

Ana Paula Ferreira Maia

Sintomas depressivos em escolares na cidade de São Paulo: um estudo de análise fatorial

Tese apresentada à Faculdade de Medicina da
Universidade de São Paulo para obtenção do
título de Doutor em Ciências

Programa de Psiquiatria

Orientador: Prof. Dr. Wang Yuan Pang

(Versão corrigida. Resolução CoPGr 6018/11, de 1 de novembro de 2011. A versão original está disponível na
Biblioteca da FMUSP)

São Paulo

2022

Ana Paula Ferreira Maia

Sintomas depressivos em escolares na cidade de São Paulo: um estudo de análise fatorial

Tese apresentada à Faculdade de Medicina da
Universidade de São Paulo para obtenção do
título de Doutor em Ciências

Programa de Psiquiatria

Orientador: Prof. Dr. Wang Yuan Pang

(Versão corrigida. Resolução CoPGr 6018/11, de 1 de novembro de 2011. A versão original está disponível na
Biblioteca da FMUSP)

São Paulo

2022

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

Preparada pela Biblioteca da
Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo

©reprodução autorizada pelo autor

Maia, Ana Paula Ferreira
Sintomas depressivos em escolares na cidade de
São Paulo : um estudo de análise fatorial / Ana
Paula Ferreira Maia. -- São Paulo, 2022.
Tese(doutorado)--Faculdade de Medicina da
Universidade de São Paulo.
Programa de Psiquiatria.
Orientador: Wang Yuan Pang.

Descritores: 1.Adolescente 2.Escola 3.Depressão
4.Inventário de Depressão de Beck-II 5.Análise
fatorial 6.Modelo bifatorial 7.Invariância de medida

USP/FM/DBD-363/22

Responsável: Erinalva da Conceição Batista, CRB-8 6755

As minhas amadas e eternas Zara e Vitória

Agradecimentos

Aos adolescentes e seus pais e cuidadores, por me ajudarem a lapidar diariamente minha prática clínica, base de todo saber científico.

À Elisa Fukushima e Isabel Ataíde, pelo cuidado em todo esse período da pós-graduação.

À Aline Damasceno, pelo suporte e habilidade no ensino da estatística.

Aos meus pais, pelo amor e apoio incondicional.

Ao Luiz Arthur Oliveira Alves, pelos cuidados e paciência em permanecer ao meu lado por longas horas de estudo.

Aos queridos amigos, pelo apoio, incentivo e acolhimento constantes.

Agradecimento especial

Ao meu orientador, Prof. Dr. Wang Yuan Pang, por me orientar desde o meu mestrado de forma paciente, dedicada e sensível, foi muito além de impecável.

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001

Normalização adotada

Esta tese está de acordo com as seguintes normas, em vigor no momento desta publicação:

Referências: adaptado de International Committee of Medical Journals Editors (Vancouver).

Universidade de São Paulo. Faculdade de Medicina. Divisão de Biblioteca e Documentação. Guia de apresentação de dissertações, teses e monografias. Elaborado por Anneliese Carneiro da Cunha, Maria Julia de A. L. Freddi, Maria F. Crestana, Marinalva de Souza Aragão, Suely Campos Cardoso, Valéria Vilhena. 3a ed. São Paulo: Divisão de Biblioteca e Documentação; 2011.

Abreviaturas dos títulos dos periódicos de acordo com *List of Journals Indexed in Index Medicus*.

A ortografia da Língua Portuguesa adotada está conforme o Acordo Ortográfico da Língua Portuguesa, assinado em Lisboa, em 16 de dezembro de 1990, por Portugal, Brasil, Angola, São Tomé e Príncipe, Cabo Verde, Guiné-Bissau, Moçambique e, posteriormente, por Timor Leste. Decreto Legislativo Brasileiro no 54, aprovado em 18 de abril de 1995 e em vigor desde 1 de janeiro de 2009.

SUMÁRIO

Lista de abreviaturas, símbolos e siglas

Lista de tabelas

Resumo

Abstract

1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	4
2.1. SINTOMAS DEPRESSIVOS EM ADOLESCENTES BRASILEIROS	4
2.2. ESTRUTURA FATORIAL DO BDI-II	9
3. OBJETIVOS	13
3.1 OBJETIVO GERAL.....	13
3.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	13
3.2.1. <i>Objetivo 1</i>	13
3.2.2. <i>Objetivo 2</i>	13
4. HIPÓTESES.....	14
4.1. HIPÓTESE GERAL.....	14
4.2. HIPÓTESES ESPECÍFICAS	14
4.2.1. <i>Hipótese 1</i>	14
4.2.2. <i>Hipótese 2</i>	14
5. MÉTODOS.....	15
5.1. DESENHO.....	15
5.2. PARTICIPANTES E AMOSTRAGEM	15
5.3. INSTRUMENTO.....	16
5.3.1. <i>Inventário de Depressão de Beck-II (BDI-II)</i>	16
5.4. PROCEDIMENTOS.....	17
5.5. VARIÁVEIS INDIVIDUAIS.....	18
5.6. ANÁLISES DE DADOS	18
5.7. ÉTICA DO ESTUDO	27
6. RESULTADOS	28

6.1. RESULTADO DAS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	28
6.2. RESULTADOS DA ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA	31
6.3. RESULTADOS DA ANÁLISE FATORIAL CONFIRMATÓRIA	32
6.4. RESULTADOS DA ANÁLISE DE INVARIÂNCIA DE MEDIÇÃO ENTRE OS GÊNEROS	37
7. DISCUSSÃO	39
8. LIMITAÇÕES E PESQUISAS FUTURAS	43
9. CONCLUSÕES.....	45
REFERÊNCIAS.....	46
ANEXOS.....	56
ANEXO A – CARTA DE APRESENTAÇÃO DA PESQUISA PARA DIRETORIA DAS ESCOLAS	56
ANEXO B – CARTA DE APRESENTAÇÃO DA PESQUISA PARA PAIS OU RESPONSÁVEIS E TERMO DE CONSENTIMENTO INFORMADO.....	59
ANEXO C – INVENTÁRIO DE DEPRESSÃO DE BECK-II (BDI-II).....	62
ANEXO D – CARTA DE APROVAÇÃO PELA CAPPESQ	64
APÊNDICES	65
APÊNDICE A – CARACTERÍSTICAS DOS ADOLESCENTES POR GÊNERO	65
APÊNDICE B – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO BDI-II POR GÊNERO PARA AS SUBAMOSTRAS	66
APÊNDICE C - PRODUÇÃO CIENTÍFICA	68

LISTA DE ABREVIATURAS, SÍMBOLOS E SIGLAS

AFC	Análise fatorial confirmatória
AFE	Análise fatorial exploratória
BDI	Inventário de Depressão de Beck
BDI-IA	Inventário de Depressão de Beck, versão revisada
BDI-II	Inventário de Depressão de Beck-II, segunda edição
CAPPesq	Comissão de Avaliação de Projetos de Pesquisa
CDI	Inventário de Depressão Infantil
CES-D	Escala de Depressão do Centro de Estudos Epidemiológicos
<i>CFI</i>	Índice de ajuste comparativo
CID	Classificação Internacional de Doenças
CRS	Escala de Classificação da Depressão de Carroll
DAWBA	Avaliação do Desenvolvimento e Bem-estar para Crianças e Adolescentes
DSM	Manual Diagnóstico e Estatístico dos Transtornos Mentais
<i>ECV</i>	Variação Comum Explicada
FMUSP	Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo
<i>I-ECV</i>	Variação Comum do Item Explicada
K-SADS-PL	Escala de Transtornos de Humor e Esquizofrenia para Crianças em idade escolar/ versão atual e ao longo da vida
KMO	Kaiser-Meyer-Olkin
M Média	Média
MADRS	Escala de Depressão Montgomery-Asberg
MINI	Minientrevista neuropsiquiátrica internacional

PHQ-9	Questionário sobre a Saúde do Paciente
PPS	Probabilidade proporcional ao tamanho
<i>PUC</i>	Porcentagem de Correlações Não Contaminadas
<i>RMSEA</i>	Erro quadrático médio de aproximação
S-B χ^2	Teste χ^2 com a correção sugerida por Satorra e Bentler
SCID-I	Entrevista Clínica Estruturada para o DSM-IV Transtornos do Eixo I
SDQ	Questionário de Capacidades e Dificuldades
SRQ-20	Questionário de autoavaliação
TDM	Transtorno depressivo maior
<i>TLI</i>	Índice de <i>Tucker</i>
UPA	Unidade primária de amostragem
α	Alfa de <i>Cronbach</i>
χ^2	teste do qui-quadrado
ω	Coeficiente ômega
ω_H	Coeficiente ômega-hierárquico
ω_{H-S}	Coeficiente ômega-hierárquico-subescala

LISTA DE TABELAS

TABELA 1. SINTOMAS DEPRESSIVOS EM CRIANÇAS E ADOLESCENTES	6
TABELA 2. CARACTERÍSTICAS DOS ADOLESCENTES	20
TABELA 3. MATRIZ DE CORRELAÇÃO POLICÓRICA DOS ITENS DO BDI-II PARA A SUBAMOSTRA AFE	22
TABELA 4. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO BDI-II	29
TABELA 5. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO BDI-II POR GÊNERO PARA A AMOSTRA TOTAL	30
TABELA 6. CARGAS FATORIAIS, AUTOVALORES, CORRELAÇÃO ENTRE FATORES, PROPORÇÃO DE VARIÂNCIA EXPLICADA E COMUNALIDADE (H ²) PARA A ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA COM ROTAÇÃO PROMAX	32
TABELA 7. CARGAS FATORIAIS, COEFICIENTES DE CONFIABILIDADE E ÍNDICES DE AJUSTE DOS MODELOS DA ANÁLISE FATORIAL CONFIRMATÓRIA DO BDI-II.....	35
TABELA 8. INVARIÂNCIA DE MEDIÇÃO ENTRE OS GÊNEROS	38

RESUMO

Maia APF. *Sintomas depressivos em escolares na cidade de São Paulo: um estudo de análise fatorial* [Tese]. São Paulo: Faculdade de Medicina, Universidade de São Paulo; 2022.

A depressão é uma das principais causas de carga de doença entre os adolescentes. A identificação de sintomas depressivos, neste período de importantes transições de vida, constitui o primeiro passo para uma intervenção precoce, com potencial para mitigar resultados adversos no futuro. O Inventário de Depressão de Beck-II (BDI-II) é uma ferramenta amplamente utilizada para detectar e classificar a gravidade dos sintomas depressivos, com evidências de confiabilidade e validade entre diversas culturas. Em relação à validade fatorial do BDI-II em adolescentes, a solução de dois fatores (dimensões “cognitiva” e “somático-afetiva”) tem se mostrado a mais aceita. Recentemente, modelos bifatoriais são propostos como uma alternativa plausível em construtos psicológicos como a depressão. Os dados relacionados à invariância de mensuração do BDI-II entre os gêneros são limitados. Os objetivos deste trabalho foram (1) examinar a validade fatorial, e (2) avaliar a invariância das medidas do BDI-II entre os gêneros em adolescentes brasileiros. Trata-se de um estudo transversal com escolares, realizado na cidade de São Paulo, utilizando um desenho de amostragem multiestratificada e por conglomerado. Foram incluídos 1184 escolares, de 13 a 18 anos, composta por 59,1% de meninas e 72% provenientes de escolas públicas. As autoaplicações do BDI-II ocorreram em sala de aula, conduzidas por psicólogos. A validação cruzada do BDI-II foi realizada por meio de análise fatorial exploratória e confirmatória (AFE e AFC, respectivamente). Modelos bifatoriais foram estimados a partir de soluções da literatura. A invariância da medida foi avaliada usando AFC para múltiplos grupos (AFC-MG). O resultado da AFE revelou um modelo oblíquo de dois fatores (dimensões "afetivo-cognitiva" e "somática"). Quatro modelos concorrentes da literatura (três modelos simples e um bifatorial), o modelo AFE e seu modelo bifatorial correspondente foram ajustados e examinados. Todos os quatro modelos simples revelaram ajustes adequados ($CFI \geq 0,95$, $TLI \geq 0,95$ e $RMSEA \leq 0,06$), fatores bem definidos e alta confiabilidade do conjunto de fatores. A qualidade de ajuste dos dois modelos bifatoriais foi ligeiramente superior quando comparada aos modelos simples. Análises estatísticas adicionais, como variância comum explicada, estimativa de ômega hierárquico, e percentual de correlações não contaminadas pela multidimensionalidade, indicaram um fator geral robusto com baixa confiabilidade da variância nas pontuações totais atribuída a multidimensionalidade causada pelos fatores específicos, em ambos os modelos bifatoriais. Portanto, os resultados evidenciaram a estrutura do BDI-II como, essencialmente, unidimensional. A invariância de

medida foi estabelecida em nível de invariância configural, métrica e escalar. As conclusões do presente trabalho sobre a estrutura fatorial do BDI-II em escolares foram: (1) o modelo de um único fator se mostrou como a melhor representação do construto subjacente do BDI-II; (2) os índices bifatoriais revelaram um fator geral robusto e indicaram um valor limitado no uso das dimensões de depressão do BDI-II, tanto na pesquisa como na prática clínica; (3) a estrutura fatorial do BDI-II foi semelhante entre meninas e meninos adolescentes. Futuros estudo devem contemplar a diversidade etnocultural, examinar o efeito da puberdade e as dimensões de gênero.

Descritores: adolescente, escola, depressão, Inventário de Depressão de Beck-II, análise fatorial, modelo bifatorial, invariância de medida.

ABSTRACT

Maia APF. *Depressive symptoms in scholars in the São Paulo city: a factor analysis*. [Tesis]. São Paulo: Faculdade de Medicina, Universidade de São Paulo; 2022.

Depression is one of the leading causes of disease burden among adolescents. The identification of depressive symptoms at this life stage constitutes the first step toward an early intervention with the potential to mitigate adverse outcomes later in life. The Beck Depression Inventory-II (BDI-II) is a widely used tool to detect and rate the severity of depressive symptoms, with evidence of reliability and validity across cultures. Regarding the factor validity of the BDI-II in adolescents, the two-factor solution (“cognitive” and “somatic-affective” dimensions) has been shown to be the most representative. Recently, bifactor models have been proposed as a plausible alternative in psychological constructs such as depression. Data related to measurement invariance across gender is limited. This study aimed: (1) to examine the factor validity, and (2) to evaluate gender-related measurement invariance of the BDI-II in Brazilian adolescents. This was a cross-sectional school-based study, conducted in the city of São Paulo, using a multistage stratified cluster-randomized sampling design. A total of 1,184 scholars, aged 13-18 years, 59.1 % girls, and 72% from public schools were included. Self-report of the BDI-II took place in the classroom, conducted by psychologists. Cross-validation of the BDI-II was performed through exploratory and confirmatory factor analysis (EFA and CFA, respectively). Two bifactor models were estimated from solutions in the literature. Measurement invariance was evaluated using multigroup-CFA (MG-CFA). EFA suggested an oblique two-factor model (“affective-cognitive” and “somatic” dimensions). Four competing models from the literature (three simple models and one bifactor model), the EFA model and its corresponding bifactor model were fitted and examined. All four simple models revealed adequate and similar fitness ($CFI \geq 0,95$, $TLI \geq 0,95$ e $RMSEA \leq 0,06$), well-defined factors, and good reliability. The goodness-of-fit of the two bifactor models was slightly superior when compared to simple models. Additional statistical analyses, such as common explained variance, hierarchical omega estimate, and percentage of correlations uncontaminated by multidimensionality, indicated a robust general factor with low reliable variance in total scores attributed to multidimensionality caused by the group factors in both bifactor models. Therefore, results supported an essentially unidimensional structure of the BDI-II. Measurement invariance was established at the level of configural, metric and scalar invariance. The conclusions of the present study on the factor structure of the BDI-II in school-age adolescents were: (1) the single-factor model proved to be the best representation of the

underlying construct of the BDI-II; (2) the bifactor indices revealed a robust general factor and the use of the depression subgroups of the BDI-II appears therefore of limited value in research and in clinical practice; (3) the factor structure of the BDI-II was similar between female and male adolescents. Future studies should contemplate ethnocultural diversity, examine the effect of puberty and gender dimensions.

Keywords: adolescent, school, depression, Beck Depression Inventory-II, factor analysis, bifactor model, measurement invariance

1. INTRODUÇÃO

A depressão é uma das principais causas de carga de doenças entre adolescentes em todo o mundo (GBD 2019 Mental Disorders Collaborators, 2022; Herrman et al., 2022). A prevalência de depressão aumenta substancialmente a partir dos 14 anos de idade (Avenevoli e cols., 2015; Hankin e cols., 2015; Kessler e cols., 2005), de 1,58% (95%UI, 1,42-1,7), entre 10 e 14 anos, para 3,98% (95%UI, 3,61-4,22), entre 15 e 19 anos (GBD 2019 Mental Disorders Collaborators, 2022), sobretudo em meninas (Angold e Costello, 2006; Hankin et al., 2015).

O diagnóstico de transtorno depressivo maior (TDM) é caracterizado por um humor deprimido presente quase todos os dias durante a maior parte do dia, por pelo menos 2 semanas, ou perda de interesse ou prazer em todas ou quase todas as atividades (conhecida como anedonia), acrescido de uma variedade de outros sintomas somáticos e cognitivos (DSM-5; CID-11). Especificamente, para o diagnóstico em crianças e adolescentes, o “humor deprimido” pode se manifestar como “irritabilidade” (DSM-5; CID-11) e, a “capacidade reduzida de concentrar ou manter a atenção” pode se observada como “declínio no desempenho acadêmico ou incapacidade de concluir tarefas escolares” (CID-11). Os sintomas precisam interferir no funcionamento da vida diária e representar uma mudança de como a pessoa funcionava antes do início dos sintomas (DSM-5; CID-11). Apesar dos critérios diagnósticos serem norteadores na investigação sintomatológica, a apresentação clínica da depressão é heterogênea e única para cada pessoa. Podemos observar em crianças e adolescentes uma variedade de combinações entre as dimensões afetiva, cognitiva e somática; diferentes níveis de gravidade clínica (leve, moderada ou grave); idades diversas de incidência do primeiro episódio; inúmeras comorbidades psiquiátricas e físicas potencialmente associadas; diferentes trajetórias longitudinais da doença, dentre outros (Thapar et al., 2022; Herrman et al., 2022). Estudos descritivos relatam irritabilidade, desesperança, alterações de sono e apetite, culpa, sensação de mal-estar e fadiga como sintomas comuns em adolescentes deprimidos (Manfro et al., 2021).

Os sintomas precoces de depressão têm sido vinculados a um risco de prejuízos no desenvolvimento cognitivo, emocional e social ao longo da vida (Aalto-Setälä et al., 2002; Clayborne et al., 2019; Kessler et al., 2005; Lewinsohn et al., 1994). A vivência de sintomas depressivos na adolescência, tanto em sua forma completa, constituindo um TDM, de acordo com o Manual Diagnóstico e Estatístico dos Transtornos Mentais (DSM) e a Classificação Internacional de Doenças (CID), como em sua forma denominada subsindrômica ou subclínica (Balázs et al., 2013), tem sido associada a baixo desempenho acadêmico, dificuldades no relacionamento com colegas e familiares, comportamento sexual de risco, abuso de substâncias,

automutilação e, tentativa e suicídio consumado (Costello et al., 2016; Groenman et al., 2017; Pozuelo et al., 2022; Zelazny et al., 2021). Além disso, a presença de sintomas depressivos subclínicos parece ser, por si só, um fator de risco para o desenvolvimento posterior de um TDM (Balázs et al., 2013).

Apesar da enorme carga da depressão, os resultados de vários estudos indicam seu subreconhecimento, baixa procura por ajuda e subtratamento entre os adolescentes (Merikangas et al., 2013; Morris et al., 2011; Reavley et al., 2010). Portanto, a identificação precoce de sintomas depressivos, neste período de importantes transições de vida, constitui um dos primeiros passos na cadeia de cuidados, com potencial para mitigar resultados adversos no futuro (Merikangas et al., 2010; Polanczyk et al., 2015; Whiteford et al., 2013). Em termos de estratégias de saúde, o reconhecimento precoce dos sintomas poderia alavancar o encaminhamento dos adolescentes em risco para programas de prevenção e intervenção (Nardi et al., 2013; Morris et al., 2011; Thapar et al., 2022). Para isso, o uso de instrumentos de detecção de sintomas depressivos de fácil aplicação, com adequada confiabilidade e validade pode ser de extrema importância.

O Inventário de Depressão de Beck (BDI) (Beck et al., 1961) é um instrumento amplamente utilizado para avaliar a depressão (McDowell, 2006; Myers e Winters, 2002). Foi desenvolvido com itens obtidos a partir de sintomas clínicos, mas também é usado para adultos e adolescentes não clínicos com idade ≥ 13 anos (Steer et al., 1998). Além de avaliar uma série de sintomas depressivos, o BDI também avalia a gravidade do estado depressivo. A versão atual do BDI, segunda edição (BDI-II) (Beck et al., 1996), explora as manifestações psicológicas e somáticas de episódio depressivo maior, conforme operacionalizado no DSM-IV (*American Psychiatric Association*, 1994). O BDI-II foi traduzido para diversos idiomas, com evidências de confiabilidade e validade entre as culturas (Byrne et al., 2004), sendo um dos instrumentos mais utilizados para avaliar a sintomatologia depressiva em adolescentes (Stockings et al., 2015).

Estudos sobre a validade fatorial do BDI-II são fundamentais para caracterizar as manifestações psicopatológicas de sintomas depressivos em adolescentes, em termos de dimensionalidade e correlatos. Além disso, a diferença da apresentação da depressão entre grupos (por exemplo, gênero e etnia) é repetidamente relatada e, a invariância de sua estrutura fatorial é essencial para comparações de grupos.

Pesquisas relacionadas as propriedades psicométricas do BDI-II têm sido desenvolvidas, porém, ainda com um número limitado em adolescentes. Além disso, embora o BDI-II apresente propriedades psicométricas adequadas quando aplicado nesta faixa etária,

muitos estudos apresentam limitações metodológicas, como tamanho pequeno e não representatividade da amostra (Stockings et al., 2015). Em relação aos dados brasileiros, até o momento, há um único estudo utilizando o BDI, versão IA, (Gorenstein et al., 2005) e nenhum utilizando o BDI-II.

Por fim, temos um terço da população mundial composta por crianças e adolescentes. Apesar de quase 90% morar em países de média e baixa renda (*middle e low-incomes*) (prioritariamente em zonas urbanas), a maioria das pesquisas na saúde mental, inclusive sobre depressão, ainda são com adolescentes provenientes de países de alta renda (*high-incomes*) (Polanczyk et al., 2015; Whiteford et al., 2013; Merikangas et al., 2010; Thapar et al., 2022). Desse modo, algumas reflexões emergem: em qual medida o conhecimento disponível atual reflete a vivência real de adolescentes deprimidos em diversas partes do mundo?; mesmo se extinguissemos a depressão em crianças e adolescentes em países de alta renda, ainda teríamos 90% delas potencialmente em risco, com sintomas ou com o diagnóstico de depressão para cuidarmos; o investimento em pesquisas realizadas em cidades consideradas “cidades globais” (*global cities*) em países de média e baixa renda poderia enriquecer o entendimento da depressão em adolescentes sob diferentes culturas e contextos, assim, como, ampliar as estratégias locais e globais de cuidados em saúde mental para essa população.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Sintomas depressivos em adolescentes brasileiros

Em uma busca realizada nas bases de dados do Medline, Embase, Scopus, Lilacs e SciELO (acesso em 22 de agosto de 2022), com os argumentos chave (MeSH) – *Depression AND Epidemiology AND Brazil AND Child OR Adolescent*. Não houve limitação de tempo nem restrição de língua de publicação. Os critérios de elegibilidade foram: idade ≤ 19 anos; ambos os sexos; amostra probabilística; utilização de instrumentos padronizados; dados de prevalência e/ ou incidência de sintomas depressivos ou transtornos depressivos (de acordo com DSM ou CID).

Foram encontrados 970 artigos originais. Após retirada de duplicados, avaliação de resumos e leitura completa dos artigos elegíveis, 17 artigos foram incluídos nessa revisão inicial. Os dados obtidos estão sumarizados na Tabela 1.

Os artigos incluídos foram publicados entre 1996 e 2020, abrangendo as regiões brasileiras. Praticamente, metade dos estudos foi realizado com escolares utilizando o Censo Escolar de cada local, e a outra metade com coortes de nascimento. O tamanho amostral variou entre 503 e 4,452 participantes, com faixa etária entre 6 e 19 anos de idade. Os instrumentos utilizados foram a CES-D, o SRQ-20, o CDI, o BDI-IA, o PHQ-9, o MINI, o CBCL, o K-SADS-PL e a DAWBA. A frequência de sintomas depressivos variou entre 2,1% (IC%95 1,4;3,1) e 39,4% (IC%95 36,4;42,5). Em ambos os limites desta variação, a amostra foi de escolares entre 11 e 17 anos de idade, autoavaliados com CDI, e provenientes da região Sul do país. A frequência de transtornos depressivos variou de: 0,5% (IC%95 0,3-1,0) em uma amostra escolar entre 06 e 16 anos de idade, entrevistados com K-SADS-PL, provenientes de 4 regiões diferentes do país, a 16,9% (IC%95 14,43;19,82) em outra amostra escolares entre 10 e 19 anos, entrevistados com PHQ-9, provenientes da região Sul do país. Tendo-se em mente que é esperado frequências menores nos estudos que utilizaram escalas com poder diagnóstico do que as observadas nos estudos que utilizaram instrumentos de rastreamento de sintomas depressivos, a idade dos respondentes (crianças ou adolescentes) e o ponto de corte adotado nas escalas podem estar implicados na variação das frequências.

No geral, em termos de variação da presença de sintomas depressivos e de transtornos depressivos por região brasileira, observamos a seguinte distribuição: (1) Sintomas depressivos: 13 a 24% no Norte e Nordeste; 4 a 10% no Sudeste; e, 2 a 39% no Sul; (2) Transtornos depressivos: 1-10% no Sudeste; e, 4 a 10% no Sul.

Por fim, somente um estudo utilizou o BDI, na versão BDI-IA (versão revisada do BDI anterior ao BDI-II), e, apesar do estudo de Coelho et al., (2013) incluir adolescentes da região

metropolitana de São Paulo, nenhum artigo estudou especificamente uma amostra de adolescentes da cidade de São Paulo.

Tabela 1. Sintomas depressivos em crianças e adolescentes

Autor, ano	Local	Desenho, amostragem	Tamanho (% participação ou % <i>follow-up</i>)	Faixa etária (anos)	Sexo (% feminino)	Critério diagnóstico/ Instrumentos	Ano/ período de coleta dos dados	Intervalo de tempo	Frequência % [I.C.95%] de sintomas depressivos	Frequência % [I.C.95%] de transtornos depressivos
Anselmi et al., 2010	Pelotas, RS	Coorte de nascimento (1993), base populacional urbana	4452 (84,8)	11-12	50,3	SDQ DAWBA	1993 2005-2006*	4 semanas		1,6 [1,3;2,0]
Avanci et al., 2012	São Gonçalo, RJ	Transversal, amostra censitária escolar urbana e pública, múltiplos estágios por conglomerado (1ª onda do estudo longitudinal, 2005)	464 (65)	6-10	48	CBCL (T score >65 para subescala "Withdrawn/Depressed") KSADS-PL	2011	6 meses		10,3 [7,9;13,5]
Avanci, Assis e Oliveira, 2008	São Gonçalo, RJ	Transversal, amostra censitária escolar urbana e pública, múltiplos estágios por conglomerado	1923 (NR)	11-19	57,6	SRQ-20 (≥4 respostas positivas para sintomas depressivos)	2005	4 semanas	10,1 [8,8;11,6]	
Barbosa et al., 1996	Bananeiras, PB	Transversal, amostra censitária escolar urbana e rural, pública	807 (90)	7-17	59	CDI (ponto de corte 18)	1994-1995	2 semanas	21,1 [13,2;33,5]	
Coelho et al., 2013	3 regiões metropolitanas (São Paulo, Brasília e Porto Alegre)	Transversal, amostra censitária urbana e rural, múltiplos estágios por conglomerado	661 (NR)	14-17	49,3	CES-D (ponto de corte 16)	2005-2006	1 semana	28,9 [25,6;32,5]	
Fleitlich-Bilyk e Goodman, 2004	Taubaté, SP	Transversal, amostra censitária escolar urbana e rural, pública e privada, multiestratificada	1251 (83,0)	7-14	47	DAWBA	2000-2001	4 semanas		1,0 [0,6-1,8]

Lima et al., 2020	Capibaribe, PE	Transversal, amostra censitária escolar urbana e rural, pública (projeto SACODE)	1296 (87,9)	14-19	55,8	CES-D (ponto de corte 23)	2017	1 semana	24,1 [21,7;26,6]
Maison et al., 2018	Pelotas, RS	Coorte de nascimento (2004), base populacional urbana	3562 (84,2)	11	48,4	DAWBA	2004 2015*	4 semanas	0,8 [0,6;1,2] DSM 5 0,9 [0,6;1,3] CID-10
Munhoz, Santos e Matijasevich, 2015	Pelotas, RS	Transversal, amostra censitária urbana, múltiplos estágios por conglomerado	743 (94,5)	10-19	51,7	PHQ-9 (≥ 2 sintomas depressivos, sendo 1= humor depressivo ou anedonia)	2012	2 semanas	16,9 [14,4;19,8]
Murray et al., 2018	Pelotas, RS	Coorte de nascimento (1993), base populacional urbana	4106 (81,3)	18	50,9	MINI	1993 2004 2008 2011*	2 semanas	4,0 [3,5;4,7]
Paula et al., 2014	Caeté, Goianira, Itaitinga, Rio Preto da Eva (4 regiões brasileiras)	Transversal, amostra censitária escolar urbana e rural, pública, multiestratificada	1721 (86,0)	6-16	47,1	K-SADS-PL	2011	Ao longo da vida	0,5 [0,3;0,9]
Pereira et al., 2012	São Luís, MA Ribeirão Preto, SP	Duas coortes de nascimento (1997/1998; 1994), base populacional urbana	673 (72,7) 790 (68,7)	7-9 10-11	48,1 48,3	CDI (ponto de corte 20 e 17)	1997-1998 1994 2005-2006* 2004-2005*	2 semanas	13,7 [11,3;16,5] 3,9 [2,7;5,5] 21,9 [18,9;25,1] 5,8 [4,4;7,6]
Petresco et al., 2014	Pelotas, RS	Coorte de nascimento (2004), base populacional urbana	3585 (84,7)	6	48,7	DAWBA	2004 2010*	4 semanas	1,3 [0,9;1,7]

Salle et al., 2012	Porto Alegre, RS	Transversal, amostra censitária escolar urbana, pública e privada, múltiplos estágios por conglomerado	503 (100)	15-17	51,9	SRQ-20 BDI-IA CES-D CRS	NR	2 semanas	11,9 [9,4;15,0]
Slomp et al., 2019	Guarapuava, PR	Transversal, amostra censitária escolar urbana, pública e privada, por conglomerado	988 (97,3)	11-17	44,3	CDI (T score>59)	2014-2015	2 semanas	39,4 [36,4;42,4]
Souza et al., 2008	Pelotas, RS	Transversal, amostra censitária urbana, múltiplos estágios por conglomerado	1145 (80,5)	11-15	51,7	CDI (ponto de corte 18)	2005	2 semanas	2,1 [1,4;3,1]
Veras et al., 2016	Recife, PE	Transversal, amostra censitária escolar urbana e pública, múltiplos estágios por conglomerado	1379 (NR)	10-17	65,5	CDI (ponto de corte 18)	2014	2 semanas	15,4 [13,6;17,4]

Notas. SDQ = Questionário de Capacidades e Dificuldades (*Strengths and Difficulties Questionnaire*); DAWBA = Avaliação do Desenvolvimento e Bem-estar para Crianças e Adolescentes (*Development and Well-Being Assessment for Children and Adolescents*); SRQ-20 = Questionário de autoavaliação (*Self-Report Questionnaire*); CDI = Inventário de Depressão Infantil (*Children's Depression Inventory*); CES-D = Escala de Depressão do Centro de Estudos Epidemiológicos (*Center for Epidemiologic Studies Depression Scale*); BDI-IA = Inventário de Depressão de Beck, versão revisada (*Beck Depression Inventory, revised version*); PHQ-9 = Questionário sobre a Saúde do Paciente (*Patient Health Questionnaire-9*); K-SADS-PL = Escala de Transtornos de Humor e Esquizofrenia para Crianças em idade escolar/ versão atual e ao longo da vida (*Schedule for Affective Disorders and Schizophrenia for School-Age Children/Present-and-Life-time Version*); CRS for Depression = Escala de Classificação da Depressão de Carroll (*Carroll Rating Scale*); MINI= *Mini International Neuropsychiatric Interview*; IC = intervalo de confiança; NR = não relatado.

2.2. Estrutura fatorial do BDI-II

A validade fatorial reflete o grau com que os escores das variáveis de um instrumento representam a dimensionalidade do construto a ser medido, por exemplo o construto da depressão. Trata-se da representação conceitual das relações entre as variáveis (neste estudo, as variáveis são os itens do BDI-II). Se temos uma base conceitual para compreender as relações entre as variáveis, então as dimensões podem realmente ter significado para aquilo que elas coletivamente representam. As variáveis que se correlacionam fortemente são agrupadas em uma mesma dimensão. O objetivo principal da análise fatorial exploratória (AFE) é a busca por uma estrutura latente entre as variáveis, sem nenhum modelo pré-estabelecido. Já a análise fatorial confirmatória (AFC) permite avaliar se uma estrutura fatorial hipotética de um modelo previamente estabelecido se ajusta aos dados, além de ser capaz de verificar o grau de correspondência entre os dados obtidos e o modelo de medida proposto. A AFC é usada para fornecer um teste confirmatório de uma teoria de mensuração. A teoria de mensuração exige que um construto seja primeiramente definido, além de especificar como as variáveis medidas representam lógica e, sistematicamente, construtos envolvidos em um modelo teórico. Desse modo, na AFC o pesquisador usa a teoria de mensuração para especificar a priori o número de fatores, bem como quais variáveis carregam sobre tais fatores. Esta especificação é frequentemente referida como a maneira que os construtos conceituais em um modelo de mensuração são operacionalizados. Assim, a AFC não pode ser conduzida sem uma teoria de mensuração. Já na AFE, não é necessária tal teoria e nem a habilidade de se definir construtos antecipadamente. (Hair et al., 2009)

Vários modelos fatoriais foram propostos desde o lançamento do BDI-II. Embora modelos de um, dois e três fatores tenham sido descritos em diferentes amostras de adolescentes (Bennett et al., 1997; Byrne et al., 2004; Huang e Chen, 2015; Steer et al., 1998), sua estrutura fatorial permanece uma questão em debate. As razões para essa variabilidade se baseiam nos itens que compõem esses fatores, no tipo de amostra, no método de extração, na diversidade cultural, entre outros (Wang e Gorenstein, 2013).

Originalmente, Beck et al. (1996) propuseram uma estrutura de um modelo oblíquo de dois fatores em universitários canadenses, incluindo as dimensões “cognitivo-afetiva” e “somática”. Estudos subsequentes, utilizando AFE, em amostras clínicas e não clínicas de adolescentes também revelaram um modelo de dois fatores, mas os itens foram carregados de forma heterogênea. O primeiro fator foi nomeado como “cognitivo-afetivo”, “cognitivo” ou “cognitivo-somático”, e o segundo como “somático-não específico”, “somático” ou “somático-afetivo” (Basker et al., 2007; Keller et al., 2020; Osman et al., 2004; Osman et al., 2008; Uslu

et al., 2008; VanVoorhis et al., 2007). Alternativamente, Araya et al. (2013) apresentou um modelo com um único fator geral em adolescentes não clínicos. Soluções de três fatores também foram sugeridas em uma amostra clínica (Steer et al., 1998) e em amostras não clínicas (Byrne et al., 2004; Wu e Hang, 2014). Na amostra clínica, emergiu a terceira dimensão de “punição-culpa”, mas apenas três itens compuseram esse fator. Portanto, este modelo foi considerado como uma solução de dois fatores (Steer et al., 1998). Outras dimensões em amostras não clínicas foram “atitude negativa”, “dificuldades de desempenho” e “elementos somáticos” (Byrne et al., 2004; Wu e Hang, 2014). No entanto, as altas correlações entre os fatores sugeriram uma solução de dois fatores em uma estrutura hierárquica (*second-order*), com uma dimensão depressiva geral de ordem superior (Byrne et al., 2004). Além disso, uma invariância parcial significativa de alguns itens no terceiro fator foi relacionada às características da amostra (Wu e Hang, 2014). Uma meta-análise recente encontrou evidências para uma solução de dois fatores (dimensões “cognitiva” e “somático-afetiva”) em adolescentes e estudantes universitários ($N = 10\ 347$ distribuídos em 27 amostras) e sugeriu a existência de um fator geral de depressão (Huang e Chen, 2015).

Neste panorama de diversos modelos propostos na AFE, a análise fatorial confirmatória representa um poderoso método de teste de hipóteses para comparar a estrutura e a adequação de modelos plausíveis para o construto subjacente do BDI-II. Em geral, a estrutura de duas dimensões composta pelos fatores “cognitivo-afetivo” e “somático-vegetativo” tem sido replicada empiricamente em estudos com população de adultos (Wang e Gorenstein, 2013). Até o momento, existem poucos estudos de AFC em adolescentes. Em amostras clínicas, Osman et al. (2004) concluíram que nenhum dos modelos testados se ajustaram adequadamente aos dados, enquanto Keller et al. (2020) concluíram que as diferenças na qualidade do ajuste eram pequenas entre os modelos testados e todos eles eram plausíveis. Em amostras não clínicas, Osman et al. (2008) reportaram um ajuste satisfatório do modelo de dois fatores, enquanto Lee et al. (2017) encontraram um modelo de três fatores como sendo o de melhor ajuste. Devido à controvérsia sobre a estrutura fatorial do BDI-II e a maioria dos modelos de dois e três fatores terem fatores altamente correlacionados, mais recentemente, modelos bifatoriais têm sido propostos como um modelo alternativo em amostras de adultos e adolescentes (Keller et al., 2020; Osman et al., 2008; Ward et al., 2006).

No modelo bifatorial, cada item é carregado em um fator geral e, também pode ser carregado em um dos dois ou mais fatores ortogonais específicos. Esse modelo postula que o fator geral e os fatores específicos têm influência direta sobre os itens observados. Enquanto o fator geral explica a covariância de todos os itens da escala, os fatores específicos explicam a

variância comum adicional entre os itens agrupados, capturando a variação residual devido às dimensões secundárias. O modelo bifatorial pode ser uma representação estrutural latente útil e uma ferramenta psicométrica valiosa para aprimorar a interpretação dos escores produzidos por um modelo multidimensional. Assim, alguns autores o consideram uma representação mais realística de constructos psicológicos complexos, como a depressão (Canivez, 2016; Selbom e Tellegen, 2019; Reise et al., 2012; Rodriguez et al., 2016a).

Ward (2006) foi o primeiro pesquisador que examinou o BDI-II usando a abordagem de AFC bifatorial para avaliar seis banco de dados de cinco estudos na literatura (três amostras de adultos clínicos e duas de universitários). Os resultados indicaram que o modelo bifatorial com um fator de depressão geral e dois fatores específicos (dimensões “cognitiva” e “somática”) se ajustou tão bem ou melhor do que os modelos de dois fatores. Esse modelo bifatorial também foi replicado entre os modelos de ajuste em outras amostras de adultos e universitários (Al-Turkait e Ohaeri, 2010; Brouwer et al., 2013; Quilty et al., 2010; Vanheule et al., 2008). Em relação à população adolescente, as pesquisas sobre AFC bifatorial na literatura são escassas. Os estudos disponíveis com amostras de adolescentes clínicos (Keller et al, 2020) e não clínicos (Osman et al., 2008) relataram resultados semelhantes aos de adultos e estudantes universitários. No entanto, quando os índices de ajuste foram avaliados conjuntamente com estimativas de parâmetros, como cargas fatoriais e confiabilidade dos fatores gerais e específicos, os autores concluíram que o BDI-II mediu um construto latente unidimensional. Isso não invalida, necessariamente, a utilidade dos fatores específicos de depressão para decisões de tratamento (Huang e Chen, 2015). Sob essa perspectiva, os resultados reportados sugerem que uma avaliação precisa do BDI-II a partir da análise fatorial, incluindo uma modelagem bifatorial, poderia aumentar a compreensão dimensional dos sintomas depressivos, bem como evitar eventuais equívocos.

Outra questão fundamental relacionada a estrutura fatorial do BDI-II é estabelecer se ela é invariável em diferentes grupos (Chen e Rensvold, 2002). Tendo-se em mente que vários estudos apontam escores médios do BDI-II maiores em adolescentes do gênero feminino do que masculino (Araya et al., 2013; Wu e Huang, 2014; Osman et al., 2004; Keller et al., 2020), a investigação da invariância de medição do BDI-II pode ajudar a separar as variações reais de gênero de um artefato/ viés baseado em diferenças psicométricas na resposta ao item (Meredith, 1993). Invariância significa variação nula entre os grupos, e habitualmente, pode ser estabelecida no âmbito de invariância configural, métrica e escalar. Até agora, existem poucos estudos explorando a invariância de medida do BDI-II relacionada ao gênero em amostras de adolescentes (Whisman et al., 2013). Em um estudo com adolescentes não clínicos (Wu e

Huang, 2014), adotando um modelo de três fatores como modelo base, a invariância escalar parcial foi estabelecida quando, sete interceptos não invariantes foram identificados. Porém, os autores alertaram que os resultados podem ter sido enviesados por questões culturais. Da mesma forma, a invariância escalar parcial também foi observada por Keller et al. (2020) em uma amostra clínica com um modelo bifatorial, mas os autores assumiram que as diferenças eram insignificantes. Assim, faz-se necessária uma investigação mais aprofundada da invariância de medida do BDI-II entre os gêneros.

3. OBJETIVOS

3.1 Objetivo geral

Investigar as propriedades psicométricas do BDI-II numa amostra representativa da população de adolescentes escolares da cidade de São Paulo.

3.2 Objetivos específicos

3.2.1. Objetivo 1

Examinar a validade fatorial do BDI-II por meio de análise fatorial exploratória e confirmatória.

3.2.2. Objetivo 2

Avaliar a invariância das medidas do BDI-II entre os gêneros (feminino e masculino).

4. HIPÓTESES

4.1. Hipótese geral

O BDI-II é um instrumento confiável para avaliar sintomas depressivos em adolescentes.

Os sintomas depressivos em adolescentes se apresentam em uma estrutura dimensional estável.

4.2. Hipóteses específicas

4.2.1. Hipótese 1

A melhor representação do construto subjacente do BDI-II será um modelo oblíquo de dois fatores ou um bifatorial. A modelagem bifatorial revelará um fator geral robusto.

4.2.2. Hipótese 2

A invariância de medição do BDI-II entre os gêneros será estabelecida no âmbito de invariância configural, métrica e escalar.

5. MÉTODOS

5.1. Desenho

Estudo transversal de adolescentes escolares da cidade de São Paulo.

5.2. Participantes e amostragem

Os participantes do presente estudo foi uma subamostra de adolescentes escolares, entre 13 e 18 anos de idade, residentes na cidade de São Paulo, e provenientes de um estudo transversal maior (Gorenstein et al., 2011). O estudo transversal maior foi um projeto de tradução brasileira para o português do BDI-II, coordenado pelos pesquisadores Clarice Gorenstein, Yuan-Pang Wang e Irani Iracema de Lima Argimon (Gorenstein et al., 2011). Este projeto totalizou 8265 indivíduos, entre 10 e 80 anos de idade, recrutados por técnica de amostragem multiestratificada e por conglomerados, oriundos de diversas fontes da comunidade: estudantes do ensino fundamental e médio, universitários, população adulta e idosa da comunidade da região metropolitana de São Paulo; e, da população psiquiátrica clínica e não clínica da cidade de Porto Alegre (Gorenstein et al., 2011).

A cidade de São Paulo é a quarta maior cidade do mundo, a mais populosa do Brasil, e considerada uma “cidade global” (*global city*). A cidade está dividida em cinco regiões geográficas (leste, oeste, norte, sul e centro). Na época da coleta dos dados, entre março de 2008 e junho de 2008, sua população estimada era de aproximadamente 12 milhões de habitantes, com 1,5 milhão de habitantes na faixa etária entre 10 e 19 anos de idade, sendo 1 milhão entre 13 e 18 anos de idade. As estimativas eram de que 98% dos adolescentes residiam em áreas urbanas e 96% estavam matriculados em escolas (INEP, 2008).

Na primeira etapa da amostragem, todas as escolas de ensino fundamental e médio listadas no Censo Escolar de 2007 da cidade de São Paulo foram elegíveis (INEP, 2008). As escolas foram selecionadas aleatoriamente dessa lista de instituições com probabilidade proporcional ao tamanho (PPS), na qual a medida de tamanho foi o número de alunos matriculados em cada escola. Na sequência, houve a estratificação por tipo de financiamento institucional (público ou privado) e localidade nas cinco regiões geográficas. Para viabilizar o trabalho de campo, foram excluídas as instituições rurais ($n = 8$), totalizando 3026 escolas urbanas. No total, foram selecionadas 57 escolas (44 públicas e 13 privadas), cada uma considerada uma unidade primária de amostragem (UPA). Dessas, 46 (80,7%) escolas aceitaram participar após convite institucional (Anexo A).

Na segunda etapa, foram selecionadas duas turmas por escola e todos os adolescentes dessas turmas foram convidados a participar do estudo, totalizando 92 turmas e 1880 escolares

de 10 a 18 anos. Antes da participação do adolescente no estudo, uma carta extensa explicando os objetivos do estudo foi entregue aos pais ou responsáveis (Anexo B). Os adolescentes que devolveram o consentimento informado assinado foram elegíveis para participar ($N = 1765$; 93,9% do total). Deste total participativo, 1184 eram adolescentes de 13 a 18 anos, os quais foram incluídos no presente estudo.

5.3. Instrumento

5.3.1. Inventário de Depressão de Beck-II (BDI-II)

O Inventário de Depressão de Beck - Segunda Edição (BDI-II) é um instrumento de autoaplicação composto por 21 itens, cujo objetivo é medir a presença e a gravidade de sintomas depressivos em adultos e adolescentes a partir dos 13 anos de idade, em contexto clínico e não clínico (Gorenstein et al., 2011).

O instrumento original (BDI) foi desenvolvido em 1961 por Aaron T. Beck e colaboradores (Beck et al., 1961), para avaliar a sintomatologia depressiva, apoiado no paradigma teórico de que as cognições depressivas seriam as alterações psicopatológicas mais importantes para mensurar o quadro clínico de depressão (Beck et al., 1982).

A versão revisada (BDI-II), publicada em 1996 (Beck et al., 1996), atualizou a escala de modo a refletir os critérios sintomáticos para diagnosticar um episódio depressivo maior descritos no DSM-IV (*American Psychiatric Association*, 1994). Nesta versão do BDI, o respondente deve pontuar a presença de sintomas depressivos nos últimos 15 dias – humor depressivo e/ou perda de prazer ou capacidade hedônica – juntamente com sintomas acessórios, tais como sintomas vegetativo-comportamentais, cognições depressivas e suicidas.

Na versão II, quatro itens da versão anterior – perda de peso, mudança da autoimagem corporal, preocupações somáticas e dificuldade de trabalhar – foram substituídos por outros que avaliam sintomas associados com graus mais intensos de depressão (agitação, desvalorização, dificuldade de concentração e falta de energia). Além disso, no BDI-II os itens correspondentes às alterações de apetite e no padrão de sono passaram a permitir não só a avaliação de diminuição como também a de aumento desses sintomas.

Apesar da adequação do BDI-II aos critérios diagnósticos do DSM-IV, este instrumento não deve ser utilizado como uma medida diagnóstica por não envolver avaliação clínica. Todavia, ele pode ser um primeiro passo para detectar indivíduos que necessitem de encaminhamento para uma avaliação clínica diagnóstica, assim como, ser útil para medir os impactos e a evolução de tratamento estabelecidos.

Os 21 itens que compõe o BDI-II são: (1) Tristeza, (2) Pessimismo, (3) Fracasso passado, (4) Perda de prazer, (5) Sentimentos de culpa, (6) Sentimentos de punição, (7) Autoestima, (8) Autocrítica, (9) Pensamentos ou desejos suicidas, (10) Choro, (11) Agitação, (12) Perda de interesse, (13) Indecisão, (14) Desvalorização, (15) Falta de energia, (16) Alterações no padrão de sono (insônia e hipersonia), (17) Irritabilidade, (18) Alterações de apetite (hiperfagia e hiporexia), (19) Dificuldade de concentração, (20) Cansaço ou fadiga e (21) Perda de interesse por sexo. Cada questão do BDI-II possui pontuações crescentes de 0 a 3, dispostas em uma escala ordinal, com pontuação máxima total de 63. Quanto maior as pontuações totais do BDI-II, mais grave os sintomas depressivos (Beck et al., 1996). Um exemplo, o item 10 do BDI-II se refere ao Choro, com as seguintes pontuações: 0 – Não choro mais do que o habitual; 1 – Choro mais agora do que costumava; 2 – Agora choro o tempo todo; 3 – Costumava ser capaz de chorar, mas agora não consigo, mesmo que eu queira.

A aplicação do BDI-II é fácil, dispense em torno de 10 a 15 minutos e apresenta boa aceitação pelos respondentes, qualificando-o como uma ferramenta útil para os profissionais de saúde mental do mundo todo, visto que a versão revisada BDI-II apresenta traduções e adaptações para múltiplas línguas anglo-saxônicas, européias e orientais (árabe, chinês, japonês, persa, hindu, dentre outras).

A tradução brasileira do BDI-II (Anexo C), utilizada no presente estudo, foi aplicada em 8265 respondentes de duas regiões do Brasil, São Paulo e Porto Alegre, como supracitado. Além disso foi aplicada numa população representativa de universitários brasileiros em 27 capitais (Andrade et al., 2010). Em relação às propriedades psicométricas da versão em português do BDI-II, o instrumento demonstrou boa confiabilidade (alfa de Cronbach 0,93) e validade de critério (sensibilidade de 70% e especificidade de 87%). Sua validade concorrente (correlação de 0,63-0,93 com escalas aplicadas simultaneamente como SCID-I e MADRS) e a capacidade preditiva do nível de gravidade (65% capacidade discriminativa global para os casos corretamente classificados) foram aceitáveis (Gomes-Oliveira et al., 2012; Gorenstein et al., 2011; Wang e Gorenstein, 2013).

5.4. Procedimentos

O BDI-II, em papel, foi aplicado em sala de aula, em período previamente agendado com o diretor e o professor responsável por cada turma. Foi assegurado o anonimato dos participantes. A coleta de dados durou cerca de 20 minutos. Nenhum pagamento ou compensação acadêmica foi fornecido aos participantes ou às escolas. A coleta de dados foi realizada por alunos de graduação e pós-graduação em psicologia. Foram realizadas reuniões

de padronização com os aplicadores para calibração das instruções de aplicação, procedimento de distribuição, coleta e verificação dos questionários preenchidos.

5.5. Variáveis individuais

As variáveis individuais descritas foram:

- a) idade em anos: 13, 14, 15, 16, 17 e 18;
- b) gênero: feminino e masculino;
- c) região geográfica de moradia: centro, leste, norte, oeste e sul;
- d) tipo de escola: privada e pública;
- e) nível educacional: fundamental II e médio.

As 46 escolas participantes do estudo se distribuem pelas cinco regiões geográficas da cidade de São Paulo. No sistema público de ensino brasileiro, o estudante é matriculado na escola correspondente a sua região geográfica de moradia, o que não é uma regra no sistema privado. Apesar de 28% da amostra ser proveniente de escolas privadas, foi adotada a região geográfica da escola como a região geográfica de moradia dos participantes.

5.6. Análises de dados

Todas as análises estatísticas foram realizadas com o software R (Versão 3.6.1; R Core Team, 2020) com os pacotes *psych* (Revele, 2022a), *psychTools* (Revele, 2022b), *lavaan* (Rosseel, 2012), e *BifactorIndicesCalculator* (Dueber, 2019). O nível de significância foi estabelecido em 5%. Dada a natureza ordinal das pontuações do BDI-II, todas as análises estatísticas foram conduzidas sob essa suposição.

Os dados coletados foram inseridos no banco por dupla digitação e posterior checagem. Durante a inspeção dos dados, foram excluídos oito questionários devido ao preenchimento incompleto. A amostra final de 1184 alunos foi dividida aleatoriamente em duas metades ($n = 592$) para validação cruzada do BDI-II por meio de análise fatorial exploratória e confirmatória (AFE e AFC, respectivamente). A análise descritiva das características demográficas dos adolescentes (frequência absoluta e relativa), a distribuição das pontuações dos itens do BDI-II [média (M) e desvio padrão (DP)] e suas frequências relativas foi realizada em toda a amostra e nas subamostras, nomeadas como subamostras AFE e AFC, utilizando o teste de Qui-quadrado (χ^2) para verificar possíveis diferenças entre as subamostras.

A Tabela 2 apresenta as características dos adolescentes. A amostra total foi composta por 1184 adolescentes, 60% na faixa etária entre 13 e 18 anos de idade ($M = 14,9$; $DP = 1,5$), 59,1% do gênero feminino, 85% residentes nas regiões Norte, Leste e Sul da cidade de São Paulo, 73,4% de escolas públicas e 52,1% cursando o ensino médio. Características similares

foram observadas nas subamostras AFE e AFC. Não houve diferenças significativas de idade, gênero, região geográfica de moradia, tipo de escola e nível educacional entre as subamostras AFE e AFC ($p \geq 0,05$). A Tabela com as características dos adolescentes por gênero para amostra total e subamostras encontra-se no apêndice (APÊNDICE A).

Tabela 2. Características dos adolescentes

Variável	Total	AFE	AFC	<i>p</i> *
	(<i>n</i> = 1184)	(<i>n</i> = 592)	(<i>n</i> = 592)	
	<i>n</i> (%)	<i>n</i> (%)	<i>n</i> (%)	
Idade, anos				
13	264 (22)	124 (21)	140 (24)	0,67
14	252 (21)	135 (23)	117 (20)	
15	201 (17)	103 (17)	98 (17)	
16	210 (18)	99 (17)	111 (19)	
17	220 (19)	112 (19)	108 (18)	
18	37 (3)	19 (3)	18 (3)	
Gênero				
Feminino	700 (59)	354 (60)	346 (58)	0,22
Masculino	484 (41)	238 (40)	246 (42)	
Região geográfica de moradia				0,73
Centro	41 (3)	18 (3)	23 (4)	
Leste	321 (27)	156 (26)	165 (28)	
Norte	364 (31)	185 (31)	179 (30)	
Oeste	141 (12)	67 (11)	74 (12)	
Sul	317 (27)	166 (28)	151 (26)	
Tipo de escola				
Privada	328 (28)	154 (26)	174 (29)	0,19
Pública	856 (72)	438 (74)	418 (71)	
Nível educacional				0,95
Ensino fundamental II	567 (48)	284 (48)	283 (48)	
Ensino médio	617 (52)	308 (52)	309 (52)	

Notas. AFC = análise fatorial exploratória; AFC = análise fatorial confirmatória; nível de significância $p \leq 0,05$; *comparação entre amostras AFE e AFC.

Antes de realizar a AFE, examinamos a fatorabilidade do conjunto de dados. A avaliação da correlação bivariada entre cada um dos itens do BDI-II através da inspeção da matriz de correlação policórica (Tabela 3) indicou que 85% dos coeficientes de correlação estavam acima de 0,30 (tamanho de efeito global moderado a alto, de acordo com Cohen, 1988). O teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) teve um valor de 0,91, e o teste de esfericidade de Bartlett foi de 5.932,35 ($df = 210$; $p < 0,001$). Com base nesses resultados, examinamos a validade fatorial do BDI-II por meio da AFE e AFC.

A validade fatorial, também conhecida como validade estrutural, reflete o grau em que os escores de um instrumento representam a dimensionalidade do construto a ser medido (Selbom e Tellegen, 2019). Essa abordagem sugere a relação plausível da covariância dos dados entre os itens observáveis de dimensões latentes.

Tabela 3. Matriz de correlação policórica dos itens do BDI-II para a subamostra AFE

Item	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
1	1,00																					
2	0,57	1,00																				
3	0,45	0,38	1,00																			
4	0,46	0,4	0,29	1,00																		
5	0,43	0,32	0,57	0,38	1,00																	
6	0,40	0,48	0,39	0,32	0,39	1,00																
7	0,59	0,47	0,47	0,45	0,47	0,46	1,00															
8	0,40	0,32	0,36	0,38	0,37	0,35	0,48	1,00														
9	0,65	0,39	0,48	0,44	0,44	0,48	0,58	0,48	1,00													
10	0,51	0,33	0,39	0,37	0,35	0,30	0,47	0,43	0,52	1,00												
11	0,24	0,26	0,31	0,23	0,28	0,26	0,18	0,31	0,28	0,29	1,00											
12	0,47	0,50	0,40	0,53	0,39	0,34	0,53	0,36	0,45	0,39	0,30	1,00										
13	0,34	0,34	0,33	0,32	0,39	0,35	0,41	0,41	0,33	0,36	0,16	0,35	1,00									
14	0,66	0,50	0,54	0,49	0,48	0,49	0,69	0,51	0,63	0,44	0,31	0,51	0,46	1,00								
15	0,36	0,39	0,25	0,38	0,46	0,37	0,50	0,38	0,44	0,30	0,05	0,44	0,34	0,40	1,00							
16	0,23	0,25	0,23	0,28	0,26	0,27	0,38	0,34	0,34	0,37	0,31	0,32	0,32	0,32	0,39	1,00						
17	0,43	0,28	0,36	0,32	0,36	0,34	0,43	0,41	0,53	0,43	0,39	0,48	0,39	0,47	0,40	0,38	1,00					
18	0,23	0,34	0,22	0,27	0,37	0,30	0,39	0,30	0,36	0,35	0,27	0,20	0,46	0,39	0,31	0,41	0,33	1,00				
19	0,36	0,35	0,34	0,33	0,33	0,36	0,40	0,37	0,43	0,42	0,34	0,38	0,41	0,50	0,44	0,36	0,39	0,31	1,00			
20	0,36	0,31	0,31	0,36	0,42	0,35	0,44	0,43	0,49	0,37	0,20	0,48	0,46	0,42	0,59	0,43	0,49	0,36	0,46	1,00		
21	0,31	0,35	0,25	0,26	0,43	0,26	0,31	0,10	0,27	0,23	0,15	0,23	0,17	0,17	0,29	0,34	0,11	0,24	0,15	0,21	1,00	

Na EFA, empregamos o método dos Mínimos Quadrados Não Ponderados (*Unweighted Least Squares, ULS*) para extrair a melhor solução fatorial. Diferentes critérios foram usados para selecionar o número de fatores: autovalor de *Kaiser* $> 1,0$ (Kaiser, 1960), teste de *Cattell* (Cattell, 1966) e análise de retas paralelas (Horn, 1965). Para uma melhor interpretação das cargas fatoriais, levando em consideração resultados anteriores em outros estudos do BDI-II (Brown. 2015; Huang e Chen. 2015), utilizamos a rotação Promax não ortogonal. Uma carga fatorial $\geq 0,35$ determinou o fator ao qual o item pertenceria. Quando as correlações entre os fatores são moderadas a altas ($> 0,50$), recomenda-se a exploração adicional de modelos alternativos, como modelos fatoriais hierárquicos e modelos bifatoriais (Canivez. 2016; Gorsuch. 1983; Thompson. 2004).

Na AFC, modelos fatoriais teóricos plausíveis foram especificados e comparados entre si. Incluímos duas soluções alternativas: o modelo resultante da AFE e seu modelo bifatorial correspondente. Esses dois modelos foram submetidos à AFC e foram nomeados como modelo AFE e Modelo Bifatorial. Descrevemos abaixo os quatro modelos concorrentes extraídos da literatura em amostras não clínicas de adolescentes:

- Araya et al. (2013): modelo com um único fator geral em 592 adolescentes chilenos do ensino médio, 53% do gênero feminino, média de idade 15,5 anos (DP = 0,9);
- Beck et al. (1996): modelo oblíquo de dois fatores em 120 universitários canadenses, 56% mulheres, média de idade 19,5 anos (DP = 1,8). Os fatores “cognitivo-afetivo” (itens 1, 3-14 e 17) e o “somático” (itens 15, 16 e 18-20) foram as dimensões principais. Dois itens (itens 2 e 21) não apresentaram carga fatorial significativa em nenhum dos dois fatores;
- Uslu et al. (2008): modelo oblíquo de dois fatores em 300 adolescentes turcos do ensino médio, 57% do gênero feminino, média de idade 15,7 anos (DP = 1,4). Em comparação com o modelo de Beck, os valores das cargas fatoriais e a distribuição dos itens entre os dois fatores foram algo diferentes. As dimensões centrais foram “cognitivo” (itens 1-3, 5-9, 12 e 14) e “somático-afetivo” (itens 4, 11, 13, 15-20). O item 21 não teve carga fatorial significativa em nenhum dos dois fatores;
- Osman et al. (2008): modelo bifatorial em 414 adolescentes norte-americanos do ensino médio, 49% do gênero feminino, média de idade 15,8 anos (DP = 1,0). O modelo incluiu um fator geral de depressão e dois específicos: fatores “somático” (itens 15, 16, 18-20) e “cognitivo-afetivo” (itens 1-14, 17 e 21).

Estimamos o modelo AFC com o método da Média e Variância dos Mínimos Quadrados Ponderados (*Weighted Least Square Mean and Variance, WLSMV*), recomendado para variáveis ordinais (Li, 2016). A qualidade do ajuste dos modelos foi avaliada por meio dos seguintes índices (Hu e Bentler, 1999): teste do qui-quadrado (χ^2); índice de ajuste comparativo (*Comparative Fit Index, CFI*; $\geq 0,95$ para bom ajuste; $\geq 0,90$ para aceitável), índice de *Tucker-Lewis* (*TLI*; $\geq 0,95$ para bom ajuste; $\geq 0,90$ para aceitável), erro quadrático médio de aproximação (*root-mean-square error of approximation, RMSEA*; $\leq 0,06$ para bom ajuste; $\leq 0,08$ para aceitável) com intervalo de confiança de 90%. Logo, modelos bem ajustados são os que apresentam valores altos de *CFI* e *TLI*, e valores baixos de *RMSEA*. O uso do χ^2 para avaliar o ajuste de um modelo é tido como restrito, pois, é sensível ao tamanho da amostra, ao contrário dos outros índices que apresentam relativa independência. (Hu e Bentler, 1999) Além dos índices de ajuste, estimativas de parâmetros como cargas fatoriais e confiabilidade também forma investigadas e podem revelar informações valiosas dos modelos de medição.

A confiabilidade de um instrumento se refere a sua precisão ou consistência de medição. A confiabilidade da pontuação composta (isto é, soma ou média das pontuações dos itens) é geralmente estimada pelo coeficiente alfa de *Cronbach* (α) (Cronbach, 1951). Apesar de sua ampla popularidade, o cálculo do coeficiente α é baseado em suposições muito pouco realistas para os dados reais, pois, parte da premissa do teste ser unidimensional, as cargas fatoriais serem iguais entre os itens, e os erros entre os itens serem não correlacionados (Flora, 2020; Rodriguez et al., 2016a). Como alternativa, McDonald (1999) propôs o coeficiente ômega (ω), que é uma estimativa de confiabilidade que não assume equivalência de *tau* (cargas fatoriais iguais) ou variâncias de erro não correlacionadas, e é baseada nas cargas fatoriais obtidas de um modelo (por exemplo, um modelo de AFC). Desse modo, a escolha do coeficiente ômega é inerente à estrutura fatorial.

A confiabilidade dos modelos foi avaliada pelo ômega de *McDonalds*. O coeficiente ômega estima a proporção da variância atribuível a todas as fontes de variância de um modelo. Valores de $\omega > 0,80$ indicam boa confiabilidade (Flora, 2020; Hayes e Coutts, 2020; Reise et al., 2013). Para os modelos bifatoriais, calculamos, além do (ω) (Flora, 2020; Hayes e Coutts, 2020; Reise et al., 2013):

- a) o ômega-hierárquico (ω_H): estima a proporção de variância nas pontuações totais que podem ser atribuídas a um único fator geral, desse modo, tratando a variabilidade nas pontuações devido a fatores específicos como erro de medição. Valores $\geq 0,70$ indicam boa confiabilidade;

- b) ômega-hierárquico-subescala (ω_{H-S}): índice que reflete o grau de confiabilidade da pontuação da subescala (relacionada ao fator específico) após o controle da variância devido ao fator geral. Apesar de não haver um consenso, valores $\geq 0,30$ são sugeridos para confirmar a dimensão estudada.

Também comparamos ω e ω_H para investigar o grau de variância da confiabilidade nas pontuações totais (Rodriguez et al., 2016b). Para a variância atribuída ao fator geral, dividimos o valor de ω_H por ω (ou seja, ω_H/ω); para a variância restante, atribuível aos fatores específicos, subtraímos o valor de ω de ω_H (ou seja, $\omega - \omega_H$) (Rodriguez et al., 2016b). Reise et al. (2013) sugerem resultados $\geq 75\%$ atribuídos ao fator geral como a quantidade ideal de variância para justificar o uso das pontuações totais, independente da presença de multidimensionalidade nos dados.

Nos modelos bifatoriais, a dimensionalidade dos fatores gerais e específicos foi examinada pelos seguintes índices bifatoriais (Reise et al., 2013; Rodriguez et al., 2016a):

- a) Variação Comum Explicada (*Explained Common Variance; ECV*) – porcentagem da variância comum dos itens explicada pelo fator geral dividida pelo total da variância comum. Valores $\geq 0,80$ indicam influência significativa do fator geral na pontuação, ou seja, o fator geral pode ser considerado um fator robusto;
- b) Variação Comum do Item Explicada (*Item Explained Common Variance; I-ECV*) – porcentagem da variância comum explicada (comunalidade) devido ao fator geral em um único item. Valores $> 0,50$ indicam que o item mede mais fortemente o fator geral do que o fator específico;
- c) Porcentagem de Correlações Não Contaminadas (*Percentage of Uncontaminated Correlations; PUC*) – percentual de correlações não contaminadas pela multidimensionalidade. O uso deste índice, juntamente com o *ECV*, fornece informações valiosas dos possíveis vieses do efeito de forçar dados multidimensionais em uma estrutura unidimensional (vide abaixo valores sugeridos).

ECV e *PUC* são índices que avaliam o grau em que as estimativas de parâmetros sugerem apenas um fator geral para o modelo (Bonifay et al., 2015; Reise et al., 2013; Rodriguez et al., 2016b). Na medida em que a *PUC* é alta ($> 0,80$), os valores dos índices como *ECV* e ω_H são menos importantes na previsão de vieses, e a variância comum pode ser considerada essencialmente unidimensional (Rodriguez et al., 2016a; 2016b). Quando *PUC* é

$< 0,80$, os pesquisadores podem considerar um $ECV > 0,60$ e $\omega_H > 0,70$ como possíveis valores de corte. Esses valores indicariam a interpretação da medida como essencialmente unidimensional, ou seja, um único fator geral representando o construto latente (Reise et al., 2012; Rodriguez et al., 2016a; 2016b). Alguns autores recomendam investigar itens com valores de $I-ECV > 0,80$ para criar uma medida mais unidimensional (Reise et al., 2013; Stucky e Edelen, 2014; Stucky et al., 2013). Finalmente, para avaliar possíveis distorções nas cargas fatoriais causadas pela multidimensionalidade de um modelo bifatorial, calculamos o viés relativo como a média da diferença entre as cargas fatoriais no fator geral e aquelas num modelo estritamente unidimensional. Um viés relativo $< 10-15\%$ é aceitável e não representa uma distorção relevante (Muthén et al., 1987; Rodriguez et al., 2016b).

Uma vez estabelecido o modelo AFC mais plausível, avaliamos a invariância de medida entre os gêneros, usando modelos de análise fatorial confirmatória para múltiplos grupos (AFC-MG). O modelo AFC é considerado como o modelo de base para as subseqüentes análises de grupo.

No caso de dados ordinais, Wu e Estabrook (2016) propõem o uso da parametrização delta para o ajuste dos modelos e sugerem o estabelecimento da invariância de medida na seguinte ordem: (1) invariância basal ou configural (*configural invariance*): o modelo configural (Modelo 1) é estimado simultaneamente nos grupos; se os índices de ajuste ($CFI \geq 0,95$, $TLI \geq 0,95$ e $RMSEA \leq 0,06$) se estabelecerem, temos evidências da invariância configural do instrumento, ou seja, é razoável assumir a mesma estrutura fatorial entre os grupos; (2) invariância de limiar ou métrica (*threshold invariance*): o Modelo 1 é testado simultaneamente nos grupos, tendo os *thresholds* forçados a serem estimados iguais entre os grupos. Se a diferença dos índices de ajuste entre os modelos for pequena ($\Delta RMSEA < 0,015$ e $\Delta CFI < 0,01$), o modelo mais restrito (Modelo 2) apresenta um ajuste tão bom quanto o ajuste do Modelo 1, estabelecendo a invariância métrica; (3) por último, é testada a invariância das cargas fatoriais ou escalar (*loadings invariance*): o Modelo 2 é estimado simultaneamente nos grupos, tendo também as cargas fatoriais forçadas a serem estimadas iguais entre os grupos. Novamente, se a diferença dos índices de ajuste entre os modelos for pequena ($\Delta RMSEA < 0,015$ e $\Delta CFI < 0,01$), o ajuste desse modelo ainda mais restrito (Modelo 3) é considerado semelhante ao do Modelo 2, estabelecendo, por fim, a invariância escalar.

Em resumo, a invariância métrica e escalar entre os grupos de gênero é estabelecida quando, após a imposição de uma restrição, não há uma deterioração significativa do ajuste em relação ao modelo anterior (Chen, 2007; Cheung e Rensvold, 2002). Além disso, também

reportamos o teste χ^2 com a correção sugerida por Satorra e Bentler (2001) (S-B χ^2), e seu valor p associado ($> 0,05$ indica que os modelos comparados possuem o mesmo ajuste). No entanto, o uso do S-B χ^2 tem sido criticado, porque é sensível ao tamanho da amostra (Xia e Yang, 2019; Chen, 2007; Cheung e Rensvold, 2002).

5.7. Ética do estudo

O projeto de tradução brasileira para o português do BDI-II intitulado “Adaptação e validação da versão em português do *Beck Depression Inventory-II* (BDI-II, Inventário de Depressão de Beck II) na população brasileira: um estudo psicométrico” foi aprovado pela Comissão de Avaliação de Projetos de Pesquisa (CAPPesq) da Diretoria Clínica do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo (FMUSP) (número de protocolo 0006/08, aprovado em 04/06/2008) (Anexo D).

6. RESULTADOS

6.1. Resultado das estatísticas descritivas

As médias e desvios padrão das pontuações dos itens do BDI-II e a proporção de respostas 1, 2 ou 3 para amostra total e subamostras AFE e AFC são exibidas na Tabela 4. As mesmas estatísticas por gênero, para a amostra total, são apresentadas na Tabela 5.

Para a amostra total, os itens com médias mais altas foram: alterações no padrão de sono (0,9), alterações de apetite (0,8), indecisão (0,8), agitação (0,8), autocrítica (0,8), choro (0,8) e dificuldade de concentração (0,7). Pessimismo (0,3), tristeza (0,3), pensamentos suicidas (0,2) e perda de interesse por sexo (0,2) foram os itens com menores médias. Em relação à presença de sintomas (ou seja, proporção de resposta 1, 2 ou 3), os mais assinalados foram alterações no padrão de sono (62%), indecisão (57%), alterações de apetite (55%), autocrítica (52%), agitação (51%), sentimentos de culpa (49%) e dificuldades de concentração (49%), enquanto, pessimismo, pensamentos suicidas e perda de interesse por sexo foram os menos reportados (21, 19 e 11%, respectivamente). No geral, os itens somáticos e cognitivos estiveram mais presentes do que os itens afetivos na amostra total. Esses resultados foram semelhantes para as subamostras ($p \geq 0,05$, não mostrado).

Quando analisamos por gênero, na amostra total, as maiores médias foram observadas no grupo feminino (0,2 a 1,0) em comparação ao masculino (0,2 a 0,8). Em ambos os grupos, os itens com médias mais altas ($> 0,6$) foram: alterações no padrão de sono, alterações de apetite, dificuldades de concentração, indecisão, agitação e autocrítica, enquanto, pessimismo, tristeza, pensamentos suicidas e perda de interesse por sexo foram os itens com as menores médias, variando entre 0,2 e 0,3. Os itens choro (1,0) e irritabilidade (0,8) tiveram médias altas somente no grupo feminino. Pessimismo e agitação foram itens com médias iguais entre os gêneros (0,3 e 0,8, respectivamente). Em relação à presença de sintomas, os mais reportados ($> 50\%$), em ambos os grupos, foram alterações no padrão de sono, alterações de apetite, indecisão e agitação, e, os menos reportados ($< 23\%$) foram pessimismo, pensamentos suicidas e perda de interesse por sexo. Sentimentos de culpa, autocrítica, choro, irritabilidade e dificuldades de concentração foram assinalados sobretudo no grupo feminino. Assim como para a amostra total, os itens somáticos e cognitivos estiveram mais presentes do que os itens afetivos entre os gêneros. Além disso, choro e irritabilidade foram os itens que mais se diferenciaram em termos de média e de proporção entre os grupos. Esses resultados foram semelhantes para as subamostras quando avaliadas por gênero (APÊNDICE B).

Tabela 4. Estatísticas descritivas do BDI-II

Itens do BDI-II	Total (n = 1184)		AFE (n = 592)		AFC (n = 592)	
	M (DP)	%*	M (DP)	%*	M (DP)	%*
1. Tristeza	0,3 (0,6)	26	0,3 (0,7)	27	0,3 (0,5)	23
2. Pessimismo	0,3 (0,6)	21	0,3 (0,7)	22	0,2 (0,6)	19
3. Fracasso passado	0,5 (0,8)	29	0,5 (0,8)	30	0,5 (0,8)	28
4. Perda de prazer	0,4 (0,7)	35	0,5 (0,7)	34	0,4 (0,6)	34
5. Sentimentos de culpa	0,5 (0,6)	49	0,5 (0,6)	50	0,5 (0,5)	51
6. Sentimentos de punição	0,5 (0,8)	31	0,4 (0,8)	33	0,4 (0,8)	32
7. Autoestima	0,4 (0,8)	24	0,4 (0,8)	24	0,4 (0,8)	24
8. Autocrítica	0,8 (0,8)	52	0,8 (0,9)	51	0,7 (0,8)	53
9. Pensamentos ou desejos suicidas	0,2 (0,5)	19	0,2 (0,5)	19	0,2 (0,5)	19
10. Choro	0,8 (1,0)	41	0,8 (1,0)	41	0,7 (1,0)	39
11. Agitação	0,8 (0,9)	51	0,8 (0,9)	51	0,7 (0,9)	49
12. Perda de interesse	0,4 (0,7)	30	0,4 (0,7)	30	0,3 (0,6)	28
13. Indecisão	0,8 (0,9)	57	0,8 (0,9)	53	0,8 (0,9)	57
14. Desvalorização	0,4 (0,7)	24	0,4 (0,8)	22	0,4 (0,7)	22
15. Falta de energia	0,5 (0,6)	39	0,4 (0,6)	37	0,5 (0,7)	39
16. Alterações no padrão de sono	0,9 (0,9)	62	0,9 (0,9)	64	0,9 (0,9)	60
17. Irritabilidade	0,7 (0,8)	46	0,7 (0,8)	47	0,6 (0,8)	45
18. Alterações de apetite	0,8 (0,9)	55	0,8 (0,9)	56	0,8 (0,9)	55
19. Dificuldade de concentração	0,7 (0,8)	49	0,7 (0,8)	47	0,7 (0,9)	47
20. Cansaço ou fadiga	0,6 (0,7)	43	0,6 (0,7)	46	0,6 (0,8)	42
21. Perda de interesse por sexo	0,2 (0,5)	11	0,2 (0,5)	10	0,2 (0,5)	12

Notas. AFC = análise fatorial exploratória; AFC = análise fatorial confirmatória; *proporção de respostas 1, 2 ou 3.

Tabela 5. Estatísticas descritivas do BDI-II por gênero para a amostra total

Itens do BDI-II	Gênero	Total (n feminino = 700, n masculino = 484)		
		M	(DP)	%*
1. Tristeza	Feminino	0,3	0,6	30
	Masculino	0,2	0,6	18
2. Pessimismo	Feminino	0,3	0,6	22
	Masculino	0,3	0,7	18
3. Fracasso passado	Feminino	0,5	0,8	31
	Masculino	0,4	0,8	26
4. Perda de prazer	Feminino	0,5	0,7	37
	Masculino	0,4	0,7	31
5. Sentimentos de culpa	Feminino	0,6	0,6	54
	Masculino	0,5	0,6	43
6. Sentimentos de punição	Feminino	0,5	0,8	33
	Masculino	0,4	0,8	29
7. Autoestima	Feminino	0,5	0,8	28
	Masculino	0,3	0,7	18
8. Autocrítica	Feminino	0,9	0,9	57
	Masculino	0,6	0,8	45
9. Pensamentos ou desejos suicidas	Feminino	0,3	0,5	23
	Masculino	0,2	0,5	13
10. Choro	Feminino	1,0	1,0	57
	Masculino	0,3	0,8	16
11. Agitação	Feminino	0,8	0,9	50
	Masculino	0,8	0,9	51
12. Perda de interesse	Feminino	0,4	0,7	34
	Masculino	0,3	0,6	25
13. Indecisão	Feminino	0,9	0,9	62
	Masculino	0,7	0,8	48
14. Desvalorização	Feminino	0,5	0,8	27
	Masculino	0,3	0,7	18
15. Falta de energia	Feminino	0,5	0,6	46
	Masculino	0,4	0,6	29
16. Alterações no padrão de sono	Feminino	0,9	0,9	63
	Masculino	0,8	0,8	58
17. Irritabilidade	Feminino	0,8	0,9	54
	Masculino	0,5	0,7	35
18. Alterações de apetite	Feminino	0,9	0,9	59
	Masculino	0,7	0,8	49
19. Dificuldade de concentração	Feminino	0,8	0,9	52
	Masculino	0,6	0,8	43
20. Cansaço ou fadiga	Feminino	0,6	0,8	48
	Masculino	0,5	0,7	36
21. Perda de interesse por sexo	Feminino	0,2	0,6	13
	Masculino	0,2	0,5	9

Notas. *proporção de respostas 1, 2 ou

6.2. Resultados da análise fatorial exploratória

A Tabela 6 apresenta a matriz padrão rotacionada da solução final da AFE (Modelo AFE). Considerando os critérios de autovalor ≥ 1 , o teste de *scree* e a análise de retas paralelas, foi extraído um modelo oblíquo de dois fatores como o mais representativo dos dados. Essa solução explicou 42% da variância total, com uma correlação fatorial de 0,77. Todos os itens foram carregados $\geq 0,35$ em um dos fatores, sem carga cruzada. O fator I representou a dimensão “afetivo-cognitivo” (composto pelos itens 1-10, 12, 14 e 21), enquanto o fator II representou os itens relacionados a dimensão “somática” (composto pelos itens 11, 13, 15-20). Os itens centrais da dimensão “afetivo-cognitivo” foram tristeza (0,95), autocrítica (0,80), desvalorização (0,80) e pessimismo (0,72). A dimensão “somática” foi determinada sobretudo pelos itens cansaço (0,79), alterações no sono (0,75) e irritabilidade (0,64). Ao contrário do observado na maioria dos estudos com escolares, o item perda de interesse em sexo (0,49) apresentou uma carga moderada, mas com baixos coeficientes de correlação com os outros itens. (ver Tabela 3)

Tabela 6. Cargas fatoriais, autovalores, correlação entre fatores, proporção de variância explicada e comunalidade (h^2) para a Análise Fatorial Exploratória com Rotação Promax

Itens do BDI-II	Fator-I “Afetivo-cognitivo”	Fator-II “Somático”	h^2
1. Tristeza	0,95	-0,24	0,60
2. Pessimismo	0,72	-0,06	0,46
3. Fracasso passado	0,58	0,06	0,39
4. Perda de prazer	0,61	0,05	0,42
5. Sentimentos de culpa	0,41	0,21	0,34
6. Sentimentos de punição	0,37	0,25	0,34
7. Autoestima	0,80	-0,01	0,64
8. Autocrítica	0,48	0,20	0,42
9. Pensamentos ou desejos suicidas	0,55	0,23	0,54
10. Choro	0,39	0,25	0,37
11. Agitação	-0,01	0,45	0,20
12. Perda de interesse	0,55	0,16	0,46
13. Indecisão	0,17	0,42	0,32
14. Desvalorização	0,80	0,01	0,66
15. Falta de energia	0,24	0,44	0,41
16. Alterações no padrão de sono	-0,16	0,75	0,41
17. Irritabilidade	0,05	0,64	0,47
18. Alterações de apetite	0,04	0,53	0,31
19. Dificuldade de concentração	0,16	0,49	0,38
20. Cansaço ou fadiga	-0,09	0,79	0,53
21. Perda de interesse por sexo	0,49	0,04	0,27
Autovalores	8,06	6,72	
Correlação entre fatores			
Fator I	1		
Fator II	0,77	1	
% da variância explicada	26	16	

Notas. Carga fatorial $\geq 0,35$ estão em negrito; h^2 = comunalidade.

Como a correlação fatorial no Modelo AFE foi elevada (0,77), examinamos o seu modelo bifatorial correspondente (Modelo Bifatorial), composto por um fator de depressão geral e dois fatores específicos: dimensão “afetivo-cognitivo” com os itens 1-10, 12, 14 e 21; e, a dimensão “somática” com os itens 11, 13 e 15-20. Quatro itens (13, 17, 19 e 20) do fator “somático” não carregaram significativamente.

6.3. Resultados da análise fatorial confirmatória

A Tabela 7 apresenta os resultados da AFC dos modelos testados. Os modelos simples abrangeram as soluções fatoriais propostas por: Araya et al. (2013), Beck et al. (1996), Uslu et al. (2008), e o Modelo AFE. Os modelos bifatoriais incluíram o modelo proposto por Osman et al. (2008) (nomeado Modelo de Osman) e o Modelo Bifatorial.

Todos os modelos apresentaram índices de ajuste satisfatórios e similares para os dados ($CFI \geq 0,95$, $TLI \geq 0,95$ e $RMSEA \leq 0,06$). Os modelos bifatoriais foram os que apresentaram melhores ajustes, seguidos pelos modelos de dois fatores. O modelo de um único fator apresentou os menores valores de CFI e TLI e, o maior valor de $RMSEA$, mas dentro da qualidade de ajuste satisfatório.

A comparação das cargas fatoriais obtidas a partir dos ajustes dos modelos AFC revelou que todas elas foram estatisticamente significantes, indicando que cada construto latente foi bem definido por suas respectivas cargas fatoriais. A exceção foi para os modelos bifatoriais, nos quais apenas os fatores gerais e o fator específico “afetivo-cognitivo” do Modelo Bifatorial apresentaram todas as cargas fatoriais significantes. Além disso, os itens apresentaram carga moderada a alta (média de 0,63) nos respectivos fatores para os modelos simples. Já nos modelos bifatoriais, as cargas fatoriais foram moderadas a altas no fator geral (média de 0,61) e, mais fracas nos fatores específicos (média de 0,23). Nos fatores específicos, apenas a dimensão “afetivo-cognitivo” do Modelo Bifatorial teve mais de um item com carga fatorial $\geq 0,35$ (itens 1, 7 e 14), os demais tiveram apenas um em cada. Isso revelou uma baixa correlação entre os escores dos itens e os fatores específicos.

A confiabilidade dos seis modelos foi considerada boa (variação entre 0,79 e 0,94). O valor do ω_h foi de 0,85 para o Modelo Bifatorial e 0,93 para o Modelo de Osman. Os valores do ω_{H-S} foram substancialmente reduzidos (quando comparados aos seus valores de ω ; entre 0,80 e 0,92), após o controle da variância devido ao fator geral em ambos os modelos bifatoriais (valores entre 0,01 e 0,18).

Em relação ao grau de variância da confiabilidade nas pontuações totais, a porcentagem de variância atribuída ao fator geral (ω_H / ω), foi de 91% para o Modelo Bifatorial e 99% para o Modelo de Osman. A variância restante, atribuível aos fatores específicos ($\omega - \omega_H$), foi de 9% para o Modelo Bifatorial e de 1% para o Modelo de Osman. Assim, a confiabilidade dos fatores específicos, avaliada por meio do coeficiente ômega, foi majoritariamente atribuída à variabilidade individual no fator geral, para ambos os modelos bifatoriais.

O valor da ECV foi de 0,82 para o Modelo Bifatorial e 0,88 para o Modelo de Osman, indicando que o fator geral explica 82% e 88% da variância comum extraída, com somente 18% e 12% da variância comum explicada pelos fatores específicos, respectivamente. Os valores da $I-ECV$ de 13 itens (62% dos 21 itens) do Modelo Bifatorial foram $\geq 0,80$. Neste modelo, o item autocrítica (item 7) apresentou carga alta tanto no fator geral como no específico (0,65 e 0,5,

respectivamente), com valor correspondente da *I-ECV* de 0,62. A maioria dos valores da *I-ECV* para o Modelo de Osman (18 itens; 85% dos 21 itens) foram $\geq 0,80$, e a carga fatorial do item cansaço (item 20) foi alta no fator geral assim como no fator específico (0,61 e 0,65, respectivamente), com valor correspondente da *I-ECV* de 0,47. Para os dois modelos bifatoriais, os valores de *ECV* indicaram um fator geral robusto e, a inspeção do *I-ECV* revelou que os itens estão relacionados a um construto geral de depressão, contribuindo muito pouco para a mensuração de seus respectivos fatores específicos.

O valor do viés relativo das cargas fatoriais entre o modelo unidimensional e o fator geral nos modelos bifatoriais foi de 8% no Modelo Bifatorial e 1,4% no Modelo de Osman. Isso indicou que as cargas fatoriais não foram seriamente distorcidas pela multidimensionalidade.

O valor da *PUC* foi 0,49 para o Modelo Bifatorial e 0,38 para o Modelo de Osman. Considerando que para qualquer número fixo de itens, há uma tendência do valor da *PUC* aumentar à medida que o número de fatores aumenta, e diminui quando ocorre o contrário, nosso resultado para os modelos bifatoriais de apenas 2 fatores específicos é esperado. Com isso, recomenda-se considerar os demais índices bifatoriais para avaliar a dimensionalidade dos fatores geral e específicos.

Resumindo, todos os quatro modelos simples revelaram ajuste adequado e similar na AFC, com fatores bem definidos por cargas significativas, e boa confiabilidade. A qualidade de ajuste dos dois modelos bifatoriais foi ligeiramente superior quando comparada aos modelos simples. Os dois modelos bifatoriais demonstraram boa confiabilidade e um fator geral robusto. No apanhado geral, os valores dos índices bifatoriais em ambos os modelos foram: $PUC < 0,50$, $ECV > 0,80$, a maioria de $I-ECV > 0,80$, $\omega_H > 0,80$, $\omega_{H-S} < 0,20$, $\omega_H / \omega > 90\%$, $\omega - \omega_H < 10\%$, e viés relativo $< 10\%$. Este painel de resultados nos permitiu concluir que o fator geral de depressão foi semelhante ao um modelo unidimensional, também chamado de um único fator. Assim, o modelo unidimensional foi considerado o mais plausível para os nossos dados, considerando os índices de ajuste dos seis modelos da AFC, a avaliação adicional dos índices bifatoriais e os critérios de parcimônia.

Tabela 7. Cargas fatoriais, coeficientes de confiabilidade e índices de ajuste dos modelos da Análise Fatorial Confirmatória do BDI-II

Itens do BDI-II	Modelos fatoriais simples							Modelos Bifatoriais							
	Araya et al. (2013)	Beck et al. (1996)		Uslu et al. (2008)		Modelo AFE ¹		Modelo Bifatorial ²			Osman et al. (2008)				
		CA	S	C	SA	AC	S	G	g _{AC}	g _S	I-ECV	G	g _S	g _{CA}	I-ECV
1	0,66	0,67		0,67		0,67		0,57	0,39		0,68	0,66		0,13	0,96
2	0,67	0,67		0,68		0,68		0,59	0,33		0,76	0,67		0,05	0,99
3	0,60	0,60		0,61		0,61		0,53	0,32		0,73	0,60		-0,01	1,00
4	0,61	0,61			0,62	0,62		0,57	0,23		0,86	0,60		0,29	0,81
5	0,58	0,59		0,60		0,59		0,54	0,24		0,83	0,59		-0,23	0,86
6	0,55	0,55		0,56		0,55		0,52	0,15		0,92	0,56		-0,36	0,71
7	0,78	0,78		0,79		0,79		0,65	0,51		0,62	0,78		0,11	0,98
8	0,66	0,66		0,67		0,67		0,60	0,28		0,84	0,66		-0,12	0,96
9	0,74	0,75		0,75		0,75		0,68	0,29		0,85	0,75		-0,24	0,91
10	0,58	0,59			0,60	0,59		0,54	0,24		0,83	0,59		0,07	0,98
11	0,39	0,39			0,40		0,41	0,40		0,40		0,40	0,50	-0,15	0,87
12	0,74	0,74		0,75		0,75		0,69	0,25		0,88	0,74		0,38	0,79
13	0,57	0,57			0,58		0,59	0,59			0,07	0,98	0,57	0,04	0,99
14	0,79	0,80		0,80		0,80		0,70	0,40		0,75	0,80		0,05	0,99
15	0,69		0,73		0,71		0,72	0,75		-0,43	0,75	0,66	0,27		0,85
16	0,54		0,57		0,56		0,57	0,57		0,16	0,92	0,52	0,23		0,84
17	0,66	0,66			0,68		0,69	0,69		-0,01	1,00	0,66		-0,03	0,99
18	0,55		0,58		0,56		0,57	0,57		0,29	0,79	0,54	0,12		0,95
19	0,65		0,68		0,66		0,68	0,67		0,10	0,98	0,64	0,07		0,99
20	0,66		0,69		0,67		0,69	0,69		-0,10	0,98	0,61	0,65		0,47
21	0,56	0,57		0,57		0,57		0,52	0,23		0,83	0,56		0,19	0,89
χ^2	427,23	402,89		395,14		376,15		329,47				334,51			
df	189	188		188		188		168				168			
CFI	0,960	0,964		0,965		0,968		0,973				0,972			
TLI	0,955	0,959		0,961		0,965		0,966				0,965			
RMSEA	0,046	0,044		0,043		0,041		0,040				0,041			
[90%-CI]	[0,040-0,052]	[0,038-0,050]		[0,037-0,049]		[0,035-0,047]		[0,034-0,047]				[0,035-0,047]			
ω	0,93	0,92	0,79	0,91	0,85	0,91	0,83	0,94	0,91	0,85		0,94	0,92	0,80	
ω_H/ω_{H-S}								0,85	0,18	0,08		0,93	0,01	0,13	
ECV (%)								82	13	5		88	6	6	
PUC								0,49				0,38			

Notas. Carga fatorial significativa aparece em negrito ($p < 0,05$); ω = coeficiente de confiabilidade de ômega; ω_H = ômega-hierárquico; ω_{H-S} = ômega hierárquico-subescala; ECV = variância comum explicada; I-ECV = variância comum explicada por item; PUC = porcentagem de correlações não contaminadas; CFI = índice de ajuste comparativo;

TLI = índice de Tucker–Lewis; *RMSEA* = erro quadrático médio de aproximação; *df* = graus de liberdade; ¹modelo proveniente da análise fatorial exploratória; ² modelo bifatorial derivado do modelo AFE, CA = Cognitivo-Afetivo; S = Somático; C = Cognitivo; SA = Somático-Afetivo; AC = Afetivo-Cognitivo; G = fator geral; *gx* = fatores específicos.

6.4. Resultados da análise de invariância de medição entre os gêneros

A Tabela 8 mostra os indicadores de invariância de medição entre os gêneros. O modelo unidimensional serviu como modelo basal para a AFC-MG. No primeiro teste de invariância entre os grupos, o modelo configural, sem restrições impostas (Modelo 1), apresentou bons índices de ajuste ($CFI = 0,961$, $TLI = 0,956$ e $RMSEA = 0,046$). No segundo teste de invariância entre os grupos, o ajuste do modelo com limites nos *thresholds* (Modelo 2) foi comparado ao ajuste do modelo configural. A invariância métrica foi estabelecida ($\Delta CFI = 0,001$, $\Delta RMSEA = 0,001$ e $S-B\chi^2 = 634,43$ com $p = 0,96$). No terceiro teste de equivalência, o ajuste do modelo com limites nos *thresholds* e nas cargas fatoriais (Modelo 3) foi comparado ao ajuste do Modelo 2. Os índices de ajuste também estabeleceram a invariância escalar ($\Delta CFI = 0,001$, $\Delta RMSEA = 0,000$ e $S-B\chi^2 = 661,96$ com $p = 0,45$).

A invariância de medição do BDI-II entre gêneros foi estabelecida no âmbito de invariância configural, métrica e escalar, ou seja, o BDI-II apresentou a mesma estrutura fatorial e mediu de forma equivalente os sintomas depressivos entre os grupos de adolescentes do gênero feminino e masculino da nossa amostra.

Tabela 8. Invariância de medição entre os gêneros

Modelos	S-B χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA [90%-CI]	Δ CFI	Δ RMSEA
M1: Invariância configural (sem restrições)	609,35	378	-	0,961	0,956	0,046	-	-
M2: Invariância métrica (<i>thresholds</i> iguais)	634,43	399	0,96	0,960	0,958	0,045 [0,038-0,052]	0,001	0,001
M3: Invariância escalar (<i>thresholds</i> e cargas fatoriais iguais)	661,96	419	0,45	0,959	0,959	0,044 [0,038-0,051]	0,001	0,000

Notas. S-B χ^2 = teste de χ^2 de Satorra–Bentler; df = graus de liberdade; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = erro quadrático médio de aproximação; TLI = índice de Tucker–Lewis; Δ CFI = diferença de CFI entre os modelos comparados; Δ RMSEA = diferença de RMSEA entre os modelos; $p > 0,05$ indica que os modelos comparados apresentam o mesmo ajuste.

7. DISCUSSÃO

O presente estudo forneceu dados relevantes sobre sintomas depressivos em uma amostra representativa de adolescentes brasileiros não clínicos residentes na quarta maior cidade do mundo. Avaliações das propriedades psicométricas de um instrumento padronizado e amplamente utilizado, como o BDI-II, em países de renda média (*middle-incomes*), é fundamental para entender melhor a expressão da depressão em diferentes culturas e contextos. Até onde sabemos, este trabalho foi o primeiro a examinar a confiabilidade, validade fatorial e invariância de medida entre os gêneros da versão em português do BDI-II em uma população de adolescentes. Na AFE, o melhor modelo resultante foi o oblíquo de dois fatores, composto pelas dimensões “afetivo-cognitiva” e “somática”. No entanto, após a verificação de indicadores de ajuste na AFC por meio da comparação de modelos concorrentes simples e bifatoriais, a estrutura unidimensional surgiu como a que melhor representou nosso conjunto de dados. De fato, um fator geral robusto foi confirmado nos dois modelos bifatoriais testados. Além disso, encontramos evidências de invariância de medição entre os gêneros. Examinar os modelos bifatoriais, conjuntamente com indicadores de confiabilidade, variância de itens e resíduos, pode fornecer novos *insights* sobre a aplicabilidade do BDI-II. Os métodos que usamos neste trabalho podem ser replicados e comparados com amostras semelhantes. Investigações futuras de moderadores que potencialmente afetam a estrutura fatorial, como faixa etária, aspectos culturais, nível de urbanicidade, dentre outros, pode enriquecer a utilidade do BDI-II em diferentes contextos.

Na análise descritiva das variáveis do BDI-II, com base em suas médias e pontuações, os sintomas cognitivos e somáticos foram os mais preponderantes. Sintomas exigidos pelos critérios diagnósticos vigentes, como tristeza e anedonia, apareceram de forma secundária. Aprofundando a investigação dos dados, por meio da AFE, nossos resultados indicaram uma estrutura fatorial semelhante à solução oblíqua de dois fatores (dimensões “afetivo-cognitivo” e “somática”) de Beck et al., (1996), Uslu et al., (2008), Wu e Chang (2008) e, Huang e Chen (2015). Embora esses pesquisadores também tenham investigado adolescentes não clínicos, as cargas fatoriais variaram entre os estudos. Consistentemente, alguns itens como tristeza, fracasso passado, autocrítica, pensamentos suicidas e desvalorização são carregados na dimensão dominante “cognitivo-afetiva”. Em contrapartida, outros itens como perda de energia, alterações no padrão de sono, alterações de apetite, dificuldade de concentração e cansaço definem a “dimensão somática”.

É importante ressaltar que descrições clínicas anteriores relatam sintomas somáticos, como perda de energia, alterações de apetite e peso, fadiga e insônia como uma apresentação particularmente comum entre os adolescentes diagnosticados com depressão (Nardi et al., 2013; Rice et al., 2019, Thapar et al., 2022). Além disso, enquanto sintomas como dificuldades de concentração, desvalorização, culpa e alterações de sono parecem ser vistos como sinais de alerta precoce para um episódio depressivo, sintomas como tristeza, anedonia e pensamentos suicidas podem ser marcadores de gravidade da depressão (Cole et al., 2011). Embora a dimensão dominante “afetivo-cognitiva” em adolescentes tenha determinado a maior parte da covariância dos dados, a dimensão “somática” parece ser um marcador útil de um possível episódio depressivo vigente ou futuro.

A solução oblíqua de dois fatores nem sempre pode ser replicada em diferentes amostras. Alguns modelos fatoriais falharam em convergir a estrutura subjacente, portanto, uma representação alternativa da solução de duas dimensões distintas foi considerada. Quando modelos de dois fatores altamente correlacionados são encontrados em uma solução na AFE, há a possibilidade da presença de uma variável latente geral de particionamento de depressão para a distribuição dos dados. Assim, o modelo bifatorial surge como uma alternativa mais sofisticada para análise estrutural do BDI-II. No entanto, até o momento, não há diretrizes ou referências claras para avaliar essa abordagem de medição. Numa tentativa de suprir essa lacuna, avaliamos dois modelos bifatoriais na AFC, alinhando critérios de ajuste com índices bifatoriais relatados na literatura.

Nossos resultados da AFC revelaram o modelo unidimensional como a melhor representação para os dados observados. Este resultado foi o produto da avaliação conjunta dos índices estatísticos de ajuste, construtos teóricos e parcimônia de modelo. Em nosso estudo, os dois modelos bifatoriais demonstraram um ajuste ligeiramente melhor do que os modelos simples.

Os índices bifatoriais confirmaram a existência de fatores gerais robustos ($ECV > 0,80$) e indicaram que a maioria da variância nas pontuações totais foram atribuídas a esses fatores (> 90%). Em relação aos fatores específicos nos dois modelos testados, observamos várias cargas fatoriais baixas, dimensões “somáticas” com apenas três ou quatro cargas fatoriais significativas, mas baixas. Por exemplo, itens indecisão, irritabilidade e dificuldades de concentração claramente carregaram nos fatores gerais de depressão, e desapareceram nos fatores específicos.

Em conjunto, esses resultados sugeriram a possível existência de uma superextração dos fatores, e reforçaram a mensuração do BDI-II como uma escala unidimensional, alinhando-se com os resultados dos estudos em amostras de adultos (Huang e Chen, 2015). Todavia, os estudos disponíveis que conduziram uma AFC com um, dois e três fatores, e modelos hierárquicos ou bifatoriais em adolescentes reportaram achados diversos. Com amostras de adolescentes clínicos, encontramos apenas dois estudos com AFC. No primeiro estudo, os autores (Osman et al., 2004) concluíram que nenhum dos modelos testados atendeu a todos os critérios de ajuste, enquanto, no segundo estudo, os autores (Keller et al., 2020) sugeriram um modelo bifatorial e um modelo oblíquo de dois fatores como soluções plausíveis. Até o momento, existem cinco trabalhos com amostras não clínicas de adolescentes. Byrne et al. (2004) propuseram um modelo hierárquico de segunda ordem definido por três fatores de ordem inferior compreendendo “atitude negativa”, “dificuldade de desempenho” e “elementos somáticos” e um fator de ordem superior representando a depressão geral para adolescentes de Hong Kong. Já o modelo de melhor ajuste no estudo de Wu e Huang (2014) com adolescentes tailandeses baseou-se no modelo similar de três fatores de Byrne et al., (2004), mas sem a estrutura fatorial de segunda ordem. De forma similar, Lee et al. (2017) também concluíram que o BDI-II foi melhor representado pelo modelo de três fatores em adolescentes coreanos. Os dois últimos estudos encontrados foram realizados com adolescentes norte-americanos. No primeiro, Osman et al. (2008) avaliaram que todos os modelos testados apresentaram bom ajuste aos dados amostrais, com adequação superior do modelo bifatorial (um fator geral e dois fatores: dimensões: “somática” e “cognitivo-afetivo”). Depois da inspeção das cargas fatoriais, esses autores confirmaram o modelo bifatorial como uma alternativa de modelo plausível para a amostra. Por último, Whisman et al. (2000) relataram um modelo oblíquo original de Beck et al. (1996) de dois fatores (dimensões “somático-afetivo” e “cognitivo”) como o melhor modelo de ajuste para adolescentes mais velhos (média de 19 anos de idade). É importante ressaltar que, exceto pelo trabalho de Osman et al. (2008), o melhor modelo da AFC foi escolhido usando apenas os índices de ajuste.

Assim, estudos de AFC que agreguem indicadores de confiabilidade e estatísticas bifatoriais aos critérios de ajuste são importantes para acurar a compreensão do construto subjacente do BDI-II em adolescentes não clínicos. Apesar de modelos dimensionais complexos (como o modelo bifatorial) estejam sendo cada vez mais utilizados para medir o construto da depressão, o presente estudo demonstrou que um modelo simples de um único fator foi o que representou a dimensionalidade latente do BDI-II em adolescentes não clínicos,

como reportado por Araya et al. (2013) em adolescentes chilenos. No entanto, um fator único de depressão não invalida a utilidade da diferenciação dos fatores específicos como uma nuance distinta da depressão entre os adolescentes, o que pode promover um possível avanço na compreensão de diferentes etiologias e sintomatologia associadas. Em resumo, enquanto os índices de qualidade de ajuste são úteis para descrever a estrutura fatorial das escalas de classificação, um exame adicional da relação entre covariância e confiabilidade pode revelar aspectos ocultos do construto sob avaliação.

Com base na AFC-MG, a invariância de medida relacionada ao gênero foi estabelecida em âmbito de invariância configural, métrica e escalar. Em outras palavras, nossos resultados sugeriram que o mesmo construto latente do BDI-II pode ser aplicado em ambos os gêneros. Nossos resultados foram semelhantes ao reportado em um estudo chileno que também usou um modelo unidimensional como modelo basal (Araya et al., 2013), mas algo inconsistente com outros estudos (Wu e Huang, 2014; Osman et al., 2004; Keller et al., 2020). Ainda assim, embora esses estudos tenham encontrado algum grau de não invariância escalar, a maioria deles concluiu que o efeito da não invariância era insignificante. Duas razões podem estar envolvidas na variação dos resultados entre os estudos: o modelo de base escolhido e as características das amostras. A invariância de medição é extremamente importante ao se comparar grupos. Se a invariância de medição não puder ser estabelecida, então, a observação de uma diferença entre os grupos não pode ser interpretada de forma inequívoca (Cheung e Rensolvd, 2002). Em suma, mais investigações comparativas entre os gêneros são salutares, cujos resultados podem ajudar a direcionar cuidados e intervenções mais específicas para adolescentes do gênero feminino e masculino com sintomas depressivos.

8. LIMITAÇÕES E PESQUISAS FUTURAS

Os resultados do presente trabalho devem ser interpretados à luz das seguintes limitações relativas às possibilidades reais de generalização e validade externa dos resultados. Primeiro, nosso tamanho amostral foi grande e representativo, nosso processo de amostragem foi minucioso e, houve um rigor científico na condução da coleta dos dados. No entanto, a amostra abarcou somente adolescentes residentes na zona urbana da cidade de São Paulo e matriculados nas escolas, portanto, os resultados podem não refletir a realidade dos sintomas depressivos em adolescentes residentes na zona rural e fora da escola, necessitando de uma validação adicional. Tampouco, os resultados podem ser generalizados para toda população de adolescentes brasileiros sem maiores investigações. Segundo, os métodos aplicados são bem estabelecidos na literatura, adequados ao tipo de dados, e podem ser reprodutíveis em outros estudos. Além disso, as estimativas de parâmetro utilizadas na análise fatorial confirmatória foram meticulosamente estudadas antes de serem escolhidas para compor a análise de dados. Porém, existem outras maneiras de abordar o construto latente subjacente do BDI-II, como a Teoria de Resposta ao Item e a Modelagem Exploratória de Equações Estruturais (Asparouhov e Muthén, 2009; Brouwer et al., 2013; de Sá Junior et al., 2019). Terceiro, o BDI-II está alinhado aos critérios diagnósticos do DSM-IV e sua versão em português apresentou propriedades psicométricas adequadas em relação à confiabilidade, validade de critério, validade concorrente, validade fatorial e capacidade preditiva do nível de gravidade dos sintomas depressivos na população brasileira adulta. Contudo, em nosso estudo não foram aplicados outros instrumentos de detecção de sintomas depressivos nem instrumentos auxiliares de diagnóstico de um episódio depressivo, limitando a avaliação das propriedades psicométricas do BDI-II à confiabilidade e validade fatorial na nossa população de adolescentes. Ademais, não houve uma avaliação clínica dos adolescentes que reportaram sintomas depressivos (assinaram 1, 2 ou 3 para o item), impossibilitando inferir se esses sintomas compunham ou não um episódio depressivo maior vigente e qual seria seu curso longitudinal até o momento da coleta de dados (por exemplo: o adolescente poderia estar iniciando um episódio, ou em processo de melhora de um episódio, ou ainda com sintomas cronicados de um episódio). Quarto, a avaliação de gênero foi baseada em uma variável categórica (binária). Recentes avanços na análise de invariância de medidas entre múltiplos grupos têm possibilitado o teste de invariância dentro de uma perspectiva dimensional (Kolbe et al., 2022). A diversidade de gênero é um tema altamente debatido na atualidade, sobretudo na população de adolescentes. Assim, investigações da invariância de medida do BDI-II nas dimensões de gênero podem permitir conclusões mais inclusivas. Quinto, o efeito da puberdade

na estrutura fatorial do BDI-II não foi examinado para nossos dados. A diferença da prevalência da depressão entre os gêneros, sendo maior em mulheres do que em homens ao longo da vida, surge primeiramente após a puberdade e parece estar associada a alterações hormonais (Thapar et al., 2022). Deste modo, análises mais refinadas da invariância de medição do BDI-II entre os gêneros considerando este marco biológico podem promover um maior entendimento dessa diferença. Por fim, considerando que a cidade de São Paulo é uma cidade global (*global city*), o efeito da etnia na estrutura fatorial da depressão é uma questão importante e deveria ser abordada por futuros pesquisadores.

9. CONCLUSÕES

A avaliação da estrutura fatorial do BDI-II em 1184 adolescentes escolares da cidade de São Paulo permitiu concluir que:

(1) A versão em português do BDI-II apresentou boa confiabilidade em avaliar os sintomas depressivos, assim como, uma estrutura dimensional estável na população de adolescentes.

(2) Embora o modelo oblíquo de dois fatores do BDI-II seja comumente replicado na literatura, e mais recentemente, o modelo bifatorial tenha emergido como um modelo alternativo interessante para a representação do construto subjacente do BDI-II, nós identificamos o modelo de um único fator geral de depressão como a melhor solução para nossa amostra de adolescentes. Além disso, pudemos confirmar a existência de um fator geral robusto e, sugerir que o uso dos fatores específicos do BDI-II parece ter um valor limitado na pesquisa e na prática clínica.

(3) A invariância de medidas do BDI-II foi estabelecida entre os grupos feminino e masculino de adolescentes. Podemos concluir que o BDI-II apresenta uma estrutura fatorial igual entre os gêneros e as diferenças reportadas nas médias e pontuações totais do BDI-II não são influenciadas pelo instrumento em si, e, portanto, representam variações reais de gênero.

A depressão em adolescentes é uma preocupação em todas as partes do mundo, ocorrendo durante um período de importantes transições de vida, e associada a desfechos negativos ao longo da vida. Sua apresentação é heterogênea, com inúmeras possibilidades de combinações entre suas dimensões afetiva, cognitiva e somática. O conhecimento atual deste construto complexo da depressão ainda é pouco compreendido. Neste sentido, estudos que investigam estruturas latentes são promissores para tentar diminuir as lacunas no conhecimento sobre a depressão em adolescentes.

REFERÊNCIAS

- Aalto-Setälä T, Marttunen M, Tuulio-Henriksson A, Poikolainen K, Lönnqvist J. Depressive symptoms in adolescence as predictors of early adulthood depressive disorders and maladjustment. *American Journal of Psychiatry*, 159(7), 1235-7. 2002. <https://doi:10.1176/appi.ajp.159.7.1235>
- Al-Turkait, F A, Ohaeri J U. Dimensional and hierarchical models of depression using the Beck Depression Inventory-II in an Arab college student sample. *BMC Psychiatry*, 10:60. 2010. <https://doi:10.1186/1471-244X-10-60>
- American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th ed.). Washington: DC. 1994.
- Anselmi L, Fleitlich-Bilyk B, Menezes A M B, Araujo C L, Rodhde L A. Prevalence of psychiatric disorders in a Brazilian birth cohort of 11-year-olds. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*;45:135–42. 2010.
- Araya R, Montero-Marin J, Barroilhet S, Fritsch R, Gaete J, Montgomery A. Detecting depression among adolescents in Santiago, Chile: sex differences. *BMC Psychiatry*, (23), 13:122. 2013. <https://doi:10.1186/1471-244X-13-122>
- Asparouhov T, Muthén B. Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16, 397–438. 2009. <http://dx.doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Avanci J Q, Assis S G, Oliveira R V C. Sintomas depressivos na adolescência: estudo sobre fatores psicossociais em amostra de escolares de um município do Rio de Janeiro, Brasil (Depressive symptoms during adolescence: a study on psychosocial factors in a sample of teenage students in a city in Rio de Janeiro State, Brazil). *Cad. Saúde Pública*;24(10):2334-2346. 2008.
- Barbosa G A, Dias M R, Gaião A A, Di Lorenzo W C G. Depressão infantil: um estudo de prevalência com CDI. *Rev. Neuropsiq. da Inf. e Adol.*4(3):36-40. 1996.
- Basker M, Moses P D, Russell S, Russell P S. The psychometric properties of beck depression inventory for adolescent depression in a primary-care paediatric setting in India. *Child and Adolescent Psychiatry Mental Health*, (1), 1-8. 2007. <https://doi:10.1186/1753-2000-1-8>
- Beck A T, Steer R A, Brown G K. *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. San Antonio, TX: Psychological Corporation). 1996.

Bennett D S, Ambrosini P J, Bianchi M, Barnett D, Metz C, Rabinovich H. Relationship of Beck Depression Inventory factors to depression among adolescents. *Journal of Affective Disorders*, 45(3), 127-134. 1997. [https://doi: 10.1016/s0165-0327\(97\)00045-1](https://doi.org/10.1016/s0165-0327(97)00045-1)

Bonifay W E, Reise S P, Scheines R, Meijer R R. When are multidimensional data unidimensional enough for structural equation modeling?: An evaluation of the DETECT multidimensionality index. *Structural Equation Modeling*, 22(4), 504-516. 2015. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.938596>

Brouwer D, Meijer R R, Zevalkink J. Measuring individual significant change on the Beck Depression Inventory-II through IRT-based statistics. *Psychotherapy Research: Journal of the Society for Psychotherapy Research*, 23(5), 489-501. 2013. [https://doi: 10.1080/10503307.2013.794400](https://doi.org/10.1080/10503307.2013.794400)

Brown T A (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd ed.). New York, NY: Guilford Publications.

Byrne B M, Stewart S M, Lee P W H. Validating the beck depression inventory– II for Hong Kong community adolescents. *International Journal of Testing*, (4), 199– 216. 2004. [https://doi: 10.1207/s15327574ijt0403_1](https://doi.org/10.1207/s15327574ijt0403_1)

Canivez G L. Bifactor modeling in construct validation of multifactored tests: Implications for multidimensionality and test interpretation. In K. Schweizer & C. DiStefano (Eds.), *Principles and methods of test construction: Standards and recent advancements* (pp. 247–271). Gottingen, Germany: Hogrefe. 2016.

Cattell R B. The Scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276. 1966. http://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10

Chen F F. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. 2007. <http://dx.doi.org/10.1080/10705510701301834>

Cheung G W, Rensvold R B. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. 2002. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5

Clayborne Z M, Varin M, Colman I. Systematic Review and Meta-Analysis: Adolescent Depression and Long-Term Psychosocial Outcomes. *Journal of American Academic of the Child and Adolescent Psychiatry*, 58(1), 72-79. 2019. [https://doi: 10.1016/j.jaac.2018.07.896](https://doi.org/10.1016/j.jaac.2018.07.896).

Coelho C L, Crippa J A, Santos J L, Pinsky I, Zaleski M, Caetano R, Laranjeira R. Higher prevalence of major depressive symptoms in Brazilians aged 14 and older. *Rev Bras*

Cohen J. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Routledge. 1988. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>

Cole D A, Cai L, Martin N C, Findling R L, Youngstrom E A, Garber J, Curry J F, Hyde J S, Essex M J, Compas B E, Goodyer I M, Rohde P, Stark K D, Slattery M J, Forehand R. Structure and measurement of depression in youths: applying item response theory to clinical data. *Psychological Assessment*, 23(4), 819-833. 2011. <https://doi: 10.1037/a0023518>

Costello E J, Copeland W, Angold A. The Great Smoky Mountains Study: developmental epidemiology in the southeastern United States. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*. 51(5), 639-646. 2016. <https://doi: 10.1007/s00127-015-1168-1>

de Sá Junior A R, Liebel G, Andrade A G, Andrade L H, Gorenstein C, Wang Y P. Can gender and age impact on response pattern of depressive symptoms among college students? A differential item functioning analysis. *Frontiers in Psychiatry*, 10:50. 2019. <https://doi: 10.3389/fpsyt.2019.00050>

Dueber D M. *BifactorIndicesCalculator*: Bifactor indices calculator. (R package version 3.1) [Computer software]. 2019. <https://cran.r-project.org/web/packages/subscore/index.htm>

Fleitlich-Bilyk B, Goodman R. Prevalence of child and adolescent psychiatric disorders in southeast Brazil. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*. 43 (6):727-34. 2004.

Flora D B. Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 484-501. 2020. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>

GBD 2019 Mental Disorders Collaborators. Global, regional, and national burden of 12 mental disorders in 204 countries and territories, 1990-2019: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. *Lancet Psychiatry*. 9(2), 137-150. 2022. [https://doi: 10.1016/S2215-0366\(21\)00395-3](https://doi: 10.1016/S2215-0366(21)00395-3)

Gomes-Oliveira M H, Gorenstein C, Lotufo Neto F, Andrade L H, Wang Y P. Validation of the Brazilian Portuguese version of the Beck Depression Inventory-II in a community sample. *Brazilian Journal Psychiatry*, 34(4), 389-394. 2012. <https://doi: 10.1016/j.rbp.2012.03.005>

Gorenstein C, Wang Y P, Argimon I L, Werlang B S G. Manual do Inventário de Depressão de Beck - BDI-II. São Paulo: Casa do Psicólogo. 2011.

Gorsuch R L. Factor analysis. In J. A. Schinka & W. F. Velicer (Eds.), *Handbook of psychology: Vol. 2. Research methods in psychology* (pp. 143-164). Hoboken, NJ: John Wiley. 2003.

Groenman A P, Janssen T W P, Oosterlaan J. Childhood Psychiatric Disorders as Risk Factor for Subsequent Substance Abuse: A Meta-Analysis. *Journal of American Academic of the Child and Adolescent Psychiatry*, 56(7), 556-569. 2017. [https://doi: 10.1016/j.jaac.2017.05.004](https://doi.org/10.1016/j.jaac.2017.05.004)

Hayes A F, Coutts J J. Use Omega Rather than Cronbach's Alpha for Estimating Reliability. *But...Communication Methods and Measures*, 14(1), 1-24. 2020. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>

Herrman H Patel V, Kieling C, Berk M, Buchweitz C, Cuijpers P, Furukawa TA, Kessler RC, Kohrt BA, Maj M, McGorry P, Reynolds CF 3rd, Weissman MM, Chibanda D, Dowrick C, Howard LM, Hoven CW, Knapp M, Mayberg HS, Penninx BWJH, Xiao S, Trivedi M, Uher R, Vijayakumar L, Wolpert M. Time for united action on depression: a Lancet-World Psychiatric Association Commission. *Lancet*.;399(10328):957-1022. 2022 Mar 5. [http://doi: 10.1016/S0140-6736\(21\)02141-3](http://doi:10.1016/S0140-6736(21)02141-3).

Horn J L. A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. 1965. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>

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*, 6(1), 1-55. 1999. [https://doi: 10.1080/10705519909540118](https://doi:10.1080/10705519909540118)

Huang C, Chen J H. Meta-Analysis of the Factor Structures of the Beck Depression Inventory-II. *Assessment*, 22(4), 459-472. 2015. [https://doi: 10.1177/1073191114548873](https://doi:10.1177/1073191114548873)

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira | Inep [accessed on Feb 4, 2008]. Available at: <http://www.inep.gov.br/basica/censo/cadastroescolas/>

Kaiser H F. The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and psychological measurement*, 20(1), 141-151. 1960. <http://dx.doi.org/10.1177/001316446002000116>

- Keller F, Kirschbaum-Lesch I, Straub J. Factor Structure and Measurement Invariance Across Gender of the Beck Depression Inventory-II in Adolescent Psychiatric Patients. *Frontiers in Psychiatry*, 23(11), 527-559. 2020. [https://doi: 10.3389/fpsyt.2020.527559](https://doi.org/10.3389/fpsyt.2020.527559)
- Kessler R C, Berglund P, Demler O, Jin R, Merikangas K R, Walters E E. Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry*, 62(6), 593-602. 2005. [https://doi: 10.1001/archpsyc.62.6.593](https://doi.org/10.1001/archpsyc.62.6.593)
- Kolbe L, Molenaar D, Jak S, Jorgensen T D. Assessing measurement invariance with moderated nonlinear factor analysis using the R package OpenMx. *Psychological Methods*. Advance online publication. 2022. [https://doi: 10.1037/met0000501](https://doi.org/10.1037/met0000501)
- Lee E H, Lee S J, Hwang S T, Hong S H, Kim J H. Reliability and Validity of the Beck Depression Inventory-II among Korean Adolescents. *Psychiatry Investigation*, 14(1), 30-36. 2017. [https://doi: 10.4306/pi.2017.14.1.30](https://doi.org/10.4306/pi.2017.14.1.30)
- Lewinsohn P M, Clarke G N, Seeley J R, Rohde P. Major depression in community adolescents: age at onset, episode duration, and time to recurrence. *Journal of American Academic of the Child and Adolescent Psychiatry*, 33(6), 809-18. 1994. [https://doi: 10.1097/00004583-199407000-00006](https://doi.org/10.1097/00004583-199407000-00006)
- Li C H. Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48, 936 –949. 2016. <http://dx.doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Manfro P H, Belem da Silva C T, Anselmi L, Barros F, Eaton W W, Gonçalves H, Murray J, Oliveira I O, Tovo-Rodrigues L, Wehrmeister F C, Menezes A M B, Rohde L A, Kieling C. Depression in a youth population-based sample from Brazil: Prevalence and symptom structure. *J Affect Disord*.292:633-641. 2021 Sep 1. doi: 10.1016/j.jad.2021.05.073. Epub 2021 Jun 5. PMID: 34153834.
- McDonald R P. *Test theory: A unified approach*. Mahwah, NJ: Erlbaum. 1999.
- McDowell I. *Measuring health: a guide to rating scales and questionnaires* (3rd ed.). Oxford University Press. 2006. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195165678.001.0001>
- Meredith W. Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometria*, 58, 525-543. 1993.

- Merikangas K R, He J P, Burstein M, Swanson S A, Avenevoli S, Cui L, Benjet C, Georgiades K, Swendsen J. Lifetime prevalence of mental disorders in U.S. adolescents: results from the National Comorbidity Survey Replication--Adolescent Supplement (NCS-A). *Journal of American Academic of the Child and Adolescent Psychiatry*, 49(10), 980-989. 2010. [https://doi: 10.1016/j.jaac.2010.05.017](https://doi:10.1016/j.jaac.2010.05.017)
- Morris J, Belfer M, Daniels A, Flisher A, Villé L, Lora A, Saxena S. Treated prevalence of and mental health services received by children and adolescents in 42 low-and-middle-income countries. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 52(12), 1239-1246. 2011. [https://doi: 10.1111/j.1469-7610.2011.02409.x](https://doi:10.1111/j.1469-7610.2011.02409.x)
- Munhoz T N, Santos I S, Matijasevich A. Depression among Brazilian adolescents: a cross-sectional population-based study. *J Affect Disord.*(175):281-286. 2015.
- Muthén B O, Kaplan D, Hollis M. On structural equation modeling with data that are not missing completely at random. *Psychometrika*, 52, 431–462. 1987. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02294365>
- Myers K, Winters N C. Ten-year review of rating scales. II: Scales for internalizing disorders. *Journal of American Academic of the Child and Adolescent Psychiatry*, 41(6), 634-59. 2002. [https://doi: 10.1097/00004583-200206000-00004](https://doi:10.1097/00004583-200206000-00004)
- Nardi B, Francesconi G, Catena-Dell'osso M, Bellantuono C. Adolescent depression: clinical features and therapeutic strategies. *European Review for Medical and Pharmacological Sciences*, 17(11), 1546–1551. 2013.
- Osman A, Barrios F X, Gutierrez P M, Williams J E, Bailey J. Psychometric properties of the beck depression inventory–II in nonclinical adolescent samples. *Journal of Clinical Psychology*. 64(1), 83–102. 2008. [https://doi: 10.1002/jclp.20433](https://doi:10.1002/jclp.20433)
- Osman A, Kopper B A, Barrios F, Gutierrez P M, Bagge C L. Reliability and validity of the Beck depression inventory--II with adolescent psychiatric inpatients. *Psychological Assessment*, 16(2), 120-132. 2004. [https://doi: 10.1037/1040-3590.16.2.120](https://doi:10.1037/1040-3590.16.2.120)
- Paula C S, Bordin I A S, Mari J J, Velasque L, Rohde LA, Coutinho ESF. The Mental Health Care Gap among Children and Adolescents: Data from an Epidemiological Survey from Four Brazilian Regions. *PLoS ONE*.9(2):e88241. 2014.

Penley J A. Psychometric properties of the Spanish Beck Depression Inventory-II in a medical and a student sample (Doctoral dissertation). Available from ProQuest Dissertations and Theses database. 2001.

Pereira T S, Silva A A, Alves M T, Simões V M, Batista R F, Rodriguez J D, Figueiredo F P, Lamy-Filho F, Barbieri M A, Bettiol H. Perinatal and early life factors associated with symptoms of depression in Brazilian children. *BMC Public Health*.(3):12:605. 2012.

Petresco S, Anselmi L, Santos I S, Barros A J D, Fleitlich-Bilyk B, Barros F C, Matijasevich A. Prevalence and comorbidity of psychiatric disorders among 6-year-old children: 2004 Pelotas Birth Cohort. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*.49(06):975-983. 2014.

Polanczyk G V, Salum G A, Sugaya L S, Caye A, Rohde L A. Annual research review: A meta-analysis of the worldwide prevalence of mental disorders in children and adolescents. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 56(3), 345-365. 2015. <https://doi: 10.1111/jcpp.12381>

Pozuelo J R, Desborough L, Stein A, Cipriani A. Systematic Review and Meta-analysis: Depressive Symptoms and Risky Behaviors Among Adolescents in Low- and Middle-Income Countries. *Journal of American Academic of the Child and Adolescent Psychiatry*, 61(2), 255-276. 2022. <https://doi: 10.1016/j.jaac.2021.05.005>

Quilty L C, Zhang K A, Bagby R M. The latent symptom structure of the Beck Depression Inventory-II in outpatients with major depression. *Psychological Assessment*, 22(3), 603-608. 2010. <https://doi:10.1037/a0019698>

Reise S P, Scheines R, Widaman K F, Haviland M G. Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5–26. 2013. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164412449831>

Reise S P. The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47, 667–696. 2012.<http://dx.doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>

Revelle W. psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research. Northwestern University, Evanston, Illinois. R package version 2.2.5. 2022a. Available online at: <https://CRAN.R-project.org/package=psych>

Revelle W. psychTools: Tools to Accompany the 'psych; Package for Psychological Research. Northwestern University, Evanston, Illinois. R package version 2.2.5. 2022b. Available online at: <https://CRAN.R-project.org/package=psychTools>

- Rice F, Riglin L, Lomax T, Souter E, Potter R, Smith D J, Thapar A K, Thapar A. Adolescent and adult differences in major depression symptom profiles. *Journal of Affective Disorders*, 15(243), 175-181. 2019. [https://doi: 10.1016/j.jad.2018.09.015](https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.09.015)
- Rodriguez A, Reise S P, Haviland M G. Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223–237. 2016a. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Rodriguez A, Reise S P, Haviland M G. Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. 2016b . <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rosseel Y. “lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling.” *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. 2012. [https:// doi:10.18637/jss.v048.i02](https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02)
- RStudio Team. Rstudio: Integrated Development Environment for R [Computer software manual]. Boston, MA. 2020. Available online at <http://www.rstudio.com/>
- Salle E, Rocha N S, Rocha T S, Nunes C, Chaves M L F. Escalas psicométricas como instrumentos de rastreamento para depressão em estudantes do ensino médio (Depression rating scales as screening tools for depression in high school students). *Rev Psiq Clín*.39(1):24-27. 2012.
- Satorra A, Bentler P M. Ensuring Positiveness of the Scaled Difference Chi-square Test Statistic. *Psychometrika*, 75(2), 243-248. 2010. [https://doi: 10.1007/s11336-009-9135-y](https://doi.org/10.1007/s11336-009-9135-y)
- Sellbom M, Tellegen A. Factor analysis in psychological assessment research: Common pitfalls and recommendations. *Psychological Assessment*, 31(12), 1428-1441. 2019. [https://doi: 10.1037/pas0000623](https://doi.org/10.1037/pas0000623)
- Souza L D M, Silva R S, Godoy R V, Cruzeiro A L S, Faria A D, Pinheiro R T, Horta B L, Silva R A. Sintomatologia depressiva em adolescentes iniciais – estudo de base populacional (Depressive symptomatology in early adolescents – population-based study). *J Bras Psiquiatr*. 57(4):261-266. 2008.
- Steer R A, Kumar G, Ranieri W F, Beck A T. Use of the beck depression inventory-II with adolescent psychiatric outpatients. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 20, 127–37. 1998. [https://doi: 10.1023/A:1023091529735](https://doi.org/10.1023/A:1023091529735)

- Stockings E, Degenhardt L, Lee Y Y, Mihalopoulos, C., Liu, A., Hobbs, M., & Patton, G. Symptom screening scales for detecting major depressive disorder in children and adolescents: a systematic review and meta-analysis of reliability, validity and diagnostic utility. *Journal of Affective Disorders*. 15(174), 447-463. 2015. [https://doi: 10.1016/j.jad.2014.11.061](https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.11.061)
- Stucky B D, Edelen M O. Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. In S. P. Reise & D. A. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (pp. 183– 206). New York, NY: Routledge/Taylor & Francis Group. 2014.
- Stucky B D, Thissen D, Edelen M O. Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement*, 37, 41–57. 2013. <http://dx.doi.org/10.1177/0146621612462759>
- Thapar A, Eyre O, Patel V, Brent D. Depression in young people. *Lancet*, 400(10352), 617-631. 2022. [https://doi: 10.1016/S0140-6736\(22\)01012-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(22)01012-1)
- Thompson B. *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association. 2004. <http://doi.org/10.1037/10694-000>
- Uslu R I, Kapci E G, Oncu B, Ugurlu M, Turkcapar H. Psychometric properties and cut-off scores of the beck depression inventory-II in Turkish adolescents. *Journal of Clinical Psychology in Medical Settings*, 15(3), 225–233. 2008. [https://doi: 10.1007/s10880-008-9122-y](https://doi.org/10.1007/s10880-008-9122-y)
- Vanheule S, Desmet M, Groenvynck H, Rosseel Y, Fontaine J. The factor structure of the Beck Depression Inventory-II: An evaluation. *Assessment*, 15(2), 177- 187. 2008. [https://doi:10.1177/1073191107311261](https://doi.org/10.1177/1073191107311261)
- VanVoorhis C R W, Blumentritt T L. Psychometric properties of the beck depression inventory-II in a clinically-identified sample of Mexican American adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 16(6), 789–798. 2007. [https://doi: 10.1007/s10826-006-9125-y](https://doi.org/10.1007/s10826-006-9125-y)
- Veras JL, Ximenes RC, de Vasconcelos FM, Sougey EB Prevalence of Suicide Risk Among Adolescents With Depressive Symptoms. *Arch Psychiatr Nurs*. 2016;30(1):2-6.

- Wang Y P, Gorenstein C. Psychometric properties of the Beck Depression Inventory-II: a comprehensive review. *Brazilian Journal Psychiatry*, 35(4), 416-431. 2013. [https://doi: 10.1590/1516-4446-2012-1048](https://doi.org/10.1590/1516-4446-2012-1048)
- Ward L C. Comparison of factor structure models for the beck depression inventory-II. *Psychological Assessment*, 18(1), 81-88. 2006. [https://doi: 10.1037/1040-3590.18.1.81](https://doi.org/10.1037/1040-3590.18.1.81)
- Whisman M A, Judd C M, Whiteford N T, Gelhorn H L. Measurement invariance of the Beck Depression Inventory-Second Edition (BDI-II) across gender, race, and ethnicity in college students. *Assessment*, 20(4), 419-428. 2013. [https://doi: 10.1177/1073191112460273](https://doi.org/10.1177/1073191112460273)
- Whisman M A, Perez J E, Ramel W. Factor structure of the Beck Depression Inventory-Second Edition (BDI-II) in a student sample. *Journal of Clinical Psychology*, 56(4), 545-551. 2000. [https://doi: 10.1002/\(sici\)1097-4679\(200004\)56:4<545::aid-jclp7>3.0.co;2-u](https://doi.org/10.1002/(sici)1097-4679(200004)56:4<545::aid-jclp7>3.0.co;2-u)
- Whiteford H A, Degenhardt L, Rehm J, Baxter A J, Ferrari A J, Erskine H E, Charlson F J, Norman R E, Flaxman A D, Johns N, Burstein R, Murray C J, Vos T. Global burden of disease attributable to mental and substance use disorders: findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *Lancet*, 382(9904), 1575-1586. 2013. [https://doi: 10.1016/S0140-6736\(13\)61611-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61611-6)
- Wu H, Estabrook R. Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika*, 81(4), 1014-1045. 2016. [https://doi: 10.1007/s11336-016-9506-0](https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0).
- Wu P C, Huang T W. Gender-related invariance of the Beck Depression Inventory-II for Taiwanese adolescent samples. *Assessment*, 21(2), 218-226. 2014. [https://doi: 10.1177/1073191112441243](https://doi.org/10.1177/1073191112441243)
- Xia Y, Yang Y. RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409-428. 2019. [https://doi: 10.3758/s13428-018-1055-2](https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2)
- Zelazny J, Stanley B, Porta G, Mann J J, Oquendo M, Birmaher B, Melhem N, Brent D A. Risk factors for pre-adolescent onset suicidal behavior in a high-risk sample of youth. *Journal of Affective Disorders*, 1(290), 292-299. 2021. [https://doi: 10.1016/j.jad.2021.04.059](https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.04.059)

ANEXOS

ANEXO A – Carta de apresentação da pesquisa para diretoria das escolas



LIM-23 - Departamento de Psiquiatria

Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Caixa Postal 3671 CEP 01060-970

São Paulo - SP - Brasil

Tel/Fax.: 55 11 3069-6958

À Diretoria da ...

Somos pesquisadores e professores da Universidade de São Paulo, envolvidos em pesquisas populacionais sobre sintomas emocionais em várias faixas etárias, utilizando questionários padronizados amplamente usados em pesquisas internacionais. Com essa metodologia publicamos vários artigos científicos em revistas especializadas¹⁻⁸ e um livro sobre instrumentos psicométricos de avaliação⁹.

Atualmente estamos desenvolvendo estudos semelhantes em universitários e adolescentes. Para a avaliação da faixa de 11 a 18 anos incompletos, a pesquisa será realizada em alunos de ensino fundamental e médio da cidade de São Paulo, de acordo com esses três estratos (escolas públicas estaduais, públicas municipais e privadas), ordenadas por região e por tamanho. As instituições de ensino que participam da pesquisa são as sorteadas aleatoriamente a partir de técnica de amostragem por conglomerado e multiestratificada. Nas escolas sorteadas, ao menos **duas** classes serão ordenadas e sorteadas de forma aleatória.

A instituição de ensino que o(a) Sr(a). dirige foi sorteada entre as que constam da listagem das escolas, fornecida pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) ligado ao Ministério da Educação e Cultura (MEC). Obtivemos as informações da sua instituição de acordo com dados do **Censo Escolar 2007** fornecido pelo INEP.

Dados sobre a pesquisa: O estudo tem o objetivo padronizar, na população não clínica brasileira, os questionários: Inventário de Depressão de Beck - II (21 itens), e instrumentos de rastreamento de transtornos mentais comuns, o Questionário de Auto-resposta (SRQ - 20 itens)

e a Escala Breve K6/K10 (15 itens), que fornecem uma avaliação rápida de psicopatologia na população geral (veja exemplos em anexo).

A importância da avaliação dos sintomas psíquicos é evidenciada pela alta prevalência de transtornos psiquiátricos e abuso de álcool e drogas na população geral. Sabe-se que tais sintomas, quando presentes na infância e adolescência, interferem no rendimento escolar, bem como nas relações interpessoais, podendo levar às mesmas conseqüências que em adultos. A prevenção destes transtornos na população adolescente, faixa pouco estudada em nosso meio, depende inicialmente da sua identificação precoce, que é o principal objetivo da presente pesquisa.

Quanto à aplicação: a) serão aplicados coletivamente em sala de aula por um aluno de graduação da USP, devidamente identificado; b) a participação será voluntária; c) os pais serão solicitados a fornecer autorização; d) os alunos não serão identificados; e) os objetivos dos questionários não serão explicitados aos alunos para evitar interferência na resposta; f) os resultados serão utilizados estritamente para fins de pesquisa; g) as escolas não serão identificadas; h) o tempo de preenchimento é de em média 15-20 minutos. A pesquisa está sendo realizada em colaboração com a editora Casa do Psicólogo.

Para tanto, solicitamos:

- a) Autorização para a aplicação dos questionários em sala de aula;
- b) Listagem dos alunos das classes sorteadas;
- c) Acesso aos pais/responsáveis dos alunos para solicitação da assinatura do termo de autorização para participar da pesquisa.

A Diretoria será contactada por um pesquisador da nossa equipe que agendarão a data da nossa visita. Os resultados gerais da pesquisa serão disponibilizados pelos pesquisadores às escolas interessadas. Desde já agradecemos sua valiosa contribuição e colocamo-nos à disposição para eventuais esclarecimentos pelos emails: cgorenst@usp.br ou gnap_inbox@hotmail.com e telefone/fax (11)3069-6958 ou 3069-6976.

Atenciosamente,

Profa. Dra. Clarice Gorenstein

Prof. Dr. Wang Yuan Pang

Publicações científicas sobre o tema:

1. GORENSTEIN, C., POMPÉIA, S., ANDRADE, L. Scores of Brazilian university students on the Beck Depression Inventory and the State-Trait Anxiety Inventory. *Psychological Reports* 77: 635-641, 1995.
2. GORENSTEIN, C., ANDRADE, L. Validation of a Portuguese version of the Beck Depression Inventory and the State-Trait Anxiety Inventory in Brazilian subjects. *Brazilian Journal of Medical and Biological Research* 29 (4): 453-457, 1996.
3. GORENSTEIN, C., ANDRADE, L.H.S.G. Inventário de Depressão de Beck: propriedades psicométricas da versão em português. *Revista de Psiquiatria Clínica* 25(5):245-250, 1998.
4. GORENSTEIN C., ANDRADE L., VIEIRA FILHO A.H.G., TUNG T.C., ARTES R. Psychometric properties of the Portuguese version of the Beck Depression Inventory on Brazilian college students. *Jornal of Clinical Psychology* 55(5); 553-562, 1999.
5. ANDRADE L., GORENSTEIN C., VIEIRA FILHO A. H., TUNG T.C., ARTES R. Psychometric properties of the Portuguese version of the State-Trait Anxiety Inventory applied to college students: factor analysis and relation to the Beck Depression Inventory. *Brazilian Journal of Medical and Biological Research* 34(3): 367-374, 2001.
6. WANG YP, ANDRADE L H, GORENSTEIN C. Validation of the Beck Depression Inventory for a Portuguese-speaking Chinese community in Brazil. *Brazilian Journal of Medical and Biological Research* 38(3): 399-408, 2005.
7. GORENSTEIN C, ANDRADE L, ZANOLO E, ARTES R. Expression of depressive symptoms in a non-clinical Brazilian adolescent sample. *Canadian Journal of Psychiatry* 50(3): 129-137, 2005.
8. WANG Y-P, LEDERMAN LP, ANDRADE L H, GORENSTEIN C. Symptomatic expression of depression among Jewish adolescents: effects of gender and age. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 43(1):79-86, 2007.
9. GORENSTEIN, C., ANDRADE, L.H.S.G, ZUARDI, A.W. (eds.) *Escalas de Avaliação Clínica em Psiquiatria e Psicofarmacologia*. Lemos Editorial, São Paulo, 2000.

ANEXO B – Carta de apresentação da pesquisa para pais ou responsáveis e termo de consentimento informado



LIM-23 - Departamento de Psiquiatria

Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

Caixa Postal 3671 CEP 01060-970

São Paulo - SP - Brasil

Tel/Fax.: 55 11 3069-6958

Senhores Pais ou Responsável Legal

Escola

Somos pesquisadores e professores da Universidade de São Paulo, envolvidos em pesquisas populacionais sobre sintomas emocionais em várias faixas etárias. Atualmente estamos desenvolvendo estudos em adolescentes da faixa de 11 a 18 anos incompletos, em escolas de ensino fundamental e médio da cidade de São Paulo.

A escola e classe que seu filho(a) frequênta foi uma das sorteadas entre as escolas da cidade de São Paulo. Os alunos responderão três questionários – os instrumentos de rastreamento, o Questionário de Screening Psiquiátrico (SRQ-20 itens) e a Escala Breve K6/K10 (15 itens), e o Inventário de Depressão de Beck - forma II (21-itens). Esses questionários fornecem uma avaliação rápida de sintomas psíquicos na população geral.

Saber o quanto esses sintomas estão presentes na infância e adolescência é importante para identificar precocemente possíveis fatores que estão envolvidos no desenvolvimento de transtornos na vida adulta, tais como dependência de álcool e droga, além de comportamentos suicidas. Além disso, sabe-se que a presença de sintomas psíquicos, muitas vezes interfere no rendimento escolar e nas relações interpessoais.

Seguem esclarecimentos adicionais sobre a pesquisa:

a) os questionários serão aplicados coletivamente em sala de aula por um aluno da USP, devidamente identificado; b) a participação será voluntária; c) os pais devem assinar a autorização de participação; d) os alunos não serão identificados; e) os objetivos dos questionários não serão explicitados aos alunos para evitar interferência na resposta; f) os

resultados serão utilizados estritamente para fins de pesquisa; g) as escolas não serão identificadas; h) o tempo de preenchimento é em média de 15-20 minutos.

Assim, solicitamos que os senhores consentam com a participação de seu filho(a) na pesquisa pela assinatura do termo de autorização anexo.

Desde já agradecemos sua valiosa contribuição e colocamo-nos à disposição para eventuais esclarecimentos pelos emails cgorenst@usp.br ou gnap_inbox@hotmail.com e telefone (11)3069-6958.

Atenciosamente,

Profa. Dra. Clarice Gorenstein

Prof. Dr. Wang Yuan Pang

Termo de autorização

Eu, _____, portador do RG nº _____,

responsável pelo aluno(a), declaro estar ciente dos procedimentos dos quais meu filho(a) participará como convidado, das pesquisas de padronização de testes realizados pela equipe de Psicologia sob a responsabilidade de pesquisadores da Universidade de São Paulo (Profa. Dra. Clarice Gorenstein e Prof. Dr. Wang Yuan Pang).

Autorizo a utilização dos resultados dos testes Questionário de Rastreamento Psiquiátrico (SRQ-20 itens), Escala Breve K6/K10 (15 itens), e Inventário de Depressão de Beck - II (21-itens), sem identificação do nome de meu filho(a) e que tais resultados só poderão ser utilizados para fins científicos.

Estou ciente que a participação ou não de meu filho(a) não implica em nenhuma consequência favorável ou desfavorável à sua avaliação escolar.

São Paulo, de de 2008.

Assinatura do pai ou responsável

ANEXO C – Inventário de Depressão de Beck-II (BDI-II)

<p>1. Tristeza</p> <p>0 Não me sinto triste.</p> <p>1 Eu me sinto triste grande parte do tempo.</p> <p>2 Estou triste o tempo todo.</p> <p>3 Estou tão triste ou tão infeliz que não consigo suportar.</p> <p>2. Pessimismo</p> <p>0 Não estou desanimado(a) a respeito do meu futuro.</p> <p>1 Eu me sinto mais desanimado(a) a respeito do meu futuro do que de costume.</p> <p>2 Não espero que as coisas dêem certo para mim.</p> <p>3 Sinto que não há esperança quanto ao meu futuro. Acho que só vai piorar.</p> <p>3. Fracasso passado</p> <p>0 Não me sinto um(a) fracassado(a).</p> <p>1 Tenho fracassado mais do que deveria.</p> <p>2 Quando penso no passado vejo muitos fracassos.</p> <p>3 Sinto que como pessoa sou um fracasso total.</p> <p>4. Perda de prazer</p> <p>0 Continuo sentindo o mesmo prazer que sentia com as coisas de que eu gosto.</p> <p>1 Não sinto tanto prazer com as coisas como costumava sentir.</p> <p>2 Tenho muito pouco prazer nas coisas que eu costumava gostar.</p> <p>3 Não tenho mais nenhum prazer nas coisas que costumava gostar.</p> <p>5. Sentimentos de culpa</p> <p>0 Não me sinto particularmente culpado(a).</p> <p>1 Eu me sinto culpado(a) a respeito de várias coisas que fiz e/ou que deveria ter feito.</p> <p>2 Eu me sinto culpado(a) a maior parte do tempo.</p> <p>3 Eu me sinto culpado(a) o tempo todo.</p> <p>6. Sentimentos de punição</p> <p>0 Não sinto que estou sendo punido(a).</p> <p>1 Sinto que posso ser punido(a).</p> <p>2 Eu acho que serei punido(a).</p> <p>3 Sinto que estou sendo punido(a).</p>	<p>7. Auto-estima</p> <p>0 Eu me sinto como sempre me senti em relação a mim mesmo(a).</p> <p>1 Perdi a confiança em mim mesmo(a).</p> <p>2 Estou desapontado(a) comigo mesmo(a).</p> <p>3 Não gosto de mim.</p> <p>8. Autocrítica</p> <p>0 Não me critico nem me culpo mais do que o habitual.</p> <p>1 Estou sendo mais crítico(a) comigo mesmo(a) do que costumava ser.</p> <p>2 Eu me critico por todos os meus erros.</p> <p>3 Eu me culpo por tudo de ruim que acontece.</p> <p>9. Pensamentos ou desejos suicidas</p> <p>0 Não tenho nenhum pensamento de me matar.</p> <p>1 Tenho pensamentos de me matar, mas não levaria isso adiante.</p> <p>2 Gostaria de me matar.</p> <p>3 Eu me mataria se tivesse oportunidade.</p> <p>10. Choro</p> <p>0 Não choro mais do que chorava antes.</p> <p>1 Choro mais agora do que costumava chorar.</p> <p>2 Choro por qualquer coisinha.</p> <p>3 Sinto vontade de chorar, mas não consigo.</p> <p>11. Agitação</p> <p>0 Não me sinto mais inquieto(a) ou agitado(a) do que me sentia antes.</p> <p>1 Eu me sinto mais inquieto(a) ou agitado(a) do que me sentia antes.</p> <p>2 Eu me sinto tão inquieto(a) ou agitado(a) que é difícil ficar parado(a).</p> <p>3 Estou tão inquieto(a) ou agitado(a) que tenho que estar sempre me mexendo ou fazendo alguma coisa.</p> <p>12. Perda de interesse</p> <p>0 Não perdi o interesse por outras pessoas ou por minhas atividades.</p> <p>1 Estou menos interessado pelas outras pessoas ou coisas do que costumava estar.</p> <p>2 Perdi quase todo o interesse por outras pessoas ou coisas.</p> <p>3 É difícil me interessar por alguma coisa.</p>
--	--

Subtotal da página 1

13. Indecisão

- 0 Tomo minhas decisões tão bem quanto antes.
- 1 Acho mais difícil tomar decisões agora do que antes.
- 2 Tenho muito mais dificuldade em tomar decisões agora do que antes.
- 3 Tenho dificuldade para tomar qualquer decisão.

14. Desvalorização

- 0 Não me sinto sem valor.
- 1 Não me considero hoje tão útil ou não me valorizo como antes.
- 2 Eu me sinto com menos valor quando me comparo com outras pessoas.
- 3 Eu me sinto completamente sem valor.

15. Falta de energia

- 0 Tenho tanta energia hoje como sempre tive.
- 1 Tenho menos energia do que costumava ter.
- 2 Não tenho energia suficiente para fazer muita coisa.
- 3 Não tenho energia suficiente para nada.

16. Alterações no padrão de sono

- 0 Não percebi nenhuma mudança no meu sono.
- 1a Durmo um pouco mais do que o habitual.
- 1b Durmo um pouco menos do que o habitual.
- 2a Durmo muito mais do que o habitual.
- 2b Durmo muito menos do que o habitual.
- 3a Durmo a maior parte do dia.
- 3b Acordo 1 ou 2 horas mais cedo e não consigo voltar a dormir.

17. Irritabilidade

- 0 Não estou mais irritado(a) do que o habitual.
- 1 Estou mais irritado(a) do que o habitual.
- 2 Estou muito mais irritado(a) do que o habitual.
- 3 Fico irritado(a) o tempo todo.

18. Alterações de apetite

- 0 Não percebi nenhuma mudança no meu apetite.
- 1a Meu apetite está um pouco menor do que o habitual.
- 1b Meu apetite está um pouco maior do que o habitual.
- 2a Meu apetite está muito menor do que antes.
- 2b Meu apetite está muito maior do que antes.
- 3a Não tenho nenhum apetite.
- 3b Quero comer o tempo todo.

19. Dificuldade de concentração

- 0 Posso me concentrar tão bem quanto antes.
- 1 Não posso me concentrar tão bem como habitualmente.
- 2 É muito difícil manter a concentração em alguma coisa por muito tempo.
- 3 Eu acho que não consigo me concentrar em nada.

20. Cansaço ou fadiga

- 0 Não estou mais cansado(a) ou fatigado(a) do que o habitual.
- 1 Fico cansado(a) ou fatigado(a) mais facilmente do que o habitual.
- 2 Eu me sinto muito cansado(a) ou fatigado(a) para fazer muitas das coisas que costumava fazer.
- 3 Eu me sinto muito cansado(a) ou fatigado(a) para fazer a maioria das coisas que costumava fazer.

21. Perda de interesse por sexo

- 0 Não notei qualquer mudança recente no meu interesse por sexo.
- 1 Estou menos interessado(a) em sexo do que costumava estar.
- 2 Estou muito menos interessado(a) em sexo agora.
- 3 Perdi completamente o interesse por sexo.

Subtotal da página 1 Subtotal da página 2 Subtotal da página 2 Pontuação total

ANEXO D – Carta de aprovação pela CAPPesq



APROVAÇÃO

A Comissão de Ética para Análise de Projetos de Pesquisa - CAPPesq da Diretoria Clínica do Hospital das Clínicas e da Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo, em sessão de 04/06/2008, **APROVOU** o Protocolo de Pesquisa nº **0006/08**, intitulado: "**ADAPTAÇÃO E VALIDAÇÃO DA VERSÃO EM PORTUGUÊS DO BECK DEPRESSION INVENTORY-II (BDI-II- INVENTÁRIO DE DEPRESSÃO DE BECK II) NA POPULAÇÃO BRASILEIRA: UM ESTUDO PSICOMÉTRICO**" de 2007, apresentado pelo Departamento de **PSIQUIATRIA**, inclusive o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido.

Cabe ao pesquisador elaborar e apresentar à CAPPesq, os relatórios parciais e final sobre a pesquisa (Resolução do Conselho Nacional de Saúde nº 196, de 10/10/1996, inciso IX.2, letra "c").

Pesquisador (a) Responsável: **Dr. Wang Yuan Pang**

Pesquisador (a) Executante: **Márcio Henrique Gomes de Oliveira**

CAPPesq, 06 de Junho de 2008

Prof. Dr. Eduardo Massad
Presidente da Comissão de
Ética para Análise de Projetos
de Pesquisa

Recebido: 07/06/08, às 12h30min
 Departamento de Psiquiatria de FMUSP

Comissão de Ética para Análise de Projetos de Pesquisa do HCFMUSP e da FMUSP Diretoria Clínica do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo Rua Ovídio Pires de Campos, 255, 5º andar - CEP 05403 010 - São Paulo – SP Fone: 011 3069 6442 Fax: 011 3069 6492 e-mail: cappesq@hcnet.usp.br / secretariacappesq2@hcnet.usp.br

APÊNDICES

APÊNDICE A – Características dos adolescentes por gênero

Variável	Total		AFE		AFC	
	Feminino (n = 700)	Masculino (n = 484)	Feminino (n = 354)	Masculino (n = 238)	Feminino (n = 346)	Masculino (n = 246)
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
Idade						
13	138(20)	126(26)	65 (18)	59 (25)	73 (21)	67 (27)
14	152(22)	100(21)	79 (22)	56 (24)	73 (21)	44 (18)
15	118(17)	83(17)	57 (16)	46 (19)	61 (18)	37 (15)
16	133(19)	77(16)	67 (19)	32 (13)	66 (19)	45 (18)
17	137(20)	83(17)	78 (22)	34 (14)	59 (17)	49 (20)
18	22(3)	15(3)	8 (2)	11 (5)	14 (4)	4 (2)
Região						
Centro	23(3)	18(4)	11 (3)	7 (3)	12 (3)	11 (4)
Leste	186(27)	135(28)	96 (27)	60 (25)	90 (26)	75 (30)
Norte	207(30)	157(32)	106 (30)	79 (33)	101 (29)	78 (32)
Oeste	84(12)	57(12)	41 (12)	26 (11)	43 (12)	31 (13)
Sul	200(29)	117(24)	100 (28)	66 (28)	100 (29)	51 (21)
Escolaridade						
Ensino fundamental II	309(44)	258(53)	155 (44)	129 (54)	154 (45)	129 (52)
Ensino médio	391(56)	226(47)	199 (56)	109 (46)	192 (55)	117 (48)
Tipo de escola						
Privada	176(25)	152(31)	88 (25)	66 (28)	88 (25)	86 (35)
Pública	524(75)	332(69)	266 (75)	172 (72)	258 (75)	160 (65)

Notas. AFC = análise fatorial exploratória; AFC = análise fatorial confirmatória

APÊNDICE B – Estatísticas descritivas do BDI-II por gênero para as subamostras

Ítems do BDI-II	Gênero	AFE (n feminino = 354, n masculino = 238)			AFC (n feminino = 346, n masculino = 246)		
		M	(DP)	%*	M	(DP)	%*
1. Tristeza	Feminino	0,4	0,6	33	0,3	0,6	29
	Masculino	0,3	0,8	21	0,2	0,5	15
2. Pessimismo	Feminino	0,3	0,7	23	0,3	0,6	21
	Masculino	0,3	0,7	21	0,3	0,6	17
3. Fracasso passado	Feminino	0,5	0,8	33	0,5	0,9	30
	Masculino	0,4	0,8	26	0,4	0,8	26
4. Perda de prazer	Feminino	0,5	0,7	39	0,4	0,7	34
	Masculino	0,4	0,7	31	0,4	0,6	32
5. Sentimentos de culpa	Feminino	0,6	0,6	54	0,6	0,6	53
	Masculino	0,5	0,6	41	0,5	0,6	46
6. Sentimentos de punição	Feminino	0,6	0,9	34	0,5	0,8	31
	Masculino	0,4	0,8	27	0,4	0,8	31
7. Autoestima	Feminino	0,5	0,8	29	0,5	0,9	28
	Masculino	0,3	0,7	17	0,3	0,7	20
8. Autocrítica	Feminino	0,9	0,9	59	0,8	0,9	56
	Masculino	0,6	0,8	42	0,7	0,8	48
9. Pensamentos ou desejos suicidas	Feminino	0,3	0,5	25	0,3	0,5	22
	Masculino	0,2	0,6	11	0,2	0,5	15
10. Choro	Feminino	1,1	1,1	60	1	1,1	54
	Masculino	0,4	0,9	17	0,3	0,8	16
11. Agitação	Feminino	0,8	1,0	53	0,7	0,9	48
	Masculino	0,8	1,0	52	0,8	0,9	51
12. Perda de interesse	Feminino	0,5	0,7	38	0,4	0,7	31
	Masculino	0,4	0,7	26	0,3	0,6	24
13. Indecisão	Feminino	1,0	1,0	61	0,9	0,9	62
	Masculino	0,7	0,8	48	0,7	0,8	49
14. Desvalorização	Feminino	0,5	0,9	28	0,5	0,8	27
	Masculino	0,3	0,8	19	0,3	0,6	17
15. Falta de energia	Feminino	0,5	0,6	47	0,5	0,7	45
	Masculino	0,3	0,6	29	0,4	0,7	30
16. Alterações no padrão de sono	Feminino	1,0	0,9	65	0,9	0,9	61
	Masculino	0,8	0,8	56	0,9	0,9	61
17. Irritabilidade	Feminino	0,8	0,9	56	0,8	0,9	52
	Masculino	0,4	0,7	35	0,5	0,8	35
18. Alterações de apetite	Feminino	0,9	0,9	61	0,9	0,9	58
	Masculino	0,7	0,8	50	0,7	0,8	48
19. Dificuldade de concentração	Feminino	0,9	0,9	57	0,8	0,9	48
	Masculino	0,6	0,8	41	0,6	0,8	46
20. Cansaço ou fadiga	Feminino	0,7	0,8	50	0,6	0,8	45
	Masculino	0,4	0,7	33	0,5	0,8	40
21. Perda de interesse por sexo	Feminino	0,2	0,6	10	0,3	0,6	15
	Masculino	0,2	0,5	11	0,1	0,5	7

Notas. AFC = análise fatorial exploratória; AFC = análise fatorial confirmatória; *proporção de respostas 1, 2 ou 3.

APÊNDICE C - Produção científica

Apresentação da tese com dados preliminares no II Taller Latinoamericano sobre Investigación en Depresión y Personalidad. (Carga horária: 60h). Instituto Milenio para la Investigación en Depresión y Personalidad, MIDAP, Santiago, Chile, 2018.

Apresentação do poster 5.39 *Reliability and Dimensional Validity of the Beck Depression Inventory-II (BDI-II) Among Brazilian Adolescents* no AACAP's 65th Annual Meeting, Seattle, USA, 2018.

Ferreira-Maia, AP; Boronat, AC; Gorenstein, C; Wang, YP. 5.39 *Reliability and Dimensional Validity of the Beck Depression Inventory-II (BDI-II) Among Brazilian Adolescents*. JAACAP, v. 57, p. S239, 2018.

Submissão do artigo *Factor structure and gender-related measurement invariance of the Beck Depression Inventory-II among Brazilian school-age adolescents* na revista *Psychological Assessment* (24.09.2022) FI [6,08]. Autores: Ferreira-Maia, AP; Gorenstein, C; Wang, YP.