

EVIDÊNCIAS DE ESTRUTURA INTERNA DA VERSÃO BRASILEIRA DA ESCALA AVALIAÇÃO GLOBAL DAS NECESSIDADES INDIVIDUAIS - RASTREIO RÁPIDO

EVIDENCE OF THE INTERNAL STRUCTURE OF THE BRAZILIAN VERSION OF THE GLOBAL ASSESSMENT OF INDIVIDUAL NEEDS SCALE - SHORT SCREENER

Guilherme Correa Barbosa¹, Flávio Rebutini² e Márcia Aparecida Ferreira de Oliveira³

RESUMO

Objetivo: Buscar evidências de estrutura interna da Avaliação Global de Necessidades Individuais-Short Screener (versão portuguesa), obtidas durante o atendimento a usuários de álcool e outras drogas em CAPSadII, por meio da Análise Fatorial Exploratória (AFE). **Método:** A amostra do estudo foi composta por 200 usuários do Centro de Atenção psicossocial Álcool e outras Drogas - CAPSadII com média de idade de 39,08. Foram aplicadas a Análise Fatorial Exploratória e Confirmatória. **Resultados:** Os resultados para ambas as técnicas indicaram que o modelo unidimensional apresenta níveis mais precisos de medida em relação ao modelo com quatro domínios. O modelo unidimensional obteve variância de 56,91%, com cargas fatoriais e índices de ajustamento mais robustos. **Conclusão:** O instrumento apresenta evidências de estrutura interna consistentes e confiáveis, com equilibrada avaliação da gravidade dos indivíduos, com itens bem distribuídos ao longo do espectro de gravidade/severidade, o que resulta em um instrumento de boa capacidade avaliativa.

Palavras-chave: Saúde mental; Estudo de Validação; Transtornos Relacionados ao Uso de Substâncias; Serviços Comunitários de Saúde Mental; Transtornos Relacionados ao Uso de Álcool.

ABSTRACT

Objective: To find evidence of the internal structure of the Global Assessment of Individual Needs-Short Screener (Portuguese version), obtained during the care of users of alcohol and other drugs in CAPSadII, by means of Explanatory Factor Analysis (EFA). *Method:* The study sample consisted of 200 users of the Alcohol and Other Drugs Psychosocial Care Center (CAPSadII) with an average age of 39.08. Exploratory and Confirmatory Factor Analysis were applied. *Results:* The results for both techniques indicated that the unidimensional model presents more precise levels of measurement compared to the model with 4 domains. The one-dimensional model had a variance of 56.91% and better factor loadings and model fit indices. *Conclusion:* The instrument shows evidence of a consistent and reliable internal structure, with a balanced assessment of the severity of individuals, with items well distributed along the spectrum.

Keywords: Mental Health; Validation Study; Substance-Related Disorders; Community Mental Health Services; Alcohol-Related Disorders.

1 Department of Nursing, Botucatu Medical School, São Paulo State University (UNESP), Botucatu-SP, Brazil. E-mail: g.barbosa@unesp.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7433-8237>

2 University of São Paulo. Faculty of Gerontology, São Paulo, SP, Brazil. E-mail: frebutini@rajarconsultoria.com.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3746-3266>

3 University of São Paulo, School of Nursing, São Paulo-SP, Brazil. E-mail: marciaap@usp.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1069-8700>

INTRODUÇÃO

O relatório da Organização Mundial da Saúde aponta que em 2016 aproximadamente 43% da população do mundo fez uso de álcool, índice que chega a 54,1% para a Região das Américas. Estima-se que cerca de 269 milhões de pessoas tenham usado uma droga ilícita pelo menos uma vez no ano anterior, equivalente a 5,4 por cento da população global entre 15 e 64 anos (WHO, 2008; UNODC, 2021).

Outro dado importante é que o uso de álcool e outras drogas está entre os cinco principais fatores causais que envolvem cerca de 200 doenças, evidenciando-se alguns adoecimentos como a depressão e a ansiedade. Pesquisas têm apresentado uma relação significativa entre o uso de álcool e problemas ligados ao crime e à violência, sendo que o álcool também está ligado a uma maior prevalência e incidência de problemas de saúde mental (BASTOS *et al.*, 2017; UNODC, 2021; CLARO *et al.*, 2019; MILLER *et al.*, 2021; ADZRAGO *et al.*, 2023).

Um fator importante é a relação entre direção e uso de álcool, pois dirigir sob efeito é a consequência mais frequentemente associada entre os usuários de álcool e outras drogas nos últimos 12 meses, destacando-se que cerca de 7,5% da população faz uso de álcool, e 0,7% uso de drogas ilícitas (BASTOS *et al.*, 2017; MILLER *et al.*, 2021). Há outras consequências no uso inadequado de substâncias psicoativas que vão além dos prejuízos à saúde, como perda de produtividade, abandono de trabalho, problemas familiares, relacionais e emocionais, diminuição da rede social e aumento nos custos à saúde, entre outros (MILLER *et al.*, 2021; ADZRAGO *et al.*, 2023).

No Brasil, temos uma prevalência de consumo de 30,1% para o álcool e 3,6% para outras drogas ilícitas na população de 12 a 65 anos. Deste grupo, 6,1% preenchem os critérios para dependência (Bastos *et al.*, 2017).

Intervenções em estágios iniciais em problemas por uso de substâncias psicoativas melhoram o prognóstico e reduzem custos, colocando a estratégia de avaliação de intervenção como uma prioridade. Com isso, torna-se necessária uma avaliação rápida e acurada da sintomatologia e das comorbidades relacionadas ao transtorno. Para isso, é fundamental que o profissional de saúde tenha em mãos ferramentas válidas, confiáveis e que apresentem melhor custo-benefício (CLARO *et al.*, 2019; BALLESTAR-TARÍN *et al.*, 2022).

Neste caminho, as ferramentas de triagem buscam detectar necessidades nas pessoas que buscam o tratamento, sendo que as informações coletadas direcionam para a decisão clínica em relação ao diagnóstico, planejamento, cuidado e acompanhamento dos resultados (DENNIS *et al.*, 2006; CLARO *et al.*, 2019). Torna-se importante a validação de instrumentos de triagem que mensuram os aspectos biopsicossociais da pessoa para obter uma abordagem abrangente desses diferentes problemas. É necessário, ainda, que essas ferramentas tenham um suporte empírico que forneça intervenções precoces abrangentes para ajudar e reduzir a vulnerabilidade desses usuários (CLARO *et al.*, 2015).

A AGNI - Avaliação Global das Necessidades Individuais é a versão brasileira do GAIN - *Global Appraisal of Individual Needs*, que é uma família de avaliações baseada em evidências. Trata-se de uma ferramenta de avaliação semiestruturada utilizada para fornecer um diagnóstico psiquiátrico formal com base no Manual Diagnóstico e Estatístico para Transtornos Mentais (DSM-IV), visando identificar pessoas que necessitarão de *feedback*, intervenção breve ou encaminhamento para avaliação ou tratamento mais especializado (DENNIS *et al.*, 2006; DENNIS *et al.*, 2008).

O GAIN-I (*Global Appraisal of Individual Needs – Initial*) é uma das ferramentas, sendo o GAIN-SS (*Global Appraisal of Individual Needs-Short Screener*) sua variante mais utilizada. A versão brasileira do GAIN-SS é a AGNI-RR - Rastreo Rápido - sua aplicação leva de cinco a 10 minutos, com uma avaliação rápida de 30 a 45 minutos, e um diagnóstico biopsicossocial abrangente (DENNIS *et al.*, 2006; DENNIS *et al.*, 2008; CLARO *et al.*, 2016).

O GAIN-SS originou-se nos Estados Unidos, tem por objetivo a construção de um instrumento de triagem rápido e de fácil manuseio para que os profissionais de saúde e pesquisadores possam identificar as necessidades relacionadas à saúde mental, álcool e outras drogas, crime e violência, classificando-as em um espectro de riscos. O instrumento GAIN-SS é válido e possui alta sensibilidade e especificidade na previsão de transtornos por uso de substâncias em adolescentes e adultos traduzido e adaptado culturalmente para o português (DENNIS *et al.*, 2006; DENNIS *et al.*, 2008; CLARO *et al.*, 2015; CLARO *et al.*, 2016; CLARO *et al.*, 2019; KHANANO *et al.*, 2021).

Desse modo, este estudo teve por objetivo buscar evidências de estrutura interna da Avaliação Global de Necessidades Individuais-*Short Screener* (versão portuguesa), obtidas durante o atendimento a usuários de álcool e outras drogas em CAPSadII, por meio da Análise Fatorial Exploratória (AFE). A Análise Fatorial Exploratória (AFE) apresenta benefícios, pois avalia se alguns itens fornecem mais informações sobre a gravidade, o que a torna útil para a tomada de decisões no cuidado.

METODOLOGIA

Trata-se da análise das propriedades psicométricas do instrumento Avaliação Global de Necessidades Individuais-*Short Screener* (versão portuguesa), com base em evidências obtidas durante o atendimento a usuários de álcool e outras drogas em CAPSadII, por meio da Análise Fatorial Exploratória (AFE), para o uso na pesquisa e prática clínica em saúde (CLARO *et al.*, 2016; KHANANO *et al.*, 2021).

Foram realizadas 200 entrevistas com usuários de um CAPSadII localizado em uma cidade do interior paulista, Brasil. O município conta com 142 mil habitantes e possui um CAPSadII de funcionamento semanal, com equipe multiprofissional para atender às demandas desta população. A amostra foi por conveniência, considerando a disponibilidade dos usuários, seu interesse em participar da pesquisa e a presença na unidade de saúde nos dias de coleta. Foram entrevistados os usuários em fase de acolhimento, sendo abordados por meio de contato telefônico.

Os critérios de inclusão foram: indivíduos com idades entre 18 e 75 anos, em condições de participar de uma entrevista com duração aproximada de até 10 minutos, condições estas verificadas com os membros da equipe dos serviços e com o próprio participante. O foco no público adulto justifica-se tanto pelo interesse da pesquisa quanto pelo fato de o CAPSad II atender exclusivamente a essa população.

Os critérios de exclusão foram: usuários sob o efeito agudo ou em síndrome de abstinência de substâncias psicoativas, assim como situações de crise (agudização dos sintomas) incluindo deficiência ou declínio cognitivo, quadro de síndromes maníacas (desde hipomania a mania), entre outros.

A coleta de dados foi realizada entre 22 de janeiro e 04 de abril de 2021, por meio de entrevista via contato telefônico, com preenchimento de formulário no formato *Google Forms*, por ser o meio de melhor acesso aos participantes. Os dados sociodemográficos foram obtidos via prontuário e validados com o próprio participante da pesquisa.

O instrumento de coleta foi composto por dados sociodemográficos, como gênero, idade, estado civil, escolaridade, situação trabalhista, renda familiar, raça/cor, situação familiar/conjugal e condição de vulnerabilidade. Também incluiu dados clínicos, como diagnóstico de transtorno mental, uso de álcool e outras drogas (idade de início, substância e padrão de uso). Igualmente, utilizou-se o instrumento GAIN-SS, versão brasileira. Esta contém 23 itens em quatro domínios: IDSr (transtornos internos - 6 itens), EDSr (transtornos externos - 7 itens), SDSr (dependência química - 5 itens) e CVScr (crime e violência - 5 itens) (CLARO *et al.*, 2016). Cada item é precedido de uma questão com as seguintes opções de respostas, de acordo com a escala Likert: “No último mês” (4); “2 a 3 meses atrás” (3); “4 a 12 meses atrás” (2); “1 ano ou mais” (1) e “Nunca” (0) (8).

O escore total do instrumento é obtido pela soma do número de respostas dos participantes para cada período de tempo, sendo este classificado em: último mês, últimos 90 dias, último ano e alguma vez na vida. Para o escore utilizado na presente análise, fizemos a somatória de sintomas experienciados pelos indivíduos nos últimos 90 dias. O escore total de sintomas possíveis é 23 – sendo o escore mais próximo de 23 indicativo dos indivíduos mais graves (DENNIS *et al.*, 2006). Neste estudo optou-se por utilizar a somatória referente ao período de tempo de 90 dias, pois é um período que permite identificar problemas atuais.

A classificação das necessidades tem os seguintes níveis: Baixo (0), que provavelmente não precisará de serviços; Moderado (de um a dois), com um possível diagnóstico e com probabilidade de beneficiar-se de uma breve intervenção; e Alto (três ou mais), com elevada probabilidade de diagnóstico e que necessitam de avaliação e intervenção mais detalhadas (diretamente ou por referência). Quanto maior a pontuação final, maior a necessidade de avaliação mais detalhada. Na prática, presume-se que são necessários cuidados em Saúde Mental quando em cada um dos quatro domínios a pontuação for de um ou mais (DENNIS *et al.*, 2006).

O AGNI-RR pode ser autoadministrado ou aplicado pela equipe, em papel ou computador, como parte do acolhimento no serviço ou em visitas de atenção primária, por possuir linguagem de fácil compreensão (CLARO *et al.*, 2015; CLARO *et al.*, 2019; KHANANO *et al.*, 2021).

ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA (AFE)

Uma etapa fundamental é a verificação da fatoriabilidade dos dados por meio da *Measure of Sampling Adequacy* (MSA). Para essa etapa, foram avaliados o teste de esfericidade de Bartlett, o determinante da matriz e o índice de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO). Além da avaliação do banco de dados, a análise individual dos itens também foi avaliada, conforme recomendação (LORENZO-SEVA & FERRANDO, 2021). A Inadequação dos itens para serem fatorados pode afetar a solução do modelo. Os *missings* foram tratados pela técnica de *multiple imputations*.

A testagem da dimensionalidade foi realizada com a Análise Paralela por meio da *Optimal Implementation of Parallel Analysis* (PA) com *Minimum Rank Factor Analysis* que minimiza a variância comum dos resíduos (TIMMERMAN & LORENZO-SEVA, 2011). A AP foi implementada por meio da permutação com 500 matrizes aleatórias. A dimensionalidade na análise fatorial exploratória (modelo irrestrito) testada pela Análise Paralela tem sido considerada uma das técnicas mais robustas e precisas para testagem de dimensionalidade (AUERSWALD & MOSHAGEN, 2019; LIM & JAHNG, 2019).

Realizou-se a estimação da matriz policórica. O uso de correlações tetracóricas/policóricas tende a aumentar a precisão do modelo em relação à correlação de Pearson (BAGLIN, 2014). A extração dos fatores foi realizada pela técnica *Robust Unweighted Least Squares* (RULS), que reduz os resíduos das matrizes e é mais robusta para dados não normais (OSBORNE & BANJANOVIC, 2016). Caso o instrumento se mostre multidimensional, será utilizada a rotação oblíqua Promin.

Adotaram-se como indicadores de avaliação da unidimensionalidade (FERRANDO & LORENZO-SEVA, 2018) UNICO (*Unidimensional Congruence* > 0,95), ECV (*Explained Common Variance* > 0,80) e MIREAL (*Mean of Item Residual Absolute Loadings* < 0,30).

Parâmetros de qualidade dos instrumentos: A variância explicada do instrumento deve situar-se em torno de 60% (HAIR *et al.*, 2018). As cargas fatoriais iniciais de 0,30 são recomendadas para amostras de ao menos 300 indivíduos (HAIR *et al.*, 2018) e as comunalidades devem apresentar valores acima de 0,40 (COSTELLO & OSBORNE, 2005). A manutenção ou retirada do item no modelo dependerá da magnitude das cargas fatoriais, das comunalidades, da inexistência de *cross-loading* e de *Heywood cases*, além da interpretabilidade dos fatores.

A confiabilidade foi aferida por três indicadores: alfa de Cronbach, ômega e ORION (*Overall Reliability of fully-Informative Prior Oblique N-EAP scores* (FERRANDO & LORENZO-SEVA, 2018)).

A adoção de três indicadores busca aumentar a confiabilidade da interpretação, pois tem ocorrido inconsistências da confiabilidade por meio do alfa de Cronbach (VASKE *et al.*, 2016). Trizano-Hermosilla e Alvarado (2016) indicam que os índices de confiabilidade sofrem efeitos da natureza da distribuição dos dados e do tamanho da amostra. O mais severo é a adoção do alfa como medida de consistência interna, sendo que é fácil de comprovar que o *alfa* não é uma medida de consistência interna (SIJTSMA, 2009).

Para os dados primários da AFC, foram utilizadas as cargas fatoriais e o poder preditivo do item (R^2) e o erro padrão do item apresentado na forma do diagrama de caminhos. Os índices de ajustamento do modelo adotados foram: χ^2/df ; *Non-Normed Fit Index* (NNFI $\geq 0,95$); *Comparative Fit Index* (CFI $\geq 0,95$); *Goodness Fit Index* (GFI $\geq 0,95$); *Tucker-Lewis Index* (TLI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA $\leq 0,08$) e *Root Mean Square of Residuals* (RMSR $\leq 0,08$). Diferentemente da AFE, Hair e colaboradores (2018) orientam que as cargas fatoriais da AFC partam de 0,50 para um melhor ajuste do modelo.

Os dados foram analisados utilizando-se o programa estatístico Factor 12.03.01 e JASP 17.01

O projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da instituição proponente com parecer nº 2.125.494 (CAAE: 60683116.4.0000.5392). Todos os participantes assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE).

RESULTADOS

A amostra foi de 200 participantes. Os usuários entrevistados eram predominantemente homens 84% (168), com média de idade de 39,08 (DP 12,02) variando entre 19 e 72 anos, com mediana de 38. O tempo médio para completar a entrevista foi de 6,52 minutos. Entre os participantes, 84% (168) eram do sexo masculino; 84% (168), se autodeclararam brancos. Quanto ao perfil civil e familiar, 62% (124) eram separados, solteiros ou viúvos (viviam sem companheiro) e 43,5% (87) conviviam com familiares, mas sem companheira(o). Em relação à formação e escolaridade, 63,1% (126) tinham ao menos o 2º grau completo, sendo que 53% (106) encontravam-se no mercado informal (106), e 53,5% (107) recebiam 1 a 3 salários mínimos ao mês. Entre os entrevistados, 97,5% (n=195) referiram não viver em situação de vulnerabilidade.

ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA (AFE)

A avaliação das medidas de adequação da amostra é o primeiro passo e visa verificar a fatorialidade dos bancos. Os dados gerais do banco demonstraram boa fatorialidade, com KMO = 0,92, teste de esfericidade de Bartlett = 2193,2 (df = 253; $p < 0,0001$) e determinante da matriz $< 0,00001$. Contudo, os itens 6 (IDSr (f)), 13 (EDScr (g)) e 20 (CVScr (b)) apresentaram valores inadequados para a fatoração. Esse resultado preliminar pode indicar problemas de ajustes desses itens.

A testagem inicial foi parametrizada para um modelo de quatro domínios, seguindo o instrumento original. Contudo, a análise paralela indicou uma estrutura com dois domínios - e não quatro -, apresentando uma variância explicada de 60,96% para esses dois fatores.

Os valores de *closeness to dimensionality* indicaram um modelo multidimensional: UNICO = 0,87; ECV = 0,84 e MIREAL = 0,25 (Tabela 1). Novamente, os itens 6 (IDSr (f)), item 13 (EDScr (g)) e item 20 (CVScr (b)) destoaram, com indicadores que apontam para um comportamento unidimensional.

Tabela 1 - Valores de I-UNICO, I-ECV e I-REAL dos itens. Botucatu-SP, Brasil, 2021.

ITEM	I-UNICO	I-ECV	I-REAL
1) IDSr(a)	0.992	0.887	0.254
2) DSr (b)	0.974	0.811	0.296
3) IDSr (c)	0.990	0.878	0.255
4) IDSr (d)	0.996	0.914	0.189
5) IDSr (e)	0.998	0.945	0.145
6) IDSr (f)	0.529	0.384	0.333
7) EDScr (a)	1.000	0.987	0.085
8) EDScr (b)	0.998	0.939	0.196
9) EDScr (c)	0.998	0.944	0.189
10) EDScr (d)	1.000	0.982	0.101
11) EDScr (e)	0.914	0.692	0.500
12) EDScr (f)	0.893	0.665	0.529
13) EDScr (g)	0.027	0.026	0.533
14) SDSr (a)	0.996	0.921	0.221
15) SDSr (b)	0.999	0.952	0.193
16) SDSr (c)	0.999	0.968	0.160
17) SDSr (d)	1.000	0.976	0.130
18) SDSr (e)	0.999	0.957	0.176
19) CVScr (a)	0.890	0.661	0.478
20) CVScr (b)	0.126	0.112	0.429
21) CVScr (c)	0.870	0.639	0.363
22) CVScr (d)	1.000	0.972	0.105
23) CVScr (e)	1.000	0.984	0.096

Fonte: autores, 2021.

Em razão dessa diferença entre o modelo original e a testagem pela AP foram adotadas mais duas técnicas de dimensionalidade: a HULL (TIMMERMAN & LORENZO-SEVA, 2011) analisada pelo CFI (*Comparative Fit Index*) e o *Minimum Avarage Partial*. Esse procedimento de testagem por múltiplas técnicas é recomendado por Bandalos (2018) e Auerswalde e Moshagen (2019). A HULL indicou um modelo unidimensional (CFI = 0,967, *scree test* = 51,96) e a MAP apontou para dois domínios (MAP = 0,0492). Em razão dessa divergência entre a dimensionalidade as cargas fatoriais e comunalidade (Tabela 2) foram analisadas em três modelos (1 domínio, 2 domínios e 4 domínios – original). Um modelo bifator foi testado em função da indicação de Stuchy, Edelen e Ramchand (2014) da possibilidade de uma versão bifatorial.

Os itens 6, 13 e 20 no modelo unidimensional não tiveram cargas fatoriais substanciais tampouco valores de comunalidade. Os valores de comunalidades indicam que esses itens não têm associação com os demais itens do instrumento. Eles continuam apresentando problemas no modelo de 2 domínios e de 4 domínios. Além disso, vários itens estão com saturação cruzada, isto é, medem mais de um domínio que é outra violação para a qualidade do instrumento. O modelo bifator de dois e quatro domínios também apresentou os mesmos problemas. Por essa razão, iniciou a busca pelo ajuste do instrumento a partir da retirada dos itens.

Tabela 2 - Cargas fatoriais e comunalidades dos modelos. Botucatu-SP, Brasil, 2021.

ITEM	1 domínio		2 domínios			4 domínios				
	(λ)	(h ²)	1°(λ)	2°(λ)	(h ²)	1°(λ)	2°(λ)	3°(λ)	4°(λ)	(h ²)
1) IDSr(a)	0.70	0.50	0.14	0.84	0.56	-0.08	0.84	-0.05	0.02	0.62
2) DSr (b)	0.58	0.34	-0.19	0.75	0.40	-0.48	0.80	0.01	0.23	0.61
3) IDSr (c)	0.67	0.45	-0.15	0.81	0.51	0.17	0.80	-0.13	-0.12	0.58
4) IDSr (d)	0.60	0.36	-0.08	0.68	0.39	0.12	0.57	-0.08	0.03	0.40
5) IDSr (e)	0.59	0.35	0.30	0.35	0.36	0.54	0.36	0.15	-0.29	0.52
6) IDSr (f)	0.28	0.07	0.40	-0.04	0.14	0.07	0.21	0.37	-0.27	0.19
7) EDSr (a)	0.74	0.50	0.36	0.45	0.56	0.01	-0.04	0.31	0.65	0.67
8) EDSr (b)	0.76	0.58	-0.07	0.84	0.63	-0.03	0.04	-0.10	0.99	0.91
9) EDSr (c)	0.78	0.62	-0.06	0.85	0.66	-0.04	0.09	-0.09	0.95	0.90
10) EDSr (d)	0.75	0.56	0.08	0.69	0.57	0.03	0.09	0.03	0.71	0.69
11) EDSr (e)	0.77	0.59	0.91	0.05	0.90	0.12	-0.05	0.76	0.23	0.89
12) EDSr (f)	0.76	0.58	0.94	0.01	0.92	0.22	-0.12	0.76	0.22	0.91
13) EDSr (g)	0.10	0.01	0.75	-0.50	0.30	-0.16	-0.28	0.72	-0.02	0.34
14) SDSr (a)	0.78	0.61	-0.04	0.83	0.64	-0.18	0.80	0.08	0.13	0.72
15) SDSr (b)	0.88	0.78	-0.07	0.96	0.83	0.09	0.75	-0.04	0.16	0.83
16) SDSr (c)	0.90	0.82	-0.01	0.93	0.85	0.21	0.77	-0.02	0.03	0.87
17) SDSr (d)	0.87	0.76	0.05	0.84	0.77	0.08	0.90	0.09	-0.11	0.86
18) SDSr (e)	0.84	0.71	-0.03	0.89	0.74	0.03	0.83	0.02	0.01	0.78
19) CVScr (a)	0.73	0.53	0.74	0.14	0.71	0.04	0.19	0.66	0.05	0.72
20) CVScr (b)	0.22	0.05	0.69	-0.34	0.28	-0.23	0.21	0.81	-0.43	0.53
21) CVScr (c)	0.5	0.32	0.56	0.11	0.43	0.07	-0.03	0.49	0.24	0.44
22) CVScr (d)	0.50	0.33	0.27	0.36	0.34	0.88	-0.07	-0.03	0.03	0.72
23) CVScr (e)	0.74	0.55	0.23	0.56	0.55	0.70	0.12	-0.01	0.14	0.77

(λ) - cargas fatoriais; (h²) - comunalidades; negrito - cargas relevantes

Fonte: autores, 2021.

Para encontrar o ajuste do instrumento foi necessário retirar os itens 6, 13 e 20. Ao fazer esse processo a AP, a HULL, a MAP e os valores do *closeness* (UNICO = 0,96; ECV = 0,86 e MIREAL = 0,26) convergiram para um modelo unidimensional. A variância explica com apenas uma dimensão ficou em 56,91%. A Tabela 3 traz os índices primários do modelo unidimensional ajustado. Para os modelos com dois domínios e quatro domínios, não foi possível encontrar ajuste, tampouco no modelo bifator. Os problemas de dupla saturação se perpetuaram e sugeriram problemas de *Heywood Case* (violação dos limites -1 a 1, das cargas fatoriais).

Tabela 3 - Cargas fatoriais e comunalidades do modelo unidimensional ajustado.
Botucatu-SP, Brasil, 2021.

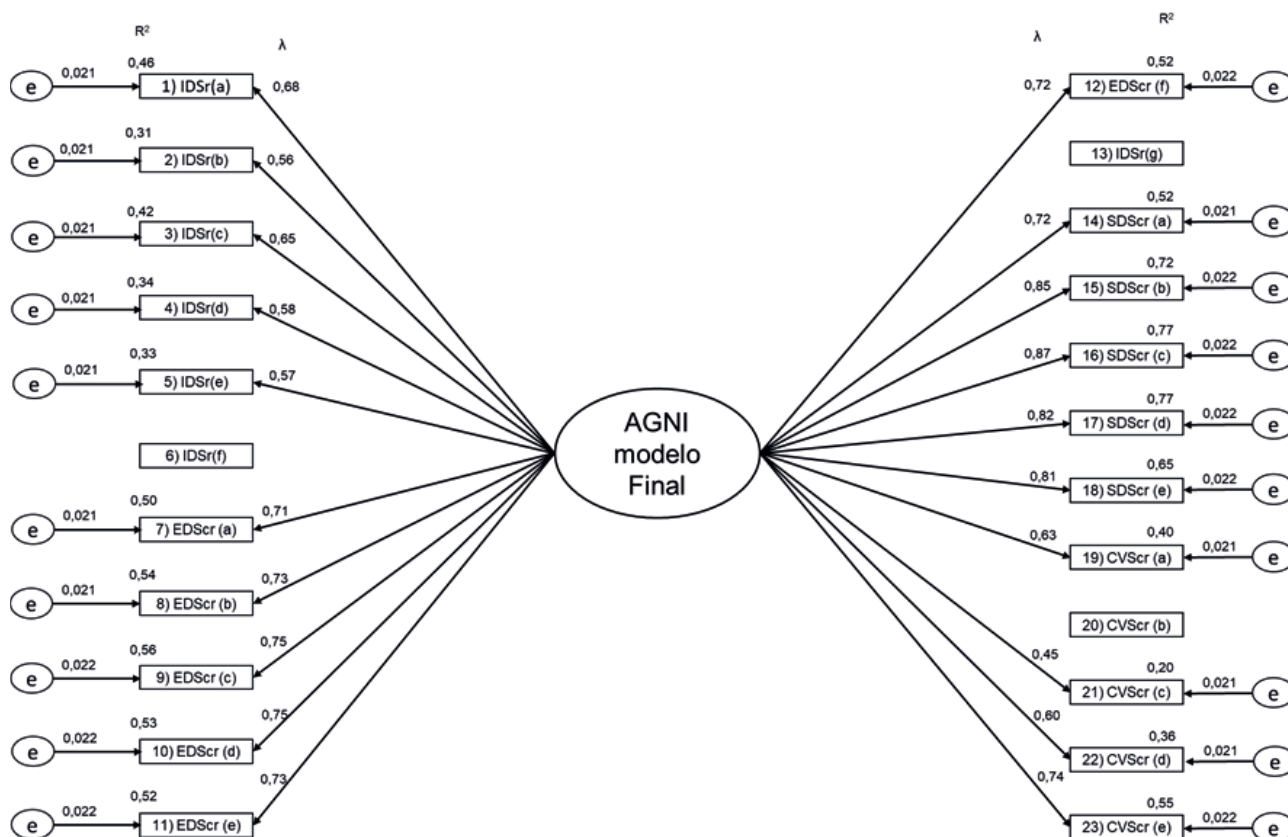
ITEM	(λ)	(h^2)	I-UNICO	I-ECV	I-REAL
1) IDSr (a)	0.71	0.50	0.98	0.88	0.31
2) DSr (b)	0.58	0.34	0.89	0.67	0.43
3) IDSr (c)	0.67	0.46	0.98	0.90	0.28
4) IDSr (d)	0.60	0.37	0.99	0.90	0.21
5) IDSr (e)	0.59	0.34	0.99	0.90	0.20
6) IDSr (f)					
7) EDScr (a)	0.73	0.54	1.00	0.97	0.14
8) EDScr (b)	0.77	0.60	1.00	0.98	0.11
9) EDScr (c)	0.79	0.63	1.00	0.97	0.11
10) EDScr (d)	0.76	0.57	1.00	1.00	0.02
11) EDScr (e)	0.76	0.57	0.91	0.75	0.49
12) EDScr (f)	0.75	0.57	0.87	0.74	0.55
13) EDScr (g)					
14) SDSr (a)	0.78	0.60	0.99	0.96	0.27
15) SDSr (b)	0.88	0.79	1.00	1.00	0.18
16) SDSr (c)	0.91	0.82	1.00	1.00	0.13
17) SDSr (d)	0.87	0.75	0.99	0.99	0.18
18) SDSr (e)	0.84	0.71	0.99	0.98	0.19
19) CVScr (a)	0.71	0.51	0.92	0.76	0.42
20) CVScr (b)					
21) CVScr (c)	0.56	0.31	0.78	0.40	0.42
22) CVScr (d)	0.58	0.34	0.98	0.86	0.25
23) CVScr (e)	0.74	0.55	0.99	0.97	0.21

(λ) - cargas fatoriais; (h^2) - comunalidades; negrito -cargas relevantes

Os índices de confiabilidade devem ser analisados somente após o ajuste da estrutura interna. No modelo final, o alfa de Cronbach foi de 0,959, com ômega de McDonald = 0,958 e ORION = 0,960. Concluída a AFE, passamos às análises da Análise Fatorial Confirmatória. Quando testado com todos os itens, os itens 6, 13 e 20 apresentaram - assim como na AFE - cargas fatoriais inadequadas (respectivamente: 0,23; 0,07 e 0,13). Os índices de ajustamento do modelo também foram insatisfatórios: $\chi^2/df = 4,34$; CFI = 0,78, GFI = -1,34 (violação de parâmetro); TLI = 0,75; RMSEA = 0,13 e SRMR = 0,09). O modelo com quatro domínios igualmente não apresentou indicadores adequados ($\chi^2/df = 4,34$; CFI = 0,778, GFI (não teve convergência) = -1,34; TLI = 0,749; RMSEA = 0,129 e SRMR = 0,08) com os mesmos itens abaixo dos critérios de corte. Após a exclusão desses três itens, os índices de ajuste do modelo adotados foram: $\chi^2/df = 2,44$; CFI = 0,979, GFI = 0,989; TLI = 0,977; RMSEA = 0,08 e SRMR = 0,08). Todos os índices têm resultados adequados no modelo unidimensional.

Para os indicadores primários da AFC utilizou-se as cargas fatoriais, o poder preditivo do item (R^2) e o erro padrão do item, apresentados na forma do diagrama de caminhos (Figura 1) do modelo final com a retirada dos itens 6, 13 e 20.

Figura 1 - Diagrama de caminhos do modelo unidimensional: Cargas fatoriais (λ) e poder preditivo do item (R^2), erro padrão (E.P.) do modelo final. Botucatu-SP, Brasil, 2021.



Desta forma, o modelo unidimensional foi o único que permitiu ajuste tanto na AFE quanto na AFC para esses dados, o que exigiu a exclusão dos itens 6, 13 e 20. Os resultados da estrutura unidimensional foram superiores aos do modelo de quatro domínios também na etapa confirmatória.

DISCUSSÃO

A extensiva testagem na AFE e na AFC permitiu um conjunto de indicadores suficientemente sólidos e consistentes sobre as propriedades métricas do instrumento, atestando as evidências de validade de estrutura interna. Além de a qualidade do modelo unidimensional superar a dos modelos de dois e quatro domínios apresentados na AFE, o ajuste satisfatório só foi alcançado após a exclusão de três itens.

Deve-se considerar que as considerações que faremos na discussão terão de ser olhadas com parcimônia, visto que o modelo adotado neste estudo não possui equivalência procedimental com as demais pesquisas que utilizaram este instrumento. Uma das principais dificuldades para essa comparação (CLARO *et al.*, 2019; DENNIS *et al.*, 2006; DENNIS *et al.*, 2008) reside no fato de que nenhum desses estudos adotou as recomendações de testagem extensiva de dimensionalidade realizada no presente trabalho.

A despeito de o GAIN-SS não possuir estudos com extensiva testagem de dimensionalidade, o uso desse recurso encontra respaldo na literatura da psicometria contemporânea (ALVARENGA *et al.*, 2022;

HOWELL *et al.*, 2020). Bandalos (2018) é clara ao recomendar a exploração do instrumento com diversas configurações, no intuito de detectar aquela que apresenta a melhor medida do fenômeno. O estudo de Stucky, Edelen e Ramchand (2014) realizou a testagem de dimensionalidade via AFC, o que não é o procedimento mais apropriado. Além disso, não fica claro na referida pesquisa quais indicadores fundamentaram essa testagem, limitando-se ao registro dos índices de ajuste do modelo. Soma-se o fato de o estudo de Claro e colaboradores (2019) com a análise via Rasch apresentar problemas técnicos importantes.

Os modelos de TRI de Rasch exigem um instrumento unidimensional para sua aplicação. No referido estudo - embora não conste no título -, foi utilizada uma análise exploratória com componentes principais, dimensionalidade por *eigenvalue* e rotação *varimax*. Tal combinação de técnicas não compõe, há muito tempo, o 'padrão ouro' da psicometria. Primeiramente, a análise de componentes principais não é uma análise exploratória (DE WINTER & DODOU, 2016), a rotação *varimax* é voltada para modelos ortogonais e a dimensionalidade por critério de Kaiser (*eigenvalue*>1) tende a superestimar a dimensionalidade, introduzindo imprecisões relevantes na testagem (GORSUCH, 1990; GORSUCH, 1997; FABRIGAR *et al.*, 1999; PREACHER & MACCALLUM, 2003; COSTELLO & OSBORNE, 2005; TABACHNICK & FIDELL, 2013). Nesse caminho, em razão desses fatores técnicos, a comparação entre os indicadores e modelos encontrados entre os artigos é improdutiva.

Este estudo apresenta a análise do GAIN-SS de 23 itens, apontando-a como ferramenta viável para avaliar de forma consistente e confiável a psicopatologia e o crime/violência como rastreador e como medida para rastrear indivíduos propensos a diagnósticos clínicos e que requerem cuidados em saúde mental. Apesar de não ser suficiente para fornecer um diagnóstico específico, o GAIN-SS é capaz de identificar de forma rápida um diagnóstico/problema possível (CLARO *et al.*, 2019; STUCKY *et al.*, 2014).

Considera-se que o instrumento AGNI-RR apresenta evidências consistentes de validade de sua estrutura interna para uso com usuários de serviços CAPSadII.

Cabe ressaltar que todo estudo apresenta limitações inerentes à amostragem, aos testes estatísticos e às hipóteses formuladas. O próprio emprego da estatística assume a presença de hipóteses preliminares. A presente amostra foi por conveniência, não sendo robusta para tantos testes estatísticos. Ainda que exista a vantagem de ser uma amostra clínica, o número de participantes é considerado reduzido para análises fatoriais. Portanto, estes resultados são análises preliminares que necessitam de novas testagens, bem como a verificação da validade convergente e discriminante do instrumento.

CONCLUSÃO

O instrumento AGNI-RR é um método rápido e econômico para rastreamento de necessidades co-ocorrentes e coexistentes em um contexto de cuidado em saúde, apresenta equilibrada avaliação da gravidade dos indivíduos, com itens bem distribuídos ao longo do espectro de gravidade/severidade, o que resulta em um instrumento de boa capacidade avaliativa.

Cabe ressaltar a importância de buscar evidências de validade de estrutura interna desse instrumento com amostras maiores e em outros dispositivos da Rede de Atenção Psicossocial - RAPS com o objetivo de analisar a estabilidade da estrutura interna desta ferramenta de triagem quanto a diversos contextos e subpopulações.

Além disso, é fundamental analisar posteriormente os efeitos e os pontos de corte do escore do instrumento unidimensional nas diversas populações atendidas. Instrumentos que avaliam para além da sintomatologia dos problemas causados pelo uso de álcool e outras drogas apresentam-se mais completos para o cuidado integral dos indivíduos.

REFERÊNCIAS

- ALVARENGA, W. A. *et al.* Evidence of validity of internal structure of the Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Spiritual Well-Being Scale (FACIT-Sp-12) in Brazilian adolescents with chronic health conditions. **Frontiers in Psychology**, v. 13, 2022.
- AUERSWALD, M., MOSHAGEN, M. How to determine the number of factors to retain in exploratory factor analysis: A comparison of extraction methods under realistic conditions. **Psychological Methods**, v. 24, n. 4, p. 468-491, 2019.
- ADZRAGO, D., WONG, S. W., WILKERSON, J. M. Effect Modification of Illicit Drug Use on Symptoms of a Major Depressive Episode to Better Understand Binge Drinking by Adolescents and Adults in the United States. **Int J Ment Health Addiction**, v. 21. p. 2999-3016.
- BAGLIN, J. Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: A demonstration using FACTOR. **Practical Assessment, Research & Evaluation**, v. 19, n. 5, 2014.
- BALLESTAR-TARÍN, M. L. *et al.* Personal and Social Consequences of Psychotropic Substance Use: A Population-Based Internet Survey. **Medicina**, v. 58, n. 65, 2022.
- BANDALOS, D. L. **Measurement theory and applications for the social sciences**. Guilford Publications; 2018.
- BASTOS, F. I. P. M. *et al.* **3rd National survey on drug use by the brazilian population**. Rio de Janeiro: ICICT/Fiocruz; 2017.
- CLARO, H. G. *et al.* Rasch Analysis of the Global Appraisal of Individual Needs in the City of São Paulo. **Journal of Addictions Nursing**, v. 30, n. 4, p. 269-275, 2019.
- CLARO, H. G. *et al.* Drug use, mental health and problems related to crime and violence: Cross-sectional study. **Revista Latino-Americana de Enfermagem**, v. 23, n. 6, p. 1173-80, 2015.

- CLARO, H. G. *et al.* Internal consistency and convergent validity of the Portuguese versions of the global appraisal of individual needs-initial and short screener. **Journal of Addictions Nursing**, v. 27, n. 4, p. 241–246, 2016.
- COSTELLO, A. B., OSBORNE, J. Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. **Practical assessment, research, and evaluation**, v. 10, n. 1, 2005.
- DENNIS, M. L., CHAN, YA-FEN, FUNK, R. R. Development and Validation of the GAIN Short Screener (GSS) for Internalizing, Externalizing and Substance Use Disorders and Crime/Violence Problems Among Adolescents and Adults. **Am J Addict**, v. 15, Suppl 1, p. 80-91, 2006.
- DENNIS, M., FEENEY, T., STEVENS, L., BEDOYA, L. **Global Appraisal of Individual Needs-Short Screener (GAIN-SS): Administration and scoring manual**. Bloomington, IL: Chestnut Health Systems; 2008.
- DE WINTER, J. C. F, DODOU, D. Common factor analysis versus principal component analysis: a comparison of loadings by means of simulations. **Communications in Statistics-Simulation and Computation** , v. 45, n. 1, p. 299-321, 2016.
- FABRIGAR, L.R. *et al.* Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. **Psychological Methods**, v. 4, n. 3, p. 272-99, 1999.
- FERRANDO P. J., LORENZO-SEVA U. Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement* 2018; 78(5),762-780.
- GORSUCH, R. L. Common factor analysis versus component analysis: some well and little known facts. **Multivariate Behav Res**, v. 25, p. 33-9, 1990.
- GORSUCH, R. L. Exploratory factor analysis: its role in item analysis. **J Pers Assess**, v. 68, p. 532-6, 1997.
- HAIR, J. F., *et al.* **Multivariate Data Analysis**. 8th ed. Intl Thomson Business Press; 2018. 832 p.
- Howell, J., *et al.* One factor? Two factor? Bi-factor? A psychometric evaluation of the Frost Multidimensional Scale and the Clinical Perfectionism Questionnaire. **Cogn Behav Ther**, v. 49, n. 6, p. 518-530, 2020.
- KHANANO, R. *et al.* Reliability and Concurrent Validity of the GAIN Short Screener Among Youth Utilizing Integrated Health Services. **J. Can. Acad. Child. Adolesc. Psychiatry**, v. 30, n. 2, p. 82-91, 2021.

- LIM, S., JAHNG, S. Determining the number of factors using parallel analysis and its recent variants. **Psychological methods**, v. 24, n. 4, 2019.
- LORENZO-SEVA U. & FERRANDO P. J. MSA: The Forgotten Index for Identifying Inappropriate Items Before Computing Exploratory Item Factor Analysis. **Methodology**, v. 17, n. 4, p. 296-306, 2021.
- MILLER, P. G. *et al.* Queensland Alcohol-related violence and Night-time Economy Monitoring (QUANTEM): Rationale and overview. **Drug Alcohol Rev** , v. 40, n. 5, p. 693-697, 2021.
- OSBORNE, J.W., BANJANOVIC, E. S. **Exploratory factor analysis with SAS**. 2016. Sas Institute.
- PREACHER, K. J., MACCALLUM, R. C. Repairing tom Swift's electric factor analysis machine. **Underst Stat**, v. 2, p. 13-43, 2003.
- SIJTSMA, K. On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alfa. *Psychometrika*, v. 74, n. 1, 2009.
- Stucky BD, *et al.* A psychometric assessment of the GAIN Individual Severity Scale (GAIN-GISS) and Short Screeners (GAIN-SS) among adolescents in outpatient treatment programs. **Journal of substance abuse treatment** , v. 46, n. 2, p. 165-73, 2014.
- TABACHNICK, B. G., FIDELL, L. S. **Using multivariate statistics**. 6th ed. Boston: Pearson Education; 2013.
- TIMMERMAN, M. E., LORENZO-SEVA U. Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. **Psychol Methods** , v. 16, n. 2, p. 209-220, 2011.
- TRIZANO-HERMOSILLA, I., ALVARADO, J. M. Best Alternatives to Cronbach's Alfa Reliability in Realistic Conditions: Congeneric and Asymmetrical Measurements. **Front. Psychol**, v. 7, 2016.
- United Nations Office on Drugs and Crime (UNODC). **World drug report (UNODC report 2021)**. Nova York, NY: Author; 2021.
- VASKE, J. J. *et al.* Rethinking internal consistency in Cronbach's Alfa. *Leisure Sciences*, v. 39, n. 2, p. 163-173, 2016.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **Global status report on alcohol and health (WHO report 2018)**. Geneva, Switzerland: Author; 2018.