficácia ou sofrimento emocional frente à matemática, podem evitar áreas quantitativas (Devine et al., 2012; Eidlin-Levy et al., 2023). A AM, portanto, pode influenciar escolhas de maneira indireta, moldando crenças e atitudes ao longo do tempo (Barroso et al., 2021; Trassi et al., 2022).

Em relação às desigualdades de gênero, os três estudos convergem ao mostrar maior vulnerabilidade feminina tanto na AM quanto na AE, especialmente em situações avaliativas. Esses achados reforçam explicações socioculturais baseadas na internalização de estereótipos de competência matemática e em respostas diferenciadas a contextos avaliativos (Else-Quest et al., 2010; Goetz et al., 2013; Xie et al., 2018). Evidencia-se que a trajetória acadêmica quantitativa das mulheres é impactada por fatores estruturais que antecedem o ingresso na universidade, havendo a necessidade de políticas educacionais sensíveis a gênero desde a educação básica (Daker et al., 2021; Just; Siller, 2022).

Dessa forma, os resultados apresentados mostram que as desigualdades observadas nos contextos acadêmicos em atividades quantitativas não se explicam apenas pelo desempenho, mas por processos socioculturais e emocionais que antecedem e

atravessam a formação universitária, demandando respostas educacionais para além do desempenho aritmético.

Conclusão

Em síntese, os três estudos contribuem de maneira integrada para a compreensão da AM e AE no Brasil, ao validar instrumentos robustos, identificar perfis de vulnerabilidade e elucidar mecanismos motivacionais associados à escolha de carreiras quantitativas. Em conjunto, demonstram que trajetórias acadêmicas não se explicam apenas por desempenho, mas por sistemas de crenças, emoções e interpretações sobre competência, que moldam engajamento, persistência e escolhas profissionais ao longo do tempo.

Ainda que os resultados apresentem consistentes evidências, devem ser interpretados a partir do delineamento transversal do estudo, bem como, da especificidade da amostra investigada.

Esses achados reforçam a importância de intervenções educacionais que fortaleçam autoeficácia, promovam experiências positivas com matemática e estatística e reduzam percepções de ameaça, contribuindo para maior equidade e participação estudantil em áreas quantitativas no ensino superior.

Nesse sentido, os achados oferecem contribuições a práticas pedagógicas relacionadas ao componente emocional, a políticas institucionais de permanência estudantil, e para ações de orientação acadêmica e profissional que priorizem o fortalecimento das crenças de competência em contextos quantitativos. Assim, esta tese reforça que intervenções direcionadas ao fortalecimento da autoeficácia e à diminuição das experiências emocionais negativas frente à matemática e à estatística constituem caminhos centrais para promover permanência e engajamento em contextos quantitativos no ensino superior.

5.1 REFERÊNCIAS

- ASHCRAFT, M. H.; KRAUSE, J. A. Working memory, math performance, and math anxiety. *Psychonomic Bulletin & Review*, v. 14, n. 2, p. 243–248, 2007. DOI: <https://doi.org/10.3758/BF03194059>
- BALOĞLU, M. Psychometric properties of the revised Mathematics Anxiety Rating Scale. *Psychological Reports*, v. 94, n. 2, p. 353–363, 2004. DOI: <https://doi.org/10.2466/pr0.94.2.353-363>
- BARROSO, C. et al. A meta-analysis of the relation between math anxiety and math achievement. *Psychological Bulletin*, v. 147, n. 2, p. 134–168, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1037/bul0000307>
- BIRENBAUM, M.; EYLATH, S. Who is afraid of statistics? Correlates of statistics anxiety among students of educational sciences. *Educational Research*, v. 36, p. 93–98, 1994. DOI: <https://doi.org/10.1080/0013188940360108>
- CANNING, E. A. et al. Feeling like an imposter: The effect of perceived failure on the association between math anxiety and performance. *Journal of Educational Psychology*, v. 111, n. 8, p. 1467–1481, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1037/edu0000333>
- CAVIOLA, S. et al. Math anxiety and its relationship with basic number processing and arithmetic skills across the lifespan: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, v. 148, n. 1, p. 1–38, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1037/bul0000340>
- CAVIOLA, S.; TORELLO, S.; DOWKER, A. Gender differences in math anxiety: A systematic review. *ZDM – Mathematics Education*, v. 51, p. 1–16, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11858-019-01031-9>
- CHEW, P. K. H.; DILLON, D. B. Statistics anxiety: Refining the construct and recommendations for a new research agenda. *Perspectives on Psychological Science*, v. 9, n. 2, p. 196–208, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1177/1745691613518077>
- CHIESI, F.; PRIMI, C.; CARMONA, J. Development of a short version of the Statistics Anxiety Scale. *Psicothema*, v. 23, n. 2, p. 271–276, 2011. Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=727/72717209011>
- CIPORA, K. et al. Math anxiety assessment across countries: A systematic review. *Journal of Numerical Cognition*, v. 3, n. 2, p. 1–19, 2017. DOI: <https://doi.org/10.5964/jnc.v3i2.108>
- CIPORA, K. et al. Anxiety and numerical cognition: A contemporary review. *Cognitive Processing*, v. 23, p. 1–26, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10339-021-01083-1>
- CUI, Z. et al. Cognitive and emotional mechanisms underlying statistics anxiety. *Frontiers in Psychology*, v. 10, p. 1–10, 2019. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01235>
- DAKER, R. J. et al. Predicting STEM avoidance: The role of math anxiety, self-efficacy, and gender. *Journal of Educational Psychology*, v. 113, n. 6, p. 1243–1260, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1037/edu0000633>

DEVINE, A. et al. Gender differences in mathematics anxiety and relation to mathematics performance. *Child Development*, v. 83, n. 6, p. 146–160, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2012.01812.x>

DOWKER, A. *Individual differences in arithmetic: Implications for psychology, neuroscience and education*. 2. ed. New York: Routledge, 2019.

EIDLIN-LEVY, N.; KATZIR, T.; KORAT, O. Math anxiety, reading anxiety and choice of academic major. *Frontiers in Psychology*, v. 14, p. 1–14, 2023. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1174219>

ELSE-QUEST, N.; HYDE, J.; LINN, M. Cross-national patterns of gender differences in mathematics: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, v. 136, p. 103–127, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1037/a0018053>

FERDINAND, N.; RITCHEY, A.; FREUND, A. Self-efficacy, motivation, and performance in quantitative courses. *Learning and Instruction*, v. 83, p. 1–15, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2023.101748>

GOETZ, T. et al. Gender differences in math anxiety: The role of emotions. *Child Development*, v. 84, p. 173–188, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2012.01812.x>

HAYES, A. F. *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis*. 2. ed. New York: Guilford Press, 2017.

HERNÁNDEZ, J. A. E. et al. Validity of the Statistics Anxiety Scale in Psychology Students. *Psicologia: Ciência e Profissão*, v. 35, n. 3, p. 659–671, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-3703000362014>

HOPKO, D. R. et al. The Abbreviated Math Anxiety Scale (AMAS). *Assessment*, v. 10, p. 178–182, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1177/1073191103010002008>

JUST, J.; SILLER, H. Gendered patterns of feedback and academic anxiety. *Learning and Instruction*, v. 80, p. 101–114, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2022.101600>

JUSTICIA-GALIANO, M. et al. Test anxiety and statistics performance in higher education. *Educational Psychology*, v. 43, p. 1–15, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1080/01443410.2022.2093983>

KAUFMANN, R. et al. Self-efficacy buffers the effect of statistics anxiety on performance. *Educational Psychology Review*, v. 34, p. 977–998, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10648-022-09665-3>

LEE, J. The motivational role of self-concept in mathematics achievement. *Learning and Instruction*, v. 19, p. 1–11, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2008.09.001>

LEPPMA, M.; DARRAH, R. Major choice and anxiety: Trends in STEM and non-STEM pathways. *Journal of Career Development*, v. 51, p. 512–529, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1177/08948453221150612>

MACHER, D. et al. Statistics anxiety and performance. *Frontiers in Psychology*, v. 3, p. 1–12, 2012. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00168>

MA, X.; KISHOR, N. Attitude toward self, social factors, and mathematics achievement: A meta-analytic review. *Journal of Research in Mathematics Education*, v. 30, p. 26–47, 1999. DOI: <https://doi.org/10.2307/749630>

MARTÍN-PUGA, M. E. et al. Cross-cultural validation of the AMAS. *International Journal of Psychology*, v. 57, p. 1–13, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1002/ijop.12780>

O'BRYANT, R.; KENT, S.; RUTLEDGE, A. Statistics Anxiety Scale: Short-form development. *Journal of Statistical Education*, v. 29, n. 2, p. 95–110, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1080/10691898.2021.1939259>

PAECHTER, M. et al. The role of statistics anxiety in predicting academic performance. *Educational Psychology*, v. 37, p. 1–14, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1080/01443410.2016.1187188>

REIS, J. A.; HOLANDA, F. H. O.; BARROSO, M. C. S.; FERREIRA JUNIOR, L. D. Identificação das causas raízes da ansiedade matemática. *Alexandria: Revista de Educação em Ciência e Tecnologia*, v. 17, n. 1, p. 1–27, 2024. DOI: <https://doi.org/10.5007/1982-5153.2025.e100056>

SCHWARZER, R.; JERUSALEM, M. Generalized Self-Efficacy Scale. In: WEINMAN, J.; WRIGHT, S.; JOHNSTON, M. (Eds.). *Measures in health psychology*. Windsor: NFER-Nelson, 1995. p. 35–37.

TRASSI, M. et al. Statistics anxiety and math anxiety: A systematic review. *Studies in Educational Evaluation*, v. 74, p. 101–127, 2022. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2022.101127>

VIGIL-COLET, A. et al. Development of the Statistics Anxiety Scale. *Psicothema*, v. 20, p. 30–36, 2008. Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=727/72720304004>

WARNE, R. T. et al. Mathematical attitudes predict STEM career interest. *Journal of Educational Psychology*, v. 111, p. 1561–1575, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1037/edu0000366>

XIE, F. et al. Cross-national gender differences in mathematics anxiety. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, v. 49, p. 1–16, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1177/0022022118757869>

ZHANG, J.; ZHOU, X.; WANG, Y. Math anxiety, self-concept and career interest. *Journal of Vocational Behavior*, v. 115, p. 103–116, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2019.103336>

ŽIVKOVIĆ, A. et al. Network analysis of math anxiety, attitudes, and self-efficacy. *Journal of Educational Psychology*, v. 115, p. 1–18, 2023. DOI: <https://doi.org/10.1037/edu0000797>

APÊNDICES

APÊNDICE A

Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (Resoluções 466/2012 e 510/2016 – Conselho Nacional de Saúde)

Título: Ansiedade Matemática e Ansiedade Estatística em universitários brasileiros

Seus sentimentos sobre matemática e estatística influenciam sua escolha profissional?

Olá! Meu nome é Silvia Regina C. Bonome Vanzelli, sou aluna de doutorado do Programa de Pós-graduação em Psicologia do Desenvolvimento e Aprendizagem da Universidade Paulista Júlio de Mesquita Filho (UNESP, campus Bauru), e estou te convidado para participar voluntariamente da minha pesquisa de doutorado. O presente projeto está sendo conduzido sob orientação da Prof. Dra. Flávia H. Santos.

Estamos convidando estudantes universitários entre 18 e 35 anos de qualquer curso de graduação que já tenham cursado o primeiro módulo ou disciplina de estatística para participar da pesquisa. O objetivo da pesquisa é entender como os sentimentos de uma pessoa em relação à matemática e estatística podem afetar a sua escolha profissional.

O questionário que você responderá é dividido em alguns momentos. Inicialmente, você responderá a algumas perguntas sobre seus dados sociodemográficos (p.ex., idade, sexo, qual curso está cursando). Em seguida, você deverá responder a algumas operações aritméticas simples (p.ex., $24 + 203$) por um limite de tempo de dois minutos. No último momento, você responderá a alguns breves questionários sobre como você se sente de forma geral e em relação à matemática/estatística. A pesquisa dura em média **15 a 20 minutos** para ser respondida. A pesquisa DEVE ser respondida usando um computador ou notebook. Por favor, não responda ao estudo usando outro dispositivo (p.ex., celular), do contrário, a plataforma não conseguirá medir o tempo de realização da pesquisa.

Os dados serão coletados e armazenados anonimamente. Nenhuma informação identificável será coletada. Todas as informações coletadas serão usadas exclusivamente para fins de pesquisa. Os riscos de participar são mínimos. Algumas pessoas podem se sentir um pouco desconfortáveis ao responderem algumas das perguntas. Entretanto, a natureza das perguntas não difere de uma conversa que você poderia ter com um amigo sobre tais sentimentos. O excesso de luminosidade da tela pode ocasionar cefaleia (dor de cabeça) no (na) participante, para isso, regule em seu próprio aparelho o brilho da tela. Pela pesquisa ocorrer via formulário online, os dados podem ser hackeados. Contudo, tomaremos os devidos cuidados para a manutenção do sigilo de quaisquer dados respondidos. Não serão solicitados nome completo ou qualquer tipo de documento pessoal. Você é livre para mudar de ideia e desistir do estudo a qualquer momento.

Você não receberá nenhum tipo de compensação financeira ao participar desta pesquisa. Esperamos que os resultados do estudo possam contribuir, por exemplo, para propostas de intervenção que busquem reduzir o impacto da ansiedade matemática/estatística em estudantes universitários.

O estudo foi submetido ao Comitê de Ética em Pesquisa da UNESP/Bauru (SP) e recebeu o parecer de aprovação (número do protocolo: 5.873.580). Para informações adicionais sobre os procedimentos, esclarecimentos ou demais assuntos relacionados ao estudo poderão ser solicitados em qualquer fase da pesquisa aos responsáveis. Podem contatar o Comitê de Ética em Pesquisa, na Avenida Sérvio Túlio Carrijo Coube, Bauru, pelo E-mail: pospsi.fc@unesp.br ou Telefone (14) 3103-6000 e, também com a discente

Silvia Regina C. Bonome Vanzelli, pelo telefone (14) 98134-7274 ou E-mail. silvia.bonome@unesp.br.

Responsáveis pelo projeto:

Profa. Dra. Flávia H. Santos - UNESP, Campus Bauru, Av. Eng. Luiz Edmundo Carrijo Coube, Vargem Limpa - CEP 17033-360. Tel. (14) 3103.6077; e-mail: pospsi.fc@unesp.br

Discente: Ma. Silvia Regina C. Bonome Vanzelli - UNESP, Campus Bauru, Av. Eng. Luiz Edmundo Carrijo Coube, Vargem Limpa - CEP 17033-360. Tel. (14) 98134-7274; e-mail: silvia.bonome@unesp.br.

Caso você tenha compreendido os termos acima e deseje participar da pesquisa, clique no botão “Aceito”.

- () Eu CONCORDO com os termos descritos acima e ACEITO participar da pesquisa.
() Eu NÃO concordo com os termos descritos acima e NÃO aceito participar da pesquisa.

Fonte: Elaborado pelas autoras.

APÊNDICE B**Questionário sociodemográfico (10 perguntas)**

1. Quantos anos você tem?

2. Qual seu gênero?

☐ Feminino

☐ Outro

☐ Masculino

☐ Prefiro não informar

☐ Não-binário/Terceiro gênero

3. Qual sua cidade e estado de residência?

4. Qual seu nível de escolaridade completo?

☐ Ensino médio

☐ Pós graduação em nível de especialização

☐ Superior Completo

☐ Pós graduação em nível de mestrado

☐ Pós graduação em nível de doutorado

Caso tenha outra formação, qual a sua formação inicial? _____

5. Qual sua RENDA FAMILIAR mensal (considerando o salário-mínimo atual como R\$1.212,00)? *

☐ abaixo de 1 salário mínimo

☐ De 3 a 4 salários mínimos

☐ De 1 a 2 salários mínimos

☐ De 4 a 5 salários mínimos

☐ De 2 a 3 salários mínimos

☐ Acima de 5 salários mínimos

6. Qual o tipo de faculdade em que estuda?

☐ Privada

☐ Pública

7. Você possui bolsa de estudos?

☐ Bolsa acadêmica integral

☐ Bolsa acadêmica parcial, porcentagem da bolsa: _____

☐ Financiamento

☐ Arco com todas as despesas da faculdade

8. Qual seu curso de graduação atual?

9. Você tem alguma dificuldade de aprendizagem ou foi diagnosticado com algum transtorno de aprendizagem? Por favor, clique em todos que se aplicam.

☐ Não, não tenho dificuldades de aprendizagem

☐ Sim, tenho dificuldade em leitura

☐ Sim, tenho dificuldade em escrita

☐ Sim, tenho dificuldade com números e matemática

☐ Sim, fui diagnosticado com um distúrbio de aprendizagem

Caso assinale sim, especifique o seu diagnóstico

10. Você foi diagnosticado com algum distúrbio neurológico?

() Não, eu não fui diagnosticado com um distúrbio neurológico

() Sim, fui diagnosticado com um distúrbio neurológico

Caso assinale sim, especifique seu diagnóstico.

Fonte: Elaborado pelas autoras.

APÊNDICE C

Itens de verificação de atenção (Attention Check)

Para verificar a atenção dos participantes, em meio às escalas foram incluídos 4 itens de verificação de atenção. O primeiro foi inserido logo abaixo da escala de Ansiedade Matemática (Para mostrar que leu essa frase, pedimos que selecione a opção correspondente ao número quatro na escala); o segundo foi localizado no final da escala de autoeficácia em matemática (Para mostrar que você leu esta frase, pedimos que você selecione a opção não muito confiante na escala); o terceiro ao final da escala de autoeficácia geral (Por favor, selecione pouco verdadeiro para mostrar que você está prestando atenção a esta questão); o quarto item foi inserido ao término da pesquisa, no seguinte formato para seleção: Para sabermos se podemos usar suas repostas em nossas análises de dados e publicações científicas, seria importante se pudesse nos dizer se você respondeu seriamente a pesquisa ou apenas clicou para dar uma olhada.

- ☐ Eu participei seriamente da pesquisa.
- ☐ Eu apenas cliquei nas opções, sugiro não usar minhas respostas para fins científicos.

Fonte: Elaborado pelas autoras.

APÊNDICE D

Gosto pela área de estudo (Gosto por matemática)

Como você classificaria as seguintes disciplinas em uma escala de 0 (Eu desgosto muito) e 10 (Eu gosto muito).	1 a 10
Como você classificaria seu gosto por matemática?	
Como você classificaria seu gosto por ciências?	
Como você classificaria seu gosto por humanas?	
Por favor, indique usando a escala como você avalia suas próprias habilidades matemáticas.	

5. A presença da matemática afetou sua escolha profissional?

- ☐ Não, a matemática não desempenhou nenhum papel na minha decisão de carreira.
- ☐ Sim, escolhi um curso com disciplinas relacionadas à matemática porque adoro matemática.
- ☐ Sim, eu quis evitar disciplinas relacionadas à matemática.

Fonte: Elaborado pelas autoras.

APÊNDICE E

Correlações entre as variáveis de interesse, com IC95% BCa (p. 34)

Par de variáveis (correlações positivas)	r (Pearson)	p-valor	IC95% BCa
1. AM × AE	0,624***	< 0,001	[0,557; 0,686]
2. AM × Ansiedade Geral	0,348***	< 0,001	[0,274; 0,421]
3. AM × Ansiedade de Teste	0,544***	< 0,001	[0,473; 0,606]
4. AM × Procrastinação	0,114**	0,004	[0,034; 0,192]
5. AE × Ansiedade Geral	0,409***	< 0,001	[0,337; 0,485]
6. AE × Ansiedade de Teste	0,604***	< 0,001	[0,541; 0,663]
7. AE × Procrastinação	0,220***	< 0,001	[0,139; 0,299]
8. Ansiedade Geral × Ansiedade de Teste	0,521***	< 0,001	[0,455; 0,578]
9. Ansiedade Geral × Procrastinação	0,243***	< 0,001	[0,172; 0,318]
10. Ansiedade de Teste × Procrastinação	0,220***	< 0,001	[0,143; 0,299]
11. Autoeficácia Geral × Autoeficácia Matemática	0,257***	< 0,001	[0,184; 0,331]
12. Autoeficácia Geral × Desempenho	0,173***	< 0,001	[0,100; 0,247]
13. Autoeficácia Matemática × Desempenho	0,399***	< 0,001	[0,334; 0,453]
Par de variáveis (correlações negativas)	r (Pearson)	p-valor	IC95% BCa
14. AM × Autoeficácia Geral	-0,265***	< 0,001	[-0,327; -0,202]
15. AM × Autoeficácia Matemática	-0,499***	< 0,001	[-0,556; -0,436]
16. AM × Desempenho	-0,337***	< 0,001	[-0,405; -0,266]
17. AE × Autoeficácia Geral	-0,327***	< 0,001	[-0,391; -0,261]
18. AE × Autoeficácia Matemática	-0,397***	< 0,001	[-0,463; -0,324]
19. AE × Desempenho	-0,234***	< 0,001	[-0,307; -0,156]
20. Ansiedade Geral × Autoeficácia Geral	-0,280***	< 0,001	[-0,345; -0,214]
21. Ansiedade Geral × Autoeficácia Matemática	-0,194***	< 0,001	[-0,272; -0,122]
22. Ansiedade Geral × Desempenho	-0,126***	0,001	[-0,194; -0,054]
23. Ansiedade de Teste × Autoeficácia Geral	-0,380***	< 0,001	[-0,439; -0,321]
24. Ansiedade de Teste × Autoeficácia Matemática	-0,353***	< 0,001	[-0,421; -0,279]
25. Ansiedade de Teste × Desempenho	-0,258***	< 0,001	[-0,324; -0,187]
26. Procrastinação × Autoeficácia Geral	-0,282***	< 0,001	[-0,350; -0,207]
27. Procrastinação × Autoeficácia Matemática	-0,042 (ns)	0,287	[-0,118; 0,043]
28. Procrastinação × Desempenho	-0,063 (ns)	0,111	[-0,144; 0,015]

Nota: AM= Ansiedade Matemática; AE= Ansiedade Estatística. * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001; (ns): não significativo. Intervalos de confiança estimados por bootstrap BCa (1000 amostras).

ANEXOS

ANEXO A

PARECER CONSUBSTANCIADO DO COMITÊ DE ÉTICA EM PESQUISA (CEP)

UNESP - FACULDADE DE
CIÊNCIAS CAMPUS BAURU -
JÚLIO DE MESQUITA FILHO



PARECER CONSUBSTANCIADO DO CEP

DADOS DO PROJETO DE PESQUISA

Título da Pesquisa: Ansiedade Matemática e Estatística em Universitários Brasileiros

Pesquisador: SILVIA REGINA CASSAN BONOME VANZELLI

Área Temática:

Versão: 1

CAAE: 66519523.0.0000.5398

Instituição Proponente: UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA JULIO DE MESQUITA FILHO

Patrocinador Principal: Financiamento Próprio

DADOS DO PARECER

Número do Parecer: 5.873.580

Apresentação do Projeto:

A pesquisa está apresentada de forma clara no projeto, indicando a proposta, objetivos, detalhando os procedimentos de coleta e análise dos dados segundo os referenciais e a metodologia adotados e especifica seu público-alvo. Além disso, indica hipóteses iniciais que poderão ser confirmadas ou não ao longo da pesquisa.

Objetivo da Pesquisa:

O objetivo principal é "Avaliar os efeitos e o impacto da Ansiedade Matemática e da Ansiedade Estatística na escolha do curso universitário". Além do objetivo principal, os objetivos secundários foram apresentados de forma direta e clara.

Avaliação dos Riscos e Benefícios:

Os riscos da pesquisa são mínimos e envolvem, em geral, possíveis constrangimentos aos participantes em relação às perguntas da pesquisa, a possibilidade de dor de cabeça devido ao tempo de exposição à luminosidade da tela de um computador e a possibilidade de vazamento de dados dos participantes. Nesse sentido, os riscos são apontados no projeto e no TCLE (termo de consentimento livre esclarecido) que será apresentado aos sujeitos da pesquisa. Além disso, há o comprometimento explícito por parte da pesquisadora responsável a não coletar informações pessoais dos participantes e a tomar os devidos cuidados para que os dados coletados não vazem e sejam utilizados exclusivamente para fins de pesquisa.

Endereço: Av. Eng. Luiz Edmundo Carrijo Coube, nº 14-01
Bairro: CENTRO **CEP:** 17.033-360
UF: SP **Município:** BAURU
Telefone: (14)3103-9400 **Fax:** (14)3103-9400 **E-mail:** cepesquisa.fc@unesp.br

**UNESP - FACULDADE DE
CIÊNCIAS CAMPUS BAURU -
JÚLIO DE MESQUITA FILHO**



Continuação do Parecer: 5.873.580

Comentários e Considerações sobre a Pesquisa:

O projeto apresenta a pesquisa de forma clara, indicando os objetivos, metodologia e delimitando os sujeitos da pesquisa. Além disso, prevê riscos mínimos que serão explicitados aos seus participantes e indica os possíveis benefícios aos envolvidos e à academia com a possibilidade de validação de instrumentos que poderão ser utilizados em pesquisas posteriores.

Considerações sobre os Termos de apresentação obrigatória:

Por trabalhar com sujeitos maiores de idade (entre 18 e 35 anos) a pesquisa dispensa o Termo de Assentimento Livre e Esclarecido (TALE). Por outro lado, e seguindo as orientações da resolução 466/2012, a pesquisadora apresentou um TCLE redigido em linguagem clara no qual apresenta os riscos e benefícios da pesquisa, se compromete a manter o anonimato dos participantes e a utilizar os dados coletados exclusivamente para fins de pesquisa.

Recomendações:

Não ficou claro como os participantes assinarão o TCLE, tendo em vista que a pesquisa será realizada de forma online com sujeitos de todas as regiões do Brasil. Além disso, no TCLE não consta um espaço destinado à assinatura dos sujeitos, apenas a indicação de aceitação ou recusa em participar da pesquisa.

Conclusões ou Pendências e Lista de Inadequações:

Ver considerações na seção "Recomendações".

Considerações Finais a critério do CEP:

Projeto considerado "aprovado" por estar em conformidade com os parâmetros legais, metodológicos e éticos analisados pelo colegiado deste CEP - Comitê de Ética em Pesquisa.

Lembramos que é dever do pesquisador responsável, ao término da pesquisa e conforme o cronograma informado à Plataforma Brasil, apresentar o relatório final da mesma.

Este parecer foi elaborado baseado nos documentos abaixo relacionados:

Tipo Documento	Arquivo	Postagem	Autor	Situação
Informações Básicas do Projeto	PB_INFORMAÇÕES_BÁSICAS_DO_PROJETO_2074179.pdf	11/01/2023 11:53:48		Aceito
Folha de Rosto	folhaderosto_SilviaBonome.pdf	11/01/2023 11:47:08	SILVIA REGINA CASSAN BONOME VANZELLI	Aceito
Projeto Detalhado	ProjetoDetalhado_Silvia.pdf	11/01/2023	SILVIA REGINA	Aceito

Endereço: Av. Eng. Luiz Edmundo Carrijo Coube, nº 14-01
 Bairro: CENTRO CEP: 17.033-360
 UF: SP Município: BAURU
 Telefone: (14)3103-0400 Fax: (14)3103-0400 E-mail: cepesquisa.fc@unesp.br

**UNESP - FACULDADE DE
CIÊNCIAS CAMPUS BAURU -
JÚLIO DE MESQUITA FILHO**



Continuação do Parecer: 5.873.580

/ Brochura Investigador	ProjetoDetalhado_Silvia.pdf	01:49:37	CASSAN BONOME VANZELLI	Aceito
TCLE / Termos de Assentimento / Justificativa de Ausência	TCLE_Silvia.pdf	11/01/2023 00:50:10	SILVIA REGINA CASSAN BONOME VANZELLI	Aceito

Situação do Parecer:

Aprovado

Necessita Apreciação da CONEP:

Não

BAURU, 02 de Fevereiro de 2023

Assinado por:
Mário Lázaro Camargo
(Coordenador(a))

Endereço: Av. Eng. Luiz Edmundo Carrijo Coube, nº 14-01
Bairro: CENTRO CEP: 17.033-360
UF: SP Município: BAURU
Telefone: (14)3103-0400 Fax: (14)3103-0400 E-mail: cepsquisa.fc@unesp.br

ANEXO B

Escala de Ansiedade Matemática

Abbreviated Math Anxiety Scale – AMAS (Hopko *et al.*, 2003)

Abaixo estão listadas diferentes situações que envolvem a matemática. Avalie o quão ansioso você se sentiria em cada uma das situações. Para tal, use uma escala variando entre 1 (baixa ansiedade) e 5 (alta ansiedade).		1 a 5
1.	Consultar/usar as tabelas na parte de trás do livro de matemática.	
2.	Imagine-se pensando, um dia antes, no próximo teste de matemática.	
3.	Observando um professor resolvendo uma equação algébrica na lousa.	
4.	Fazendo uma prova de matemática.	
5.	Imagine-se recebendo uma tarefa de casa, com muitos problemas difíceis que devem ser entregues na próxima aula.	
6.	Assistindo uma aula de matemática.	
7.	Ouvindo outro aluno explicar uma fórmula matemática.	
8.	Recebendo um teste surpresa na aula de matemática.	
9.	Começando um novo capítulo do livro de matemática.	

Traduzida e adaptada pelas autoras.

Para mostrar que leu essa frase, pedimos que selecione a opção correspondente ao número quatro na escala (questão de atenção).	
--	--

HOPKO, D. R. *et al.* The abbreviated math anxiety scale (AMAS): Construction, validity, and reliability. *Assessment*, v. 10, n. 2, p. 178–182, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1177/1073191103010002008>

ANEXO C

Escala de Ansiedade Estatística

Statistical Anxiety Scale – SAS (O’Bryant et al., 2021)

Abaixo há uma lista de afirmações que descreve diferentes situações relacionadas à disciplina de estatística. Por favor, leia cada uma das afirmativas cuidadosamente e indique o quão ansioso(a) você se sentiria em cada uma dessas situações diante da escala: 1. Nenhuma ansiedade, 2. Baixa Ansiedade, 3, Ansiedade moderada, 4. Ansiedade alta, 5. Ansiedade muito alta.		1 a 5
1.	Estudando para uma prova de estatística.	
2.	Pedindo ajuda individualmente ao professor de estatística numa matéria que está tendo dificuldade para entender.	
3.	Percebendo na véspera de uma prova que não consegue resolver alguns problemas que pensou que seriam fáceis	
4.	Pedindo a um professor particular para explicar uma matéria de estatística que não entendeu.	
5.	Perguntando ao professor como usar uma tabela de probabilidade.	
6.	Fazendo a prova final da disciplina de estatística.	
7.	Entrando na sala de aula para fazer uma prova de estatística.	
8.	Perguntando ao professor como se faz um exercício de estatística.	
9.	Percebendo, no dia anterior da prova de estatística, que não teve tempo de revisar a matéria.	
10.	Acordando no dia de uma prova de estatística.	
11.	Pedindo ajuda a um de seus professores para entender algo escrito.	
12.	Indo a uma prova de estatística sem ter tido tempo suficiente para revisar a matéria.	
13.	Pedindo ajuda a um professor de estatística ao tentar interpretar uma tabela de resultados.	
14.	Indo à sala do professor de estatística para tirar dúvidas.	

Traduzida e adaptada pelas autoras.

O’BRYANT, M.; NATESAN BATLEY, P.; ONWUEGBUZIE, A. J. Validation of an adapted version of the Statistical Anxiety Scale in English and its relationship to attitudes toward statistics. *SAGE Open*, v. 11, n. 1, p. 1–15, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1177/21582440211001378>

ANEXO D

Escala de Ansiedade Geral

Screening GAD-7 (Löwe *et al.*, 2008)

Nas últimas 2 semanas, com que frequência você ficou incomodado pelos seguintes problemas? Responda a partir da escala: 1. De jeito nenhum, 2. Vários dias, 3. Mais da metade dos dias, 4. Quase todos os dias.		1 a 4
1.	Sentindo-se nervoso, ansioso ou no limite.	
2.	Não ser capaz de parar ou controlar uma preocupação.	
3.	Preocupar-se demais com coisas diferentes.	
4.	Tendo problemas para relaxar.	
5.	Estar tão inquieto que é difícil ficar parado.	
6.	Ficar facilmente aborrecido ou irritável.	
7.	Sentindo medo como se algo terrível pudesse acontecer.	

Traduzida e adaptada pelas autoras.

LÖWE, B.; DECKER, O.; MÜLLER, S.; *et al.* Validation and standardization of the Generalized Anxiety Disorder Screener (GAD-7) in the general population. *Medical Care*, p. 266–274, 2008. DOI: 10.1097/MLR.0b013e318160d093

ANEXO E

Escala de Ansiedade em Testes

Test Anxiety Inventory – TAI (Taylor; Deane, 2002)

As frases a seguir descrevem sentimentos que você pode experimentar em situações em que você precisa responder a um teste (p. ex., uma prova final de uma disciplina). Indique a frequência com que você experimenta tais sentimentos. 1. Nunca, 2. Raramente, 3. Às vezes, 4. Frequentemente.	1 a 4
Durante testes eu me sinto muito tenso.	
Eu gostaria que testes não me incomodassem tanto.	
Eu me sinto inseguro enquanto realizo testes importantes.	
Me sinto em pânico quando faço um teste importante.	
Durante testes fico tão nervoso que esqueço fatos que realmente sei.	

Traduzida e adaptada pelas autoras.

TAYLOR, J.; DEANE, F. P. Development of a short form of the Test Anxiety Inventory (TAI). *The Journal of General Psychology*, 129(2), 127–136, 2002.
<https://doi.org/10.1080/00221309.2002.9921221>

ANEXO F

Escala de Autoeficácia Geral

General Self-Efficacy Scale – GSE (Schwarzer; Jerusalem, 1995)

Por favor, a partir do seu entendimento, classifique a veracidade das afirmações abaixo de acordo com a classificação: 1. Nada verdadeiro; 2. Pouco verdadeiro; 3. Moderadamente verdadeiro; 4. Totalmente verdadeiro.		1 a 4
1.	Sempre consigo resolver problemas difíceis se me esforçar o suficiente.	
2.	Se alguém se opuser a mim, posso encontrar alternativas para conseguir o que quero.	
3.	É fácil para mim manter meus objetivos e minhas metas.	
4.	Estou confiante de que posso lidar eficientemente com eventos inesperados.	
5.	Graças as minhas habilidades, sei lidar com imprevistos.	
6.	Eu posso resolver a maioria de problemas se eu investir o esforço necessário.	
7.	Eu posso manter-me calmo ao enfrentar dificuldades porque eu posso confiar nas minhas capacidades para enfrentar as situações.	
8.	Quando eu sou confrontado com um problema, geralmente eu consigo encontrar diversas soluções.	
9.	Se eu estiver com problemas, geralmente consigo pensar em algo para fazer.	
10.	Quando tenho um problema pela frente, geralmente ocorrem-me várias formas para resolvê-lo.	

Traduzida e adaptada pelas autoras.

Por favor, selecione pouco verdadeiro para mostrar que você está prestando atenção a esta questão	
---	--

SCHWARZER, R.; JERUSALEM, M. Generalized self-efficacy scale. In: WEINMAN, J.; WRIGHT, S. Measures in Health Psychology, p. 35–37, 1995.

ANEXO G

Escala de Autoeficácia em Matemática

Programme for International Student Assessment – PISA, 2003
(OECD, 2004; Lee, 2009)

Para cada uma das situações abaixo, indique o quão confiante você se sentiria para realizá-las. (1. nada confiante, 2. Não muito confiante, 3. Confiante 4. Muito confiante)	1 a 4
Usar a tabela de horários do ônibus para descobrir quanto tempo levaria para ir de um lugar a outro.	
Calcular o quanto uma TV ficaria mais barata após um desconto de 30%.	
Calcular quantos metros de ladrilho você precisa para cobrir o chão.	
Entender os gráficos apresentados em jornais.	
Encontrar a distância real entre dois lugares em um mapa com uma escala de 1:100.	
Calcular os litros de gasolina gastos por quilômetro de um carro.	

Traduzida e adaptada pelas autoras.

Para mostrar que você leu esta frase, pedimos que você selecione a opção não muito confiante na escala. (Questão de atenção)	
--	--

LEE, J. Universals and specifics of math self-concept, math self-efficacy, and math anxiety across 41 PISA 2003 participating countries. *Learning and Individual Differences*, v. 19, n. 3, p. 355–365, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.10.009>

ANEXO H

Desempenho na Matemática – Tarefa de fluência aritmética

Arithmetic Fluency Task Cipora *et al.*, 2024; Cipora *et al.*, 2017)

Por favor, complete o maior número possível de cálculos aritméticos em até 2 minutos.

Tarefa de fluência aritmética	
$24 + 203 =$	$85 - 38 =$
$112 / 14 =$	$99 / 11 =$
$162 - 87 =$	$205 - 74 =$
$65 + 33 =$	$24 / 3 =$
$27 / 3 =$	$46 + 17 =$
$68 - 44 =$	$52 / 13 =$
$15 \times 6 =$	$144 - 68 =$
$93 + 28 =$	$75 + 37 =$
$3 \times 5 =$	$88 - 44 =$
$54 / 6 =$	$31 + 17 =$
$213 - 25 =$	$12 \times 5 =$
$48 / 16 =$	$18 / 6 =$
$7 \times 8 =$	$143 - 52 =$
$125 + 46 =$	$45 + 123 =$
$38 / 19 =$	$147 - 21 =$
$25 \times 7 =$	$4 \times 12 =$
$87 - 13 =$	$56 / 7 =$
$3 \times 6 =$	$149 + 32 =$
$105 + 24 =$	$64 - 45 =$
$4 \times 4 =$	$5 \times 13 =$

Traduzida e adaptada pelas autoras.

CIPORA, K. *et al.* *Arithmetic Fluency Task*. Material não publicado, 2017

CIPORA, Krzysztof *et al.* The AMATUS dataset: Arithmetic performance, Mathematics anxiety and Attitudes in primary school Teachers and University Students. **Journal of Open Psychology Data**, v. 12, n. 1, 2024. DOI: [10.5334/jopd.115](https://doi.org/10.5334/jopd.115)

ANEXO I

Escala de Procrastinação Acadêmica

Academic Procrastination Scale (Yockey, 2016)

As questões a seguir avaliam seus hábitos e rotinas como estudante. Por favor, responda as seguintes questões da forma com que elas se aplicam a você a partir da escala a seguir: 1. Discordo totalmente, 2. Discordo um pouco, 3. Não concordo nem discordo, 4. Concordo um pouco	1 a 4
Eu adio projetos até o último minuto.	
Eu sei que deveria trabalhar nas atividades da faculdade, mas eu simplesmente não faço isso.	
Eu me distraio com outras coisas mais divertidas quando tenho que fazer os trabalhos da faculdade.	
Quando tenho um trabalho do curso, eu costumo colocá-lo de lado e esquecê-lo até que esteja quase no prazo de entrega.	
Frequentemente me pego adiando prazos importantes.	

Traduzida e adaptada pelas autoras.

YOCKEY, R. D. Validation of the short form of the Academic Procrastination Scale. *Psychological Reports*, v. 118, n. 1, p. 171–179, 2016. DOI: 10.1177/0033294115625159