

Estudos de validade e confiabilidade da Escala de Avaliação dos Efeitos da Musicoterapia em Grupo na Dependência Química (MTDQ)

Validity and reliability of the assessment scale for group music therapy for chemical dependency (MTDQ)

Frederico Pedrosa 

Universidade Federal de Minas Gerais, Escola de Música, Departamento de Instrumentos e Canto, Belo Horizonte, MG, Brasil
fredericopedrosa@ufmg.br

Frederico Garcia 

Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Medicina, Departamento de Saúde Mental, Belo Horizonte, MG, Brasil

Cristiano Mauro Assis Gomes 

Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas, Departamento de Psicologia, Belo Horizonte, MG, Brasil

Cybelle Maria Loureiro 

Universidade Federal de Minas Gerais, Escola de Música, Departamento de Instrumentos e Canto, Belo Horizonte, MG, Brasil

SCIENTIFIC ARTICLE

Section Editor: Fernando Chaib

Layout Editor: Elisabeth Rolim

License: "CC by 4.0"

Submitted date: 04 mar 2023

Final approval date: 07 aug 2023

Publication date: 16 aug 2023

DOI: <https://doi.org/10.35699/2317-6377.2023.45027>

RESUMO: A Escala de Avaliação dos Efeitos da Musicoterapia em Grupo na Dependência Química (MTDQ) é um teste de autorrelato composto por 20 itens que avaliam os benefícios percebidos por pacientes adultos com dependência química sobre os efeitos da musicoterapia em grupo em seus processos de mudança. A MTDQ possui evidências de validade de conteúdo (Pedrosa; Garcia; Loureiro, 2023), mas carece de análises sobre outros aspectos da validade. Este estudo objetivou avaliar a validade estrutural e a confiabilidade da MTDQ. Através da análise fatorial confirmatória de itens, três modelos foram testados: unidimensional, dois fatores correlacionados e bifatorial. Os resultados indicam adequação da estrutura bifatorial, composta por dois fatores específicos (processos cognitivos e processos comportamentais) e um fator geral. Este estudo traz evidências iniciais de que a MTDQ é um instrumento apropriado para medir três benefícios percebidos pelos pacientes com dependência química sobre a musicoterapia em seus processos de mudança.

PALAVRAS-CHAVE: Análise fatorial; Musicoterapia; Transtornos relacionados ao uso de substâncias; Psicometria.

ABSTRACT: The Assessment Scale for Group Music Therapy for Chemical Dependency (MTDQ) is a self-report test, consisting of 20 items that assess the benefits perceived by adult patients with chemical dependency participating in group music therapy sessions and has evidence of content validity (Pedrosa; Garcia; Loureiro, 2023). This study aimed to evaluate the internal structure and reliability of the MTDQ. Through confirmatory factor analysis, three models were tested: unidimensional, two correlated factors and bifactorial. The results demonstrate the adequacy of the bifactorial structure, composed of two specific factors (cognitive processes and behavioral processes) and a general factor. Evidence of the structural validity of this study provides initial evidence that the MTDQ is an appropriate instrument to measure aspects of the benefits perceived by patients with chemical dependence on music therapy.

KEYWORDS: Factorial analysis; Music therapy; Substance-related disorders; Psychometrics.



1. Introdução

A Escala de Avaliação dos Efeitos da Musicoterapia em Grupo na Dependência Química (MTDQ) foi desenvolvida, inicialmente, como um instrumento de medida de autorrelato, composto por 20 itens que avaliam os benefícios percebidos por pacientes adultos com dependência química (DQ) participantes de atendimentos de musicoterapia (MT) em grupo (Pedrosa; Garcia; Loureiro 2023). Estes benefícios são agrupados, teoricamente, em dois domínios: processos experienciais (ou cognitivos); e processos comportamentais – construtos provenientes do Modelo Transteórico de Mudança (MTM) (Prochaska; DiClemente 1982; Prochaska 2014). Os Processos de Mudança indicam meios emocionais, comportamentais e cognitivos de mudança que variam de pessoa para pessoa (Prochaska *et al* 1988). Eles são divididos em: 1) Processos Cognitivos (Experienciais), composto por Ampliação de Consciência, Alívio Emocional, Autorreavaliação, Reavaliação Circundante e Deliberação Social, e 2) Processos Comportamentais, integrados por Autoliberação, Contracondicionamento, Controle de Estímulos, Gerenciamento de Reforço e Relações de Ajuda. Processos de Mudança Experienciais referem-se a processos relacionados ao pensamento, enquanto os Comportamentais são assim chamados dado que são ações para mudar, sobretudo, envolvendo comportamentos claros (Prochaska *et al* 1988; Szupszynski 2012).

A análise semântica e a dos juízes (Pasquali 2010), compondo a análise da validade da MTDQ, indicaram que todos os itens se conectam teoricamente aos domínios e que todos os domínios são pertinentes para a avaliação de MT em DQ. Ademais, indicou-se que a MTDQ pode contribuir para a MT, de uma forma geral, auxiliar na avaliação de pessoas com DQ a partir de práticas musicoterapêuticas e auxiliar outras pesquisas nacionais (Pedrosa; Garcia; Loureiro 2023).

A despeito da validade de conteúdo ser uma análise relevante da validade de um teste, ela é um passo inicial que demanda a análise de outros aspectos de validade, como é o caso da validade estrutural (Alves; Souza; Baptista 2013). A validade de um teste diz respeito ao grau em que as interpretações propostas para os seus escores encontram respaldo em evidências científicas sólidas, dependendo da quantidade e da qualidade das evidências que a suportam (AERA; APA; NCME 2014).

Ainda que não haja consenso na literatura sobre as etapas do processo de construção de testes – usualmente chamados instrumentos de avaliação, no contexto da MT (Gattino 2021) –, é recorrente que estudos de validade de conteúdo precedam estudos empíricos relacionados à validade estrutural, bem como estudos de confiabilidade (Pasquali 2010; Borsa; Seize 2017). A análise da validade estrutural avalia se as variáveis observáveis de um teste se correlacionam adequadamente às variáveis latentes que representam os construtos os quais o teste propõe mensurar (AERA; APA; NCME 2014). Se há uma associação apropriada, diz-se que há evidências de validade estrutural. Com o uso de análises estatísticas, como a análise fatorial confirmatória, é possível avaliar a validade estrutural (Alves; Souza; Baptista 2013).

A confiabilidade, também chamada precisão ou fidedignidade, diz respeito à capacidade do teste de gerar escores próximos ao escore verdadeiro das variáveis latentes medidas por ele (Cunha *et al* 2016). Assim como na validade, a confiabilidade não é uma propriedade fixa de um teste, mas depende da função do instrumento, da população em que é administrado, das circunstâncias e do contexto de aplicação (Keszei; Novak; Streiner 2010; AERA; APA; NCME 2014). A confiabilidade pode ser avaliada a partir da consistência interna (Polit; Beck 2011; Cunha; Almeida Neto; Stackfleth 2016). É comum que pesquisadores avaliem a

consistência interna de instrumentos por meio do coeficiente alfa de Cronbach (Polit; Beck 2011; Souza; Alexandre; Guirandello 2017), mas atualmente a literatura indica outros índices, como o ômega de McDonald (Revelle; Zinbarg 2009). As estimativas do coeficiente ômega de McDonald são mais apropriadas quando as cargas fatoriais dos itens nas variáveis latentes são diferentes entre elas (Reise 2012; Valentini *et al* 2015). Outros dois coeficientes também bastante recomendados são o alfa ordinal, indicado para variáveis categóricas e calculado em adição ao alfa padrão, que trata as variáveis ordinais como numéricas (Zumbo *et al* 2007) e a confiabilidade composta, que em seu cálculo, possibilita a variação das cargas ou pesos fatoriais dos itens, similar ao ômega de McDonald (Valentini; Damásio 2016).

Considerando que a MTDQ possui evidências de validade de conteúdo, mas carece de outras análises de validade, este estudo tem como objetivo apresentar as primeiras análises sobre a validade estrutural deste instrumento, a partir de análise fatorial confirmatória de itens. Neste estudo, testamos um modelo com um fator (unidimensional), um modelo com dois fatores correlacionados (bidimensional) e um modelo bifatorial com dois fatores específicos e um fator geral, todos ortogonalizados em si, buscando verificar qual seria mais apropriado para representar a medida do MTDQ

Cada um dos modelos testados indica que o teste mede benefícios percebidos distintos. O modelo com um fator pressupõe que a MTDQ apenas mede a percepção dos pacientes adultos com dependência química sobre os benefícios da musicoterapia em seu processo geral de mudança. O modelo com dois fatores correlacionados baseia-se no Modelo Transteórico de Mudança. Esse modelo assume que a MTDQ mede uma percepção do paciente sobre os benefícios da musicoterapia em seus processos cognitivos e em seus processos comportamentais de mudança, cada um desses processos representando os dois fatores do modelo e explicando, respectivamente 10 itens do instrumento. Por fim, o modelo bifatorial corresponde a junção dos dois modelos. Ele assume que a MTDQ mede tanto um fator geral como dois fatores específicos. O fator geral representa a percepção do paciente sobre os benefícios da musicoterapia em sua mudança pessoal geral e os fatores específicos representam a percepção do paciente sobre os benefícios da musicoterapia em seus processos cognitivos e comportamentais de mudança pessoal

Assim, este estudo tem o intuito de levantar evidências de validade estrutural da MTDQ, bem como analisar a confiabilidade deste instrumento de avaliação. A seguir, descrevemos as escolhas metodológicas, bem como apresentamos e discutimos os resultados de nossas análises.

2. Metodologia

Este é um estudo que faz parte de uma pesquisa doutoral do primeiro autor (Pedrosa; Garcia; Loureiro, 2023). A pesquisa foi submetida à Plataforma Brasil onde foi avaliada pelo Comitê de Ética em Pesquisa da UFMG, CAAE 30939720.1.0000.5149 e da Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte, CAAE 30939720.1.3001.5140. Além disto, esta pesquisa recebeu auxílio do Programa Institucional de Auxílio à Pesquisa de Docentes Recém-Contratados pela UFMG - Edital PRPq 07/2020.

Seis estagiários (dois homens e quatro mulheres) de musicoterapia, atuantes na área de DQ, receberam treinamento e supervisão do primeiro autor sobre as técnicas que apresentaram melhor eficácia para este tratamento (Pedrosa; Garcia; Loureiro 2022a), sobre a abordagem criada a partir da aproximação destas técnicas musicoterapêuticas com o Modelo Transteórico (Pedrosa; Garcia; Loureiro 2022b) e sobre a forma de aplicar a MTDQ. Estes atendimentos foram planejados a partir do modelo presente no manual exposto

no Apêndice A. Os atendimentos aconteceram entre os meses de maio e novembro de 2022, em um Centro de Referência em Saúde Mental Álcool e Drogas (CERSAM AD), aparelho da Rede de Atenção Psicossocial que funciona como um CAPs AD III, na cidade de Belo Horizonte /MG.

2.1. Amostra

Uma amostra de conveniência foi constituída por 202 participantes, sendo 154 homens (77,37%) e 45 mulheres (destas, uma mulher trans), com idade média de 44,7 anos (DP = 12,7, mínimo = 18 e máximo = 69). Porém, devido aos dados faltantes (*missing values*), as análises foram realizadas com 141 participantes. Todos os participantes preencheram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) exposto no Apêndice B. Informações sobre idade e gênero foram fornecidas pela gerência do CERSAM, a partir de seu sistema.

2.2. Instrumento

O único instrumento utilizado foi a Escala de Avaliação dos Efeitos da Musicoterapia em Grupo na Dependência Química, um instrumento de autorrelato composto por 20 itens que avaliam os benefícios percebidos por pacientes adultos com dependência química a respeito dos efeitos da musicoterapia em grupo em seus processos de mudança. Os usuários respondem os itens em uma escala Likert em que Nunca = 1; Raramente = 2; Às vezes = 3; Muitas vezes = 4; Sempre = 5.

2.2. Procedimentos e análises estatísticas

A fim de obter evidências de validade estrutural e da confiabilidade da MTDQ realizamos as análises no R v. 4.2.0 (R Core Team 2022)¹. Inicialmente fizemos o teste de Mardia (Mardia 1970) para avaliar a normalidade multivariada dos itens por meio do pacote MVN versão 5.9 (Korkmaz *et al* 2014). Essa análise foi realizada com a finalidade de embasar a seleção do estimador adequado para a análise fatorial confirmatória de itens. Caso a hipótese da normalidade multivariada fosse rejeitada, o método de estimação *Robust Weighted Least Square Mean and Variance* (WLSMV) seria utilizado (Li 2016).

A análise fatorial confirmatória dos itens foi aplicada via o pacote lavaan v. 0.6.12 (Rosseel *et al* 2022) e a confiabilidade foi examinada com o pacote semTools v. 0.5.6 (Jorgensen *et al* 2021). Os modelos testados foram: **modelo unidimensional**, com um fator geral carregando os itens 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20; **modelo com dois fatores correlacionados**, com processos cognitivos carregando os itens 3, 4, 5, 7, 8, 9, 12, 14, 15, 20 e processos comportamentais carregando os itens 1, 2, 6, 10, 11, 13, 16, 17, 18 e 19; e **modelo bifatorial**, contendo processos cognitivos, processos comportamentais e o fator geral, todos ortogonalizados entre si.

A qualidade do ajuste dos modelos foi avaliada por meio do índice de ajuste comparativo (comparative fit index, CFI) e do erro médio quadrado de aproximação (root mean square error of approximation, RMSEA). Os modelos seriam rejeitados caso apresentassem CFI < 0,90 ou RMSEA > 0,10 (Thakkar 2020).

O teste de diferença do χ^2 escalonado de Satorra (2000) foi utilizado para comparar os modelos, caso eles não fossem rejeitados.

¹ A sintaxe está disponível no Apêndice C.

3. Resultados

O teste de Mardia (curtose = 10,76; $p < 0.0001$ e assimetria = 2487,78; $p < 0.0001$), indicou que os itens não apresentam evidências de normalidade multivariada. Por isso, a análise fatorial confirmatória de itens foi realizada com o estimador WLSMV. Os índices de ajustes dos três modelos testados são apresentados, abaixo, na Tabela 1. Nenhum dos modelos foi rejeitado.

Tabela 1 - Ajuste dos modelos testados

Modelo	χ^2 [df]	CFI	RMSEA	RMSEA [IC 90%]
Unidimensional	283,290[170]	0,968	0,073	[0,058; 0,087]
Dois fatores correlacionados	267,859[169]	0,972	0,068	[0,052; 0,083]
Bifatorial	188,811[150]	0,989	0,045	[0,020; 0,064]

Por meio da Tabela 1 observamos que o modelo bifatorial apresentou índices de ajuste superiores quando comparado aos outros modelos. De acordo com Rios e Wells (2014), um ΔCFI superior 0,01 já seria indicativo de que determinado modelo é superior a outro. Isso ocorre com o modelo bifatorial, que possui um $\Delta CFI > 0,01$ em relação aos modelos unidimensional e dois fatores correlacionados. Por sua vez, o teste de diferença do χ^2 escalonado de Satorra (2000) corrobora esse resultado, também indicando que o modelo bifatorial é superior ao modelo unidimensional ($\Delta \chi^2$ [df] = 13.562[1], $p = 0,0002308$) e ao modelo com dois fatores correlacionados ($\Delta \chi^2$ [df] = 64,202[19], $p = 0,0000009$). As cargas fatoriais dos itens no modelo bifatorial estão apresentadas na Tabela 2.

Tabela 2 - Cargas fatoriais dos itens no modelo bifatorial

Itens	Processos Cognitivos	Processos Comportamentais	Fator Geral	Média	Desvio padrão
3	0,133		0,464	3,75	1,14
4	0,442		0,262	3,99	1,27
5	-0,280		0,644	3,80	1,17
7	0,183		0,553	3,77	1,10
8	0,584		0,280	3,80	1,18
9	0,014		0,670	3,61	1,25
12	0,467		-0,061	3,12	1,61
14	0,424		0,522	4,11	1,04
15	0,012		0,760	4,10	0,94
20	0,143		0,566	4,00	1,04
1		0,236	0,357	3,52	1,27
2		-0,010	0,724	4,05	1,12
6		0,198	0,608	3,84	1,05
10		0,284	0,454	3,73	1,11
11		0,274	0,500	3,84	1,08
13		0,475	0,407	3,79	1,19
16		0,363	0,627	3,86	1,08
17		0,675	0,559	4,07	1,12
18		0,137	0,767	4,21	1,05

19	0,403	0,640	4,12	0,98
----	-------	-------	------	------

As cargas fatoriais tendem a ser mais elevadas no fator geral quando comparadas às cargas fatoriais nos fatores específicos. Contudo algumas exceções foram observadas nos itens 4, 8, 12, 13, 17. Destacamos em negrito na Tabela 2 o fato dos itens 2, 9 e 15 não apresentarem carga fatorial igual ou superior a 0,1 no respectivo fator específico, apresentando boas cargas fatoriais no fator geral. O item 12, por outro lado, apresenta boa carga fatorial no item específico, mas com um valor abaixo de 0,1 no fator geral. O item 5 foi o único apresentou carga fatorial negativa no fator específico (- 0,280) com um valor expressivo (> 0,1).

A carga negativa nos itens 2, 5 e 12 indica que o fator geral ou o fator específico explicou toda a sua variância comum desses itens, levando em consideração que no modelo bifatorial os fatores são ortogonalizados e a variância explicada dos itens sofre uma competição entre o fator geral e o fator específico. Isso é comum de ocorrer em modelos bifatoriais e, em função disso, deve-se constrangir essas cargas negativas para o valor zero para se ter uma estimativa adequada da confiabilidade dos fatores do modelo. Um novo modelo bifatorial foi rodado, constrangindo à zero todas as cargas negativas. Esse modelo foi denominado modelo bifatorial de cargas negativas constrangidas e apresentou bom ajuste aos dados, $\chi^2[df] = 199.079[155]$; CFI = 0,988; RMSEA = 0,048; RMSEA [IC 90%] = [0.025; 0.066].

A Tabela 3 apresenta a média das cargas fatoriais, bem como a confiabilidade das variáveis latentes do modelo bifatorial de cargas negativas constrangidas, medida por alpha de Cronbach, alpha ordinal, ômega de McDonald e confiabilidade composta. Os dois fatores específicos do modelo bifatorial tiveram médias de cargas fatoriais consideravelmente mais baixas, o que provavelmente se dá pelo fato dos mesmos itens serem mais explicados pelo fator geral.

Tabela 3 – Média das cargas fatoriais e confiabilidade das variáveis latentes.

Modelo	Variável latente	M (DP)	min max	α	α^{ord}	Ω	cc
Bifatorial	Processos cognitivos	0,24 (0,22)	0,00 0,60	0,63	0,69	0,33	0,48
	Processos comportamentais	0,30 (0,19)	0,00 0,67	0,81	0,86	0,22	0,62
	Fator geral	0,52 (0,19)	0,00 0,78	0,87	0,90	0,80	0,90

Nota. M = média, DP = desvio-padrão, min = mínimo, max = máximo, α = alfa de Cronbach, α^{ord} = alfa ordinal, Ω = ômega de McDonald, cc = confiabilidade composta

Analisando a distribuição dos itens em relação ao modelo bifatorial, tem-se que 17 dos 19 itens relacionados ao fator geral apresentam médias entre 3,6 e 4,2. O item 18 apresenta uma média levemente maior, com 4,21 e o item 1 levemente menor, com 3,52. A média das médias dos itens relacionados ao fator geral é de 3,85 e o desvio padrão de 1,14. A média das médias dos itens explicados pelo fator específico processos cognitivos foi de 3,8 e o desvio padrão de 1,17, enquanto a média das médias dos itens explicados pelo fator específico processos comportamentais foi de 3,9 e o desvio padrão de 1,11. Podemos concluir que tanto os itens explicados pelo fator geral quanto os explicado pelos fatores específicos apresentam distribuição bastante similar.

Ainda que não haja um consenso sobre o valor do ponto de corte dos coeficientes de confiabilidade é comum considerar valores entre 0,6 e 0,7 como aceitáveis (Bagozzi; Yi 1988; Hair *et al* 2009; Valentini;

Damásio 2016). No entanto, esses valores de corte não são adequados para modelos bifatoriais em que o fator geral é ortogonal aos fatores específicos. Modelos com essa característica tendem a tornar as cargas fatoriais dos fatores específicos muito mais baixas já que sofrem a concorrência do fator geral para a explicação da variância comum dos itens. Nesse sentido, é apropriado considerar um valor de corte de 0,40 para os índices omega ou confiabilidade composta. Considerando que todos os fatores apresentaram adequado valor de corte no alfa, alfa ordinal e confiabilidade composta, concluímos que todos eles apresentam confiabilidade adequada. No entanto, é relevante melhorar a confiabilidade dos fatores específicos, já que esses processos específicos de mudança são relevantes para a prática da musicoterapia. Uma maneira de melhorar essa confiabilidade envolve compreender melhor quais são as características dos itens que melhor carregaram esses fatores no modelo bifatorial e elaborar novos itens tomando essas características como referência.

4. Considerações finais

Esta pesquisa teve como objetivo levantar evidências de validade estrutural da MTDQ, bem como analisar a confiabilidade deste instrumento de avaliação. Para tanto, recorreu-se a verificação dos índices de ajuste de três diferentes estruturas fatoriais, aventadas em Pedrosa, Garcia e Loureiro (2023), modelo unidimensional, modelo com dois fatores correlacionados e modelo bifatorial. Os resultados indicaram a melhor adequação da estrutura bifatorial da MTDQ, composta por dois fatores específicos Processos Cognitivos e Processos Comportamentais e fator geral. Vale ressaltar que os dois fatores específicos correspondem ao modelo transteórico de mudança (Prochaska *et al* 1988).

Nesta pesquisa o fator geral representa a percepção do paciente sobre os benefícios da musicoterapia em sua mudança pessoal geral. Como o MTM não indicou teoricamente, ainda, um fator geral, teorizamos que, se os pacientes percebem os benefícios da musicoterapia como relevantes para sua mudança, eles tendem a se envolver mais ativamente no tratamento, a seguir as recomendações e a trabalhar mais para alcançar seus objetivos terapêuticos. Por outro lado, se os pacientes não percebem os benefícios da musicoterapia ou os percebem como irrelevantes, eles podem desmotivar-se ou perder o interesse no tratamento, prejudicando o seu sucesso terapêutico. Esta discussão se comunica com o MTM (Prochaska *et al* 1988; Prochaska 2014) dado que os Processos de Mudança indicam que a percepção dos próprios processos cognitivos relativos à mudança, podem levar a mudanças comportamentais.

Futuras pesquisas, com uma amostra consideravelmente maior, devem avaliar a pertinência dos itens 2, 9 e 5 aos seus respectivos fatores específicos, bem como a pertinência do item 12 para o fator geral. Novas pesquisas se fazem necessárias, a fim de estabelecer normas de interpretação dos escores brutos da escala, imputando assim significado aos resultados obtidos através da aplicação da MTDQ. Estudos futuros deverão investigar evidências de validade desta escala, baseados em processos de resposta aos itens, na estrutura interna, em relações com outras variáveis, e/ou na consequência da testagem (AERA; APA; NCME 2014). Por fim, é importante continuar a avaliação do desempenho do instrumento com amostras clínicas e mais diversificadas regionalmente. Em suma, concluímos que o instrumento apresentou boas propriedades psicométricas de validade estrutural com a amostra pesquisada, mostrando-se promissor para o uso profissional.

5. Referências

- Alves, G. A.S. ; Souza; M.S.; Baptista, M.N. 2013. "Validade e precisão de testes sociológicos". In *Avaliação Psicológica guia de consulta para estudantes e profissionais de psicologia* edited by Rodolfo Ambiel, Ivan Rabelo, Sílvia Pacanaro, Gisele Alves and Irene Leme, 109-120. São Paulo: Casa do Psicólogo.
- American Educational Research Association (AERA), American Psychological Association (APA), National Council on Measurement in Education (NCME). 2014. *Standards for educational and psychological testing*. Washinton, DC: American Psychological Association.
- Bagozzi, R. P.; Yi, Y. 1988. "On the evaluation of structural equation models". *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1): 74–94. Doi: <https://doi.org/10.1007/BF02723327>. Acesso: 18/12/2022.
- Borsa, L. C.; Seize, M. 2017. "Construção e adaptação de instrumentos psicológicos: dois caminhos possíveis". In *Manual de desenvolvimento de instrumentos psicológicos*, edited by Bruno Damásio and Juliane Borsa, 39-55 . São Paulo: Vetor.
- Cunha, C.M.; Almeida Neto, O.P.; Stackfleth. R. 2016. "Principais métodos de avaliação psicométrica da confiabilidade de instrumentos de medida". *Rev. Aten. Saúde, São Caetano do Sul*, 14(49): 98-103. Doi: <https://doi.org/10.13037/rbcs.vol14n49.3671>. Acesso: 18/12/2022.
- Gattino, Gustavo Schultz. 2021. *Fundamentos de Avaliação em Musicoterapia*. Forma & Conteúdo. In: https://vbn.aau.dk/ws/portalfiles/portal/454422252/Fundamentos_de_avalicao_em_musicoterapia_ficha_isbn.pdf. Acesso: 06/12/2022.
- Hair, J.F.; Black, W.C.; Babin, B.J.; Anderson, R.E. 2009. *Análise Multivariada de Dados*. 6ª edição. Porto Alegre: Bookman.
- Jorgensen, T. D.; Pornprasertmanit, S.; Schoemann, A. M.; Rosseel, Y. 2020. "semTools: Useful tools for structural equation modeling (version 0.5-3)". [Computer software]. <https://CRAN.Rproject.org/package=semTools>. Acesso: 18/12/2022.
- Keszei, A.P.; Novak, M.; Streiner, D.L. (2010). "Introduction to health measurement scales". *J Psychosom Res.*, 68(4): 319-23. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2010.01.006>. Acesso: 18/12/2022.
- Korkmaz, S.; Goksuluk, D.; Zararsiz G. (2014). "MVN: An R Package for Assessing Multivariate Normality". [R package]. <https://cran.r-roject.org/web/packages/MVN/index.html>. Acesso: 18/12/2022.
- Li, C. H. 2016. "Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares". *Behavior Research Methods*, 48(3), 936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>. Acesso: 18/12/2022.
- Mardia, K. V. 1970. "Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications". *Biometrika*, 57(3), 519-530.
- Pasquali, L. 2010. *Instrumentação Psicológica: Fundamentos e Práticas*. Porto Alegre: Artmed.
- Pedrosa, F.; Garcia, F.D.; Loureiro, C. M.V. 2022a. "Musicoterapia na Dependência Química: Uma Revisão Integrativa". *Revista Música Hodie*, 22: 1-37. Doi: <https://doi.org/10.5216/mh.v22.70651>.
- Pedrosa, F.G.; Garcia, F.D.; Loureiro, C.M.V. 2022b. "Abordagem de tratamento musicoterapêutico em dependência química baseado no Modelo Transteórico de Mudança". *Per Musi*, 42: 1-16. e224211. <http://doi.org/10.35699/2317-6377.2022.36890>.

- Pedrosa, F.G.; Garcia, F.D.; Loureiro, C.M.V. 2023. "Desenvolvimento da Escala de Avaliação dos Efeitos da Musicoterapia em Grupo na Dependência Química: Análise teórica e semântica". *No prelo*.
- Polit D.F. 2015. "Assessing measurement in health: beyond reliability and validity". *Int J Nurs Stud*, 52(11): 1746-1753.
- Polit, D.; Beck, C.T. 2011. *Fundamentos de pesquisa em enfermagem: métodos, avaliação e utilização*. 7 ed. Porto Alegre: Artmed.
- Prochaska, J. O. 2014. "Enhancing motivation to change". In *The ASAM Principles of Addiction Medicine*, edited by Richard Ries, David Fiellin, Shannon Miller and Richard Saitz, 5th edition. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins.
- Prochaska, J.O.; DiClemente, C.C. 1982. "Transtheoretical therapy: Toward a more integrative model of change". *Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 19(3): 276–288. Doi: <https://doi.org/10.1037/h0088437>. Acesso: 18/12/2022.
- Prochaska, J.O.; Velicer, W.F.; DiClemente, C.C.; Fava, J.L. 1988. "Measuring the processes of change: Applications to the cessation of smoking". *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(4): 520-528. <https://doi.org/10.1037//0022-006x.56.4.520>.
- R Core Team. 2022. "R (4.2)". [Computer software]. R Foundation for Statistical Computing. In: <https://cran.r-project.org/bin/windows/base/>. Acesso: 18/12/2022.
- Reise, S. P. 2012. "The rediscovery of bifactor measurement models". *Multivariate Behavioral Research*, 47(5): 667-696. Doi: <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>. Acesso: 18/12/2022.
- Revelle, W.; Zinbarg, R.E. 2009. "Coefficients alpha, beta, ômega, and the GLB: comments on Sijtsma". *Psychometrika*; (74): 145-54. Doi: <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>. Acesso: 18/12/2022.
- Rios, J.; Wells, C. 2014. "Validity evidence based on internal structure". *Psicothema*, 26(1): 08-116. DOI: <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.260>.
- Rosseel, Y.; Jorgensen, T. D.; Rockwood, N.; Oberski, D.; Byrnes, J.; Vanbrabant, L.; Savalei, V.; Merkle, E.; Hallquist, M.; Rhemtulla; Katsikatsou, M.; Barendse, M.; Scharf, F.; Du, H. 2022. "lavaan: Latent Variable Analysis (0.6.11)". [R package].
- Satorra, A. (2000). "Scaled and adjusted restricted tests in multi-sample analysis of moment structures". In *Innovations in multivariate statistical analysis: A Festschrift for Heinz Neudecker*, edited by Risto Heijmans, Stephen Pollock, Albert Satorra, 233-247. London: Kluwer Academic Publishers.
- Souza, A.C.; Alexandre, N.M.C.; Guirardello, E.B. 2017. "Propriedades psicométricas na avaliação de instrumentos: avaliação da confiabilidade e da validade". *Epidemiol. Serv. Saúde [online]*, 26(3): 649-659. <http://dx.doi.org/10.5123/s1679-49742017000300022>. Acesso: 18/12/2022.
- Szupczynski, Karen Priscila del Rio. 2012. Estudo dos processos de mudança em usuários de substâncias psicoativas ilícitas. Tese. PUC/RS.
- Thakkar, J. J. 2020. *Structural Equation Modelling Application for Research and Practice (with AMOS and R)*. Springer: Singapore.
- Valentini, F.; Damásio, B. F. 2016. "Variância Média Extraída e Confiabilidade Composta: Indicadores de Precisão". *Psicologia: Teoria e Pesquisa [online]*, 32(2): 1-7 . Doi: <https://doi.org/10.1590/0102-3772e322225>. Acesso: 18/12/2022.

- Valentini, F.; Gomes, C. M. A.; Muniz, M.; Mecca, T.P.; Laros, J.A.; Andrade, J.M. 2015. "Confiabilidade dos índices fatoriais da Wais-III adaptada para a população brasileira". *Psicologia: teoria e prática*, 17(2): 123-139. Disponível em: http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1516-36872015000200010&lng=pt&tlng=pt. Acesso: 18/12/2022.
- Zumbo, B.D.; Gadermann, A.M.; Zeisser, C. 2007. "Ordinal Versions of Coefficients Alpha and Theta for Likert Rating Scales". *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1): 21-29 . Doi: <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>. Acesso: 18/12/2022.