

# Comer transtornado orientado à muscularidade e sintomas de dismorfia muscular em homens insuficientemente ativos e fisicamente ativos

*Muscularity-oriented disordered eating and symptoms of muscle dysmorphia in insufficiently active and physically active men*

Danilo César Paschoalino<sup>1\*</sup> , Telma Maria Braga Costa<sup>1,2</sup> 

## RESUMO

O estudo tem como objetivo avaliar o comer transtornado orientado à muscularidade e sintomas de dismorfia muscular em homens com idade entre 18 e 59 anos. Trata-se de um estudo transversal, comparativo e quantitativo, com coleta de dados online pelos instrumentos MDDI (*Muscle Dysmorphic Disorder Inventory*) e MOET (*Muscularity Oriented Eating Test*); as análises estatísticas foram realizadas por meio do programa SPSS, com valor de  $p \leq 0,05$  adotado para determinar o nível de significância. Os resultados obtidos com a amostra de 427 homens, separados em três grupos: praticantes de musculação (GM;  $n = 145$ ), grupo de insuficientemente ativos (GIAt;  $n = 124$ ) e grupo de praticantes de outras modalidades (GPOM;  $n = 158$ ), apontam pela análise dos escores totais dos instrumentos MOET e MDDI que há diferença significativa ( $p = 0,001$ ) entre os grupos. O grupo GM possui média superior ao GIAt e GPOM ( $p = 0,001$  para ambos). Sugerindo que GM apresenta maior preocupação com alimentação direcionada à hipertrofia muscular e sintomas de dismorfia muscular quanto aos outros grupos. Conclui-se que os resultados do estudo permitam aos profissionais de saúde uma abordagem adequada com indivíduos que apresentem comer transtornado à muscularidade e sintomas de dismorfia muscular.

**PALAVRAS-CHAVE:** comportamento alimentar; imagem corporal; homens.

## ABSTRACT

The aim of this study is to evaluate muscularity-oriented disordered eating and symptoms of muscle dysmorphia in men aged between 18 and 59 years. This is a cross-sectional, comparative and quantitative study, with online data collection using the MDDI (*Muscle Dysmorphic Disorder Inventory*) and MOET (*Muscularity Oriented Eating Test*) instruments. Statistical analyses were performed using the SPSS program, with a  $p \leq 0.05$  adopted to determine the significance level. The results were obtained with the sample of 427 men, separated into three groups: bodybuilding practitioners (BPG;  $n = 145$ ), an insufficiently active group (IAG;  $n = 124$ ) and a group of practitioners of other modalities (GPOM;  $n = 158$ ), pointing out by analysing the total scores of the MOET and MDDI instruments that there is a significant difference ( $p = .001$ ) between the groups. The BPG group has a higher average than IAG and GPOM ( $p = .001$  for both), suggesting that BPG is more concerned with eating aimed at muscle hypertrophy and symptoms of muscle dysmorphia than the other groups. It is intended that the results of the study will allow health professionals to have an appropriate approach to individuals who have disordered eating and muscular dysmorphia.

**KEYWORDS:** feeding behaviour; body image; men.

<sup>1</sup>Universidade de São Paulo, Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Ribeirão Preto – Ribeirão Preto (SP), Brasil.

<sup>2</sup>Universidade de Ribeirão Preto – Ribeirão Preto (SP), Brasil.

\*Autor correspondente: Rua Maria Perone Sarmento, 195, Jardim Ângelo Jurca – CEP: 14093667 – Ribeirão Preto (SP), Brasil. E-mail: dcpaschoal@hotmail.com

**Conflito de interesses:** nada a declarar. Financiamento: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior e Universidade de Ribeirão Preto.

**Recebido:** 16/11/2023. **Aceite:** 12/03/2024.

## INTRODUÇÃO

Considerando o crescente número de indivíduos que buscam de forma inadequada a melhora da composição corporal em academias de ginástica para a prática de musculação, se observa relevância no estudo de padrões comportamentais para esta prática e também dos padrões comportamentais alimentares voltados à busca pela muscularidade. A avaliação e compreensão destes padrões característicos e suas possíveis correlações podem contribuir para intervenção assertiva tanto dos profissionais de nutrição quanto dos profissionais de educação física (Almeida et al., 2021; Singh & Veale, 2019).

Segundo Lavender et al. (2017), questões específicas para pesquisas neste âmbito devem incluir fatores que diferenciem o risco para o desenvolvimento de Transtornos Alimentares (TA) tradicionais *versus* os orientados à muscularidade em homens, assim como, o que se refere a alimentação desordenada tradicional *versus* a alimentação orientada à muscularidade diante das características individuais ou de grupos (Lavender et al., 2017).

Com base nos critérios diagnósticos do manual diagnóstico e estatístico de transtornos mentais DSM-5 (American Psychiatric Association [APA], 2014), pesquisadores estimam que 60% dos diagnósticos de TA são documentados como Transtorno Alimentar Sem Outra Especificação (EDNOS). Isso pode significar que eles tenham transtorno da compulsão alimentar periódica, dismorfia muscular ou alguma forma de alimentação desordenada que não atenda aos rigorosos critérios de anorexia nervosa ou bulimia podendo subestimar esse número de diagnósticos (Hiluy et al. 2019).

De acordo com Assunção (2002) a dismorfia muscular (DM) é conceituada como um tipo de Transtorno Dismórfico Corporal (TDC) em que a pessoa se imagina “muito pequena” ou “subdesenvolvida”. O DSM-5 (APA, 2014) se propôs incluir o diagnóstico de Transtorno Dismórfico Muscular (TDM) considerando os seguintes critérios diagnósticos que incluem: a preocupação com a ideia de que o corpo não é suficientemente magro e musculoso com base numa percepção irreal (Pope et al., 2000). Esses indivíduos despendem cerca de três a oito horas por dia com essa repetição de ideias voltadas à hipertrofia muscular, apresentam rituais repetitivos e demorados para corrigir ou esconder seu corpo ou partes desse durante exposição social, como em academias de ginástica, por exemplo, dentre outros ambientes de socialização (Almeida et al., 2021; APA, 2014; Johnson et al., 2018; Silva & Ferreira, 2019).

Segundo Almeida et al. (2020) a pressão social para a busca da muscularidade promove não só a internalização de um ideal muitas vezes inatingível, como também a insatisfação corporal, levando a uma avaliação exagerada da importância

da aparência física, das medidas corporais, do uso excessivo e descontrolado de dietas, de comportamentos não saudáveis que podem levar ao desenvolvimento de transtornos na busca inadequada pela anatomia desejável.

Assim, o instrumento MDDI foi desenvolvido por Hildebrandt et al. (2004), traduzido e adaptado mantendo a quantidade original de itens por Gomes et al. (2020). Considerando as necessidades de avaliação de sinais e sintomas de dismorfia muscular (Almeida et al., 2020; Hildebrandt et al., 2004; Azevedo et al., 2012; Fortes et al., 2017; Gomes et al., 2020).

Segundo Murray et al. (2019) as medidas existentes de psicopatologia do transtorno alimentar podem carecer de sensibilidade para captar as características da alimentação inadequada com foco na muscularidade. Com o objetivo de suprir esta carência Murray et al. (2019) desenvolveram o teste alimentar orientado para a muscularidade MOET- *Muscularity Oriented Eating Test* - representando uma medida psicometricamente sólida e inovadora da alimentação desordenada voltada para a muscularidade, adaptado e avaliado transculturalmente por Carvalho et al. (2022), onde suas propriedades psicométricas de validade e confiabilidade se mostraram hábeis para avaliação do comer transtornado orientado para a muscularidade.

Diante do exposto, o estudo se propôs a avaliar o comer transtornado orientado à muscularidade e sintomas de transtorno dismórfico muscular em homens praticantes de musculação, insuficientemente ativos e praticantes de outras modalidades. Adotando a hipótese de que estes indivíduos apresentem tais características e a avaliação e compreensão destas possa contribuir para intervenção assertiva pelos profissionais de saúde envolvidos.

## MÉTODO

Trata-se de um estudo transversal, avaliativo, comparativo e de abordagem quantitativa (Ribeiro & Scatena, 2019).

### Amostra

A amostra foi composta por indivíduos do sexo masculino com idade entre 18 a 59 anos, de nacionalidade brasileira, experiência mínima de três meses de prática de exercícios físicos, mais de 75 minutos de prática semanal em intensidade vigorosa ou mínimo de 150 minutos semanais em intensidade moderada, com predominância de musculação compuseram o grupo GM, os com predominância de outras modalidades (desportos, exceto musculação) formaram o grupo GPOM. Os indivíduos insuficientemente ativos (GIAt) foram considerados os com menos de 75 minutos semanais de qualquer prática, seguindo critérios da Organização Mundial da Saúde (OMS, 2000).

Como critérios de inclusão os indivíduos deveriam se enquadrar nas características pré-estabelecidas como: idade (anos), sexo (masculino), nacionalidade (brasileira), renda (mensal), grau de escolaridade (ensino fundamental ou superior completo), estado civil (casado ou solteiro), peso (kg), estatura (m), Índice de Massa Corporal (IMC) ( $\text{kg}/\text{m}^2$ ), além de responder ao formulário de forma completa. Sobre os critérios de exclusão, não foram considerados na amostra indivíduos atletas (profissionais ou amadores), ou que possuíam alguma deficiência física limitante, ou praticantes de treino caracterizado com a marca Cross Fit® devido às características de competição e estrutura local (não ter espelhos comparado às salas de musculação).

A amostra foi definida através de técnica não probabilística por julgamento considerando somente a população masculina, residente em Ribeirão Preto na faixa etária entre 18 a 59 anos, segundo dados do IBGE-2010, teríamos 48,14%. Assumindo erro absoluto tolerável= 0,05 e Coeficiente de confiança= 95%. Resultante no valor de  $n= 384$ , admitindo-se perdas, majoração de 10%, assim considerando  $n= 422$  ideal para os objetivos da pesquisa.

Ressalta-se que o anonimato e confidencialidade dos participantes foram garantidos e explicitados através do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) em consequente a certificação e autorização do Comitê de Ética em Pesquisa em Seres Humanos da Universidade de Ribeirão Preto (UNAERP) (Campus Ribeirão Preto/SP), com parecer nº 4.748.222 e CAAE: 1 45460521.5.0000.5498.

## Instrumentos

O instrumento MDDI (*Muscle Dysmorphic Disorder Inventory*), foi desenvolvido por Hildebrandt et al. (2004), traduzido e adaptado mantendo a quantidade original de itens, compreensão e consistência interna (alfa de Cronbach= 0.78) adequada à adultos brasileiros, por Gomes et al. (2020). Composto por 13 itens de autorrelato, respondidos em escala do tipo *Likert* de pontos (1= nunca a 5= sempre) com escore que varia de 13 a 65 distribuídos em três subescalas, sendo: a) *Drive for Size* (DS — Ânsia por Tamanho), b) *Appearance Intolerance* (AI — Intolerância com a Aparência), c) *Functional Impairment* (FI — Comprometimento Funcional).

As dimensões do MDDI incluem questões referentes a cognições, emoções e comportamentos relacionados à imagem corporal. A subescala DS consiste em perguntas sobre pensamentos de ser menor e menos musculoso do que o desejado, ou deseja aumentar o tamanho e a força. O pensamento representado por esta subescala é consistente com as preocupações sobre o tamanho inadequado em dismorfia muscular. A subescala de AI consiste em perguntas sobre

crenças negativas sobre o próprio corpo resultante em ansiedade ou evitação da exposição corporal, cognições negativas e manifestações comportamentais de crenças negativas sobre o próprio corpo, como exemplo, usar roupas largas ao ar livre ou a crença de que o corpo é feio e desagradável (Almeida et al., 2020; Hildebrandt et al., 2004; Azevedo et al., 2012; Fortes et al., 2017; Gomes et al., 2020). Por fim, a FI, que consiste em perguntas sobre comportamentos relacionados à manutenção de rotinas de exercícios, interferência de emoções negativas ao se desviar da rotina de exercícios, ou evitar situações sociais por preocupações excessivas com o próprio corpo. O instrumento apresenta boa consistência interna em todos os fatores e escore total ( $\alpha$  de Cronbach de 0,73),  $MDDI-DS= 0,76$ ;  $MDD-AI= 0,70$ ; e  $MDDI-FI= 0,82$ , teste e reteste de boa confiabilidade ( $ICC= 0,83$ ;  $p= 0,001$ ). Além disso, o teste de Spearman mostrou forte associação entre os escores de MDDI no teste-reteste com  $r= 0,71$ ;  $p< 0,001$  (Gomes et al., 2020).

O instrumento MOET (*Muscularity Oriented Eating Test*), desenvolvido por Murray et al. (2019) e adaptado como teste alimentar orientado para a muscularidade (MOET) por Carvalho et al. (2022). Com análise fatorial exploratória e análise fatorial confirmatória, revelaram uma estrutura unidimensional e consistência interna adequada para homens ( $\omega= 0,86$ ;  $\alpha= 0,86$ ). Além disso, a escala demonstrou um bom teste de confiabilidade do reteste para homens ( $ICC= 0,96$ ;  $p< 0,001$ ), com associações moderadas a fortes com impulso para muscularidade, sintomas de DM, internalização de ideal muscular/atlético, alimentação desordenada e dependência de exercícios, respondido em escala tipo *Likert* (1= nunca a 5= sempre), com 15 itens. Representando um avanço nas medidas de transtornos alimentares orientados para a muscularidade em adultos brasileiros neste campo (Carvalho et al., 2022).

## Procedimentos

Após a aprovação pelo Comitê de Ética em Pesquisa com Seres Humanos, o estudo com os participantes foi realizado de forma *online*, através de um link, utilizando-se dos recursos da plataforma Redcap® e divulgação por meio das mídias (*WhatsApp*, *Facebook*, *Instagram* e *e-mails*) voltado aos indivíduos que aceitassem participar do estudo após darem aceite no TCLE. Em caso de resposta negativa do TCLE ou não classificação dentro dos critérios de inclusão, a pesquisa foi automaticamente finalizada sem qualquer dado registrado e nenhum prejuízo para os participantes, com a seguinte mensagem automática: “Agradecemos sua participação”.

Após o aceite no TCLE, preenchimento autorreferidos dos dados iniciais de caracterização da amostra idade (anos), peso (Kg), estatura (m), grau de escolaridade, renda mensal,

modalidade praticada, qual a frequência e tempo de experiência, tempo de duração semanal da modalidade praticada (em minutos), intensidade praticada (leve, moderada ou vigorosa), se competia como atleta ou não e se possuíam alguma deficiência física. Os participantes que se enquadraram aos critérios de inclusão da pesquisa foram direcionados automaticamente (segundo recursos da plataforma Redcap®) para responderem aos itens pertinentes dos formulários (MDDI e MOET), ao finalizar as respostas dos itens de forma completa os participantes receberam o aviso instantaneamente de agradecimento pela participação e finalização da pesquisa.

### Análise estatística

Para a avaliação dos escores dos instrumentos (MDDI e MOET) com foco nos sintomas de dismorfia muscular e comer transtornado voltado à muscularidade, se utilizou programa de estatística *Statistical Package for the Social Science* (versão 23.0). Através de análise multivariada utilizando um conjunto de métodos: Análise de consistência interna (CI) por coeficiente ômega de McDonald (Baião et al., 2023; Gomes et al., 2020; Goodboy & Martin, 2020) considerando valores referenciais da literatura científica compatível ao estudo com  $\omega \geq 0,70$  que representa boa confiabilidade; Coeficiente de regressão Poisson; Teste  $\chi^2$ ; Teste GLM (Modelo Linear Generalizado); Teste *post hoc* de Bonferroni; e Coeficiente de correlação de Pearson sabendo que a avaliação quantitativa do grau de correlação entre duas variáveis possa ser representada por sua intensidade da correlação onde:  $r = 0,000$  é nula ou inexistente,  $r = 0,001$  a  $0,299$  é fraca ou pequena,  $r = 0,300$  a  $0,599$  é regular ou moderada,  $r = 0,600$  a  $0,899$  é forte,  $r = 0,900$  a  $0,999$  é muito forte e  $r = 1,000$  é considerada plena ou perfeita (Diaz et al., 2020). O valor de  $p \leq 0,05$  foi adotado para determinar o nível de significância dos resultados dos testes estatísticos aplicados. (Baião et al., 2023; Carvalho et al., 2022; Gomes et al., 2020; Goodboy & Martin, 2020).

## RESULTADOS

A análise das escalas representou boa consistência interna (CI) pelo coeficiente ômega de McDonald ( $\Omega = 0,87$  para MOET e  $\Omega = 0,70$  para MDDI, para suas subescalas:  $DS = 0,84$ ;  $AI = 0,78$ ; e  $FI = 0,81$ ).

Através do coeficiente de correlação de Pearson foi possível identificar correlações positivas entre os instrumentos e grupos quando considerado os escores totais. O grupo GM apresentou correlação positiva moderada em relação ao MDDI e MOET com  $r = 0,502$  ( $p = 0,000$ ). No grupo GIAt houve correlações significativas moderadas com  $r = 0,566$  ( $p = 0,000$ ). Quanto ao GPOM nas pontuações totais dos

instrumentos (MDDI e MOET), o grupo apresentou valor baixo de  $r = 0,289$  ( $p = 0,000$ ), traduzindo em uma correlação positiva pequena. Vale ressaltar que apesar dos valores de  $r$  baixos a moderados, todas as correlações apontadas entre os instrumentos e grupos demonstraram correlação significativa ( $p = 0,01$ ).

A amostra composta por 427 indivíduos, divididos em seus respectivos grupos: GM ( $n = 145$ ), GPOM ( $n = 158$ ) e GIAt ( $n = 124$ ), conforme suas características e critérios de inclusão adotados na pesquisa descritos na metodologia.

A Tabela 1 mostra a estatística descritiva sobre a distribuição e caracterização da amostra com as variáveis preditoras.

Na Tabela 1 observamos (através dos testes aplicados:  $\chi^2$ , GLM e *post hoc* de Bonferroni) que houve diferença significativa ( $\chi^2 = 11,66$ ;  $p = 0,02$ ) entre os grupos quanto à idade, na faixa etária de 18 a 30 anos os grupos GM e GPOM possuem percentuais significativamente superiores ao do grupo GIAt ( $46,9$  e  $46,2\% > 33,9\%$ ) e na faixa etária  $> 40$  anos o grupo GIAt possui percentual significativamente superior ao do grupo GM ( $24\% > 10,3\%$ ). Quanto ao IMC ( $\chi^2 = 23,84$ ;  $p = 0,001$ ) na faixa de  $18,5$  a  $24,99$   $\text{kg/m}^2$ , o grupo GPOM possui percentual significativamente superior ao do grupo GIAt ( $46,2\% > 33,9\%$ ), e na faixa  $> 30$   $\text{kg/m}^2$  o grupo GIAt possui percentual significativamente superior ao do grupo GPOM ( $25,8\% > 8,2\%$ ). No estado conjugal casado (mora junto) ( $\chi^2 = 16,19$  com  $p = 0,001$ ) o grupo GIAt possui

**Tabela 1.** Descrição da distribuição e caracterização da amostra n (%) com as variáveis preditoras que apresentaram diferença significativa, sobre as escalas.

| Variável Preditora         | Grupos                                    |                      |                      | Total (amostral)      |
|----------------------------|---|----------------------|----------------------|-----------------------|
|                            | GM  | GIAt                 | GPOM                 |                       |
| Idade*                     | 18-29<br><i>n</i> = 68 (46,9)             | <i>n</i> = 42 (33,9) | <i>n</i> = 73 (46,2) | <i>n</i> = 183 (42,9) |
|                            | 30-40<br><i>n</i> = 62 (42,8)             | <i>n</i> = 52 (41,9) | <i>n</i> = 60 (38,0) | <i>n</i> = 174 (40,7) |
|                            | > 40<br><i>n</i> = 15 (10,3)              | <i>n</i> = 30 (24,2) | <i>n</i> = 25 (15,8) | <i>n</i> = 70 (16,4)  |
| Índice de Massa Corporal** | 18,5-24,99<br><i>n</i> = 51 (35,2)        | <i>n</i> = 30 (24,2) | <i>n</i> = 73 (46,2) | <i>n</i> = 154 (36,1) |
|                            | 25-30<br><i>n</i> = 73 (50,3)             | <i>n</i> = 62 (50,0) | <i>n</i> = 72 (45,6) | <i>n</i> = 207 (48,5) |
|                            | > 30<br><i>n</i> = 21 (14,5)              | <i>n</i> = 32 (25,8) | <i>n</i> = 13 (8,2)  | <i>n</i> = 66 (15,5)  |
| Estado conjugal:***        | Casado/mora junto<br><i>n</i> = 57 (39,3) | <i>n</i> = 76 (61,3) | <i>n</i> = 64 (40,5) | <i>n</i> = 197 (46,1) |
|                            | Solteiro<br><i>n</i> = 88 (60,7)          | <i>n</i> = 48 (38,7) | <i>n</i> = 94 (59,5) | <i>n</i> = 230 (53,9) |
| Total (grupo)              | <i>n</i> = 145 (100)                      | <i>n</i> = 124 (100) | <i>n</i> = 158 (100) | <i>n</i> = 427 (100)  |

GM: grupo musculação; GIAt: grupo insuficientemente ativo; GPOM: grupo praticantes de outras modalidades; \* $p = 0,02$ ; \*\* $p = 0,001$ ; \*\*\* $p = 0,001$ .

percentual significativamente superior ao dos grupos GM e GPOM (61,3% > 39,3 e 40,5% respectivamente), como a variável só tem duas categorias o inverso é válido, no estado conjugal solteiro os grupos GM e GPOM possuem percentuais significativamente superiores ao do grupo GIAt (60,7 e 59,5% > 38,7%).

Sobre a variável escolaridade não houve diferença significativa ( $\chi^2 = 5,46$  com  $p = 0,7$ ). Sendo assim, a variável preditora não apresentou diferença significativa a ponto de exercer influência no tamanho do efeito assim como renda ( $\chi^2 = 7,21$  com  $p = 0,30$ ).

Pelo teste *post hoc* de Bonferroni foi observado diferença significativa com a variável idade no MDDI. Temos que o grupo de 18-29 anos possui média de escores significativamente superior ao grupo de 30-40 anos ( $p = 0,05$ ) e ao grupo > 40 anos ( $p = 0,001$ ), o grupo de 30-40 anos por sua vez, possui média significativamente superior ao grupo > 40 anos ( $p = 0,001$ ). Indicando que quanto menor a faixa etária maior os escores no instrumento MDDI, caracterizando maior preocupação com a imagem corporal e busca por muscularidade.

Na análise das médias dos escores totais alcançadas pelos grupos no instrumento MDDI (*effect size* = 36,04), observamos que há diferença significativa ( $p = 0,001$ ) entre os grupos, pelo teste *post hoc* de Bonferroni temos que o grupo GM possui média significativamente superior aos grupos GIAt e GPOM (ambas com  $p = 0,001$ ), GPOM e GIAt se equivalem ( $p = 1,00$ ). Estes resultados apontam que o GM também apresenta sintomas de transtorno dismórfico muscular, maior internalização de imagem corporal idealizada, exagerada importância da aparência física (tamanho, magreza, musculatura), refletindo em questões referentes a cognições e emoções relacionadas à imagem corporal as quais o MDDI mensura.

Portanto, para as comparações no total amostral foi realizado, o ajuste, por idade, IMC e estado conjugal. Foi observado pelo teste de efeito utilizando GLM que houve diferença significativa entre os grupos ( $\chi^2 = 90,71$ ;  $p = 0,000$ ), sendo que as outras variáveis preditoras não apresentaram diferença significativa para MOET. Já na análise do MDDI, grupos ( $\chi^2 = 29,44$ ;  $p = 0,000$ ), idade ( $\chi^2 = 22,64$  e  $p = 0,000$ ) e estado conjugal ( $\chi^2 = 6,75$ ;  $p = 0,009$ ) apresentam diferença significativa pelo teste de efeito utilizando GLM, então constatamos que estas três variáveis exerceram influência sobre a escala MDDI.

Na análise das médias dos escores totais do instrumento MOET, houve diferença significativa (*effect size* = 91,08), com  $p = 0,001$  entre os grupos. Pelo teste *post hoc* de Bonferroni temos que o grupo GM possui média significativamente superior aos grupos GIAt e GPOM ( $p = 0,001$  para ambos), que se equivalem ( $p = 0,60$ ). Estes dados refletem que os indivíduos do GM apresentam mais sintomas de comer

transtornado em relação à muscularidade comparados aos grupos GIAt e GPOM.

Quando a somatória da escala MOET ( $\chi^2(4) = 5,63$ ;  $\text{prob} > \chi^2 = 0,229$ ; pseudo  $R^2 = 0,001$ ) foi modelada considerando o total amostral (como variável preditora), a única variável que apresentou diferença significativa foi o IMC (Tabela 2). Por se tratar de variável com associação e diferença entre os grupos, optou-se por modelar cada grupo separadamente, como pode ser observado na Tabela 2 por regressão de Poisson. A partir dos resultados obtidos, nota-se que: os grupos apresentam diferenças entre as preditoras com efeito significativo para a escala MOET, onde: GIAt  $\chi^2(3) = 7,73$  e  $\text{prob} > \chi^2 = 0,052$ ; GM  $\chi^2(3) = 6,12$  e  $\text{prob} > \chi^2 = 0,106$ ; GPOM  $\chi^2(3) = 5,95$  e  $\text{prob} > \chi^2 = 0,114$ . A variável idade apresentou diferença significativa para os grupos GM e GPOM; nos integrantes do GM, quanto menor a idade maior a probabilidade de pontuação elevada na MOET. A variável estado conjugal apresentou diferença significativa para o grupo GIAt, diante do coeficiente negativo, compreende-se que o efeito dessa variável na MOET seja inversamente proporcional, isto é, os indivíduos solteiros têm maior probabilidade de pontuação elevada na escala, quando comparados aos indivíduos casados.

Pela Tabela 3, quando a somatória total da escala MDDI ( $\text{prob} > \chi^2 = 0,000$ ; pseudo  $R^2 = 0,030$ ) foi modelada considerando total amostral, com grupo sendo uma variável preditora, as variáveis que apresentaram diferença significativa foram idade e estado conjugal. Quando a somatória da escala

**Tabela 2.** Coeficientes de regressão de Poisson para escala *Muscularity Oriented Eating Test*, segundo variáveis elencadas e grupos.

| Grupos                       | Variáveis Preditoras | $\beta$ | Z (p)         | IC95%        |
|------------------------------|----------------------|---------|---------------|--------------|
| Total Amostral MOET (n= 427) | Grupo                | 0,009   | 0,78 (0,436)  | -0,013–0,031 |
|                              | Idade                | -0,001  | -0,76 (0,447) | -0,003–0,001 |
|                              | IMC                  | 0,005*  | 2,25 (0,025)  | 0,001–0,010  |
|                              | Estado conjugal      | -0,021  | -1,00 (0,318) | -0,064–0,021 |
|                              | Escolaridade         | 0,032   | 1,50 (0,134)  | -0,010–0,073 |
| GIAt (n= 124)                | Idade                | 0,002   | 1,02 (0,307)  | -0,002–0,007 |
|                              | IMC                  | 0,011   | 1,69 (0,092)  | -0,002–0,024 |
|                              | Estado conjugal      | -0,122* | -2,77 (0,006) | -0,209–0,036 |
|                              | Escolaridade         | 0,051   | 0,84 (0,401)  | -0,068–0,170 |
| GM (n= 145)                  | Idade                | -0,009* | -2,50 (0,012) | -0,017–0,002 |
|                              | IMC                  | 0,007   | 1,15 (0,251)  | -0,005–0,019 |
|                              | Estado conjugal      | 0,062   | 1,02 (0,307)  | -0,057–0,182 |
|                              | Escolaridade         | 0,047   | 0,71 (0,476)  | -0,082–0,176 |
| GPOM (n= 158)                | Idade                | 0,009*  | 2,37 (0,018)  | 0,001–0,017  |
|                              | IMC                  | -0,005  | -0,59 (0,554) | -0,023–0,012 |
|                              | Estado conjugal      | 0,020   | 0,28 (0,783)  | -0,128–0,170 |
|                              | Escolaridade         | -0,129  | -1,83 (0,068) | -0,268–0,009 |

GIAt: grupo insuficientemente ativo; GM: grupo de musculação; GPOM: grupo praticantes de outras modalidades; IMC: índice de massa corporal; MOET: *muscularity oriented eating test*; \*coeficientes estatisticamente significativos ( $p < 0,05$ ).

MDDI-*AI* (LR  $\chi^2$  (5)= 138,54; prob>  $\chi^2$ = 0,000; pseudo R2= 0,060) foi modelada considerando total amostral, com grupo sendo uma variável preditora, todas as variáveis do modelo apresentaram diferença significativa exceto grau de escolaridade. Quando a somatória da escala MDDI-*DS*- (LR  $\chi^2$  (5)= 190,10; Prob>  $\chi^2$ = 0,000; pseudo R2= 0,070) foi modelada considerando total amostral, com grupo sendo uma variável preditora, todas as variáveis do modelo apresentaram diferença significativa menos a variável “grupo”. Quando a somatória da escala MDDI-*FI* (LR  $\chi^2$  (5)= 18,47; Prob>  $\chi^2$ = 0,002; pseudo R2= 0,008) foi modelada considerando total amostral, com grupo sendo uma variável preditora, somente ela apresentou diferença significativa. O que pode ser observado na Tabela 3.

Por se tratar de variáveis com associação e diferença entre os grupos, optou-se por modelar cada grupo separadamente, apresentado na Tabela 4.

A partir dos resultados obtidos, nota-se pela Tabela 4 que, os grupos apresentam diferenças entre as preditoras com efeito significativo para a escala MDDI (GIAt  $\chi^2$  (4)= 11,25 e prob>  $\chi^2$ = 0,024; GM  $\chi^2$  (4)= 17,60 e prob>  $\chi^2$ = 0,001; GPOM  $\chi^2$  (4)= 37,04 e prob>  $\chi^2$ = 0,000). A variável idade apresentou diferença significativa para os grupos GM e GPOM, isto é, quanto menor a idade maior a probabilidade de pontuação elevada na MDDI. A variável grau de escolaridade apresentou diferença significativa para os grupos GIAt e GPOM, contudo, GPOM que têm somente ensino médio

completo apresentam maior probabilidade de pontuar mais na MDDI do que aqueles que possuem superior completo (entre os praticantes de outras modalidades — GPOM). A variável estado conjugal apresentou diferença significativa para o grupo GPOM, diante do coeficiente negativo, compreende-se que o efeito dessa variável na MDDI seja inversamente proporcional, isto é, os indivíduos solteiros têm maior probabilidade de pontuação elevada na escala, quando comparados aos indivíduos casados.

Cabe ressaltar que desde a análise univariada entre MDDI-*AI* e grupo, em todas as etapas (i.e. a cada inserção de mais uma possível preditora) a variável grupo apresentou diferença significativa. Sendo assim, acredita-se que esta variável desempenhe papel importante, para o desfecho da escala MDDI-*AI* (MDDI-*AI*-GIAt  $\chi^2$  (4)= 23,34 e prob>  $\chi^2$ = 0,000; MDDI-*AI*-GM  $\chi^2$  (4)= 37,71 e prob>  $\chi^2$ = 0,000; MDDI-*AI*-GPOM (4)= 77,56 e prob>  $\chi^2$ = 0,000). A fim de esclarecer se as variáveis preditoras para MDDI-*AI* são as mesmas para todos os grupos, optou-se por modelar cada grupo separadamente, assim como, para todas as outras subescalas e seus respectivos grupos, sendo apresentado na Tabela 5.

Pela Tabela 5 observamos que a variável IMC apresentou diferença significativa para todos os grupos, revelando-se uma importante preditora para a subescala MDDI-*AI*. Torna-se oportuno comentar, que diferente da subescala MDDI-*DS*, para esta subescala o efeito do IMC foi diretamente proporcional, ou seja, quanto maior o IMC, maior a probabilidade de pontuação elevada na MDDI-*AI*. As variáveis idade e estado conjugal apresentaram diferença significativa somente para o grupo GPOM. Além disso, diante do coeficiente negativo, compreende-se que o efeito de ambas as variáveis na subescala MDDI-*AI* seja inversamente proporcional, ou seja, quanto

**Tabela 3.** Coeficientes de regressão de Poisson para escala e subescalas *Muscle Dysmorphic Disorder Inventory* considerando total amostral (n= 427), segundo variáveis elencadas.

| MDDI - Total Amostral                       | Variáveis Preditoras | $\beta$ | Z (p)         | IC95%        |
|---|----------------------|---------|---------------|--------------|
| <i>Muscle Dysmorphic Disorder Inventory</i> | Grupo                | -0,009  | -0,77 (0,439) | -0,032-0,014 |
|   | Idade                | -0,008* | -6,05 (0,000) | -0,011-0,005 |
|   | IMC                  | 0,004   | 1,81 (0,070)  | -0,000-0,009 |
|   | Estado conjugal      | -0,081* | -3,60 (0,000) | -0,126-0,040 |
|   | Escolaridade         | 0,027   | 1,23 (0,217)  | -0,016-0,070 |
| <i>Appearance Intolerance</i>               | Grupo                | -0,077* | -3,72 (0,000) | -0,120-0,036 |
|   | Idade                | 0,044*  | 10,61 (0,000) | 0,036-0,052  |
|   | IMC                  | -0,006* | -2,55 (0,011) | -0,010-0,001 |
|   | Estado conjugal      | -0,081* | -2,03 (0,042) | -0,160-0,003 |
|   | Escolaridade         | 0,024   | 0,64 (0,522)  | -0,050-0,100 |
| <i>Drive for Size</i>                       | Grupo                | -0,002  | -0,11 (0,912) | -0,037-0,033 |
|   | Idade                | -0,027* | -6,81 (0,000) | -0,035-0,020 |
|   | IMC                  | -0,014* | -6,76 (0,000) | -0,029-0,010 |
|   | Estado conjugal      | -0,091* | -2,64 (0,008) | -0,158-0,023 |
|   | Escolaridade         | 0,088*  | 2,62 (0,009)  | 0,022-0,154  |
| <i>Functional Impairment</i>                | Grupo                | 0,072*  | 3,02 (0,003)  | 0,025-0,120  |
|   | Idade                | -0,000  | -0,29 (0,776) | -0,006-0,004 |
|   | IMC                  | -0,002  | 0,42 (0,674)  | -0,008-0,012 |
|   | Estado conjugal      | -0,068  | -1,50 (0,134) | -0,157-0,021 |
|   | Escolaridade         | -0,052  | -1,19 (0,235) | -0,137-0,033 |

IMC: índice de massa corporal; MDDI: *muscle dysmorphic disorder inventory*; \*coeficientes estatisticamente significativos ( $p < 0,05$ ).

**Tabela 4.** Coeficientes de regressão de Poisson para escala *Muscle Dysmorphic Disorder Inventory*, segundo variáveis elencadas e grupos.

| Grupos        | Variáveis Preditoras | $\beta$ | Z (p)         | IC95%        |
|---------------|----------------------|---------|---------------|--------------|
| GIAt (n= 124) | Idade                | -0,005  | -1,76 (0,078) | -0,011-0,000 |
|               | IMC                  | -0,002  | -0,29 (0,770) | -0,017-0,012 |
|               | Estado conjugal      | -0,013  | -0,18 (0,859) | -0,156-0,130 |
|               | Escolaridade         | 0,133*  | 2,02 (0,044)  | -0,003-0,262 |
| GM (n= 145)   | Idade                | -0,009* | -3,35 (0,001) | -0,015-0,003 |
|               | IMC                  | 0,008   | 1,61 (0,107)  | -0,002-0,018 |
|               | Estado conjugal      | -0,059  | -1,47 (0,143) | -0,138-0,020 |
|               | Escolaridade         | 0,050   | 1,00 (0,316)  | -0,048-0,150 |
| GPOM (n= 158) | Idade                | -0,006* | -2,27 (0,023) | -0,011-0,001 |
|               | IMC                  | -0,001  | -0,19 (0,853) | -0,010-0,008 |
|               | Estado conjugal      | -0,108* | -2,10 (0,036) | -0,209-0,007 |
|               | Escolaridade         | -0,125* | -3,01 (0,003) | -0,207-0,044 |

GIAt: grupo insuficientemente ativo; GM: grupo de musculação; GPOM: grupo praticantes de outras modalidades; IMC: índice de massa corporal; \*coeficientes estatisticamente significativos ( $p < 0,05$ ).

menor a idade, maior a probabilidade de pontuação elevada neste grupo. Existe também maior probabilidade de indivíduos solteiros pontuarem mais na subescala MDDI-AI, quando comparados aos indivíduos casados. A variável grau de escolaridade (na subescala AI) não apresentou diferença significativa para nenhum dos três grupos (GIAt, GM e GPOM).

Cabe ressaltar que na análise univariada entre MDDI-DS e grupo, a preditora apresentou diferença significativa (MDDI-DS-GIAt  $\chi^2(4) = 30,79$  e  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,000$ ; MDDI-DS-GM  $\chi^2(4) = 38,57$  e  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,000$ ; MDDI-DS-GPOM  $\chi^2(4) = 66,14$  e  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,000$ ).

A partir dos resultados obtidos, nota-se que, os grupos apresentam as mesmas preditoras com efeito significativo para

a escala MDDI-DS, ou seja, comparando com o modelo da amostra total, podemos compreender que talvez essas variáveis tenham “mais impacto” para preenchimento da MDDI-DS do que pertencer a este ou aquele grupo. As variáveis idade e IMC apresentaram efeito inverso, para todos os grupos (i. e., quanto menor a idade ou o IMC, maior a probabilidade de pontuação elevada na MDDI-DS. A variável grau de escolaridade apresentou diferença significativa para os três grupos (GIAt, GM e GPOM), contudo, o efeito foi inverso para o GPOM, ou seja, praticantes de outras modalidades que têm somente ensino médio completo apresentam maior probabilidade de pontuar mais na subescala MDDI-DS do que aqueles que possuem superior completo (entre os praticantes de outras modalidades). A variável estado conjugal não apresentou diferença significativa na análise separada por grupos, no entanto, quando o modelo considerou o total amostral, essa variável apresentou diferença significativa, tal situação pode ser em decorrência do GPOM não apresentar casos o suficiente para conseguir indicar um valor significativo estatisticamente, considerando o critério adotado de  $p \leq 0,05$ .

Destaca-se que desde a análise univariada entre MDDI-FI e grupo, em todas as etapas (i.e. a cada inserção de mais uma possível preditora) somente a variável grupo apresentava diferença significativa. Sendo assim, acredita-se que esta variável desempenhe forte influência, para o desfecho da subescala MDDI-FI (FI - GIAt  $\chi^2(4) = 16,46$  e  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,002$ ; FI - GM  $\chi^2(4) = 4,36$  e  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,359$ ; FI - GPOM  $\chi^2(4) = 11,06$  e  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,026$ ).

A partir dos resultados obtidos, nota-se que: os grupos apresentam diferenças entre as preditoras com efeito significativo para a subescala MDDI-FI. Fato este que confirma o importante papel da variável grupo associado a esta subescala. O grupo GM (musculação) não apresentou nenhuma variável como possível preditora da subescala MDDI-FI (i.e. com significância). A variável idade apresentou diferença significativa somente para o grupo GIAt, indicando que quanto maior a idade, maior a probabilidade dos indivíduos desse grupo apresentarem pontuação mais elevada na subescala MDDI-FI (quando comparados aos demais do mesmo grupo). A variável grau de escolaridade apresentou diferença significativa somente para o GPOM, considerando seu coeficiente negativo, compreende-se que seu efeito na pontuação da subescala MDDI-FI seja inversamente proporcional, ou seja, praticantes de outras modalidades que têm somente ensino médio completo apresentam maior probabilidade de pontuar mais na escala MDDI-FI do que aqueles que possuem superior completo (comparados aos indivíduos do mesmo grupo — GPOM). As variáveis IMC e estado conjugal não apresentaram diferença significativa para nenhum dos três grupos na escala MDDI-FI.

**Tabela 5.** Coeficientes de regressão de Poisson para subescalas MDDI, segundo variáveis elencadas e grupos.

| Grupos              | Variáveis Preditoras | $\beta$ | Z (p)         | IC95%        |
|---------------------|----------------------|---------|---------------|--------------|
| AI-GIAt<br>(n= 124) | Idade                | -0,004  | -0,84 (0,399) | -0,013–0,005 |
|                     | IMC                  | 0,030*  | 3,87 (0,000)  | 0,015–0,045  |
|                     | Estado conjugal      | 0,029   | 0,33 (0,744)  | -0,148–0,207 |
|                     | Escolaridade         | 0,147   | 1,81 (0,070)  | -0,012–0,305 |
| AI-GM<br>(n= 145)   | Idade                | -0,005  | -1,40 (0,161) | -0,013–0,002 |
|                     | IMC                  | 0,044*  | 5,79 (0,000)  | 0,030–0,058  |
|                     | Estado conjugal      | -0,046  | -0,75 (0,452) | -0,160–0,074 |
|                     | Escolaridade         | 0,000   | -0,00 (0,997) | -0,160–0,159 |
| AI-GPOM<br>(n= 158) | Idade                | -0,007* | 2,47 (0,014)  | -0,013–0,001 |
|                     | IMC                  | 0,054*  | 6,61 (0,000)  | 0,038–0,070  |
|                     | Estado conjugal      | -0,202* | -3,03 (0,002) | -0,333–0,071 |
|                     | Escolaridade         | -0,045  | -0,67 (0,504) | -0,178–0,087 |
| DS-GIAt<br>(n= 124) | Idade                | -0,014* | -2,44 (0,015) | -0,025–0,002 |
|                     | IMC                  | 0,036*  | -2,42 (0,015) | -0,066–0,007 |
|                     | Estado conjugal      | -0,016  | -0,14 (0,890) | -0,254–0,221 |
|                     | Escolaridade         | 0,286*  | 2,82 (0,005)  | 0,087–0,485  |
| DS-GM<br>(n= 145)   | Idade                | -0,015* | -3,65 (0,000) | -0,024–0,007 |
|                     | IMC                  | -0,019* | -2,82 (0,005) | -0,032–0,006 |
|                     | Estado conjugal      | -0,065  | -1,06 (0,287) | -0,185–0,055 |
|                     | Escolaridade         | 0,167*  | 2,42 (0,015)  | 0,031–0,302  |
| DS-GPOM<br>(n= 158) | Idade                | -0,009* | -2,03 (0,042) | -0,018–0,000 |
|                     | IMC                  | -0,038* | -3,97 (0,000) | -0,057–0,019 |
|                     | Estado conjugal      | -0,141  | -1,80 (0,072) | -0,29–0,012  |
|                     | Escolaridade         | -0,150* | -2,29 (0,022) | -0,279–0,021 |
| FI-GIAt<br>(n= 124) | Idade                | 0,007*  | 2,29 (0,022)  | 0,001–0,013  |
|                     | IMC                  | -0,003  | -0,44 (0,659) | -0,020–0,012 |
|                     | Estado conjugal      | -0,058  | -0,50 (0,618) | -0,285–0,169 |
|                     | Escolaridade         | -0,130  | -1,49 (0,137) | -0,300–0,041 |
| FI-GM<br>(n= 145)   | Idade                | -0,005  | -1,22 (0,222) | -0,013–0,003 |
|                     | IMC                  | 0,009   | 0,98 (0,329)  | -0,009–0,028 |
|                     | Estado conjugal      | -0,050  | -0,72 (0,470) | -0,190–0,087 |
|                     | Escolaridade         | -0,055  | -0,66 (0,511) | -0,220–0,109 |
| FI-GPOM<br>(n= 158) | Idade                | 0,003   | 0,75 (0,452)  | -0,006–0,013 |
|                     | IMC                  | -0,010  | -1,19 (0,232) | -0,026–0,006 |
|                     | Estado conjugal      | 0,058   | 0,56 (0,575)  | -0,146–0,263 |
|                     | Escolaridade         | -0,209* | -2,65 (0,008) | -0,346–0,051 |

AI: appearance intolerance; DS: drive for size; FI: functional impairment; GIAt: grupo insuficientemente ativo; GM: grupo de musculação; GPOM: grupo praticantes de outras modalidades; IMC: índice de massa corporal; \*coeficientes estatisticamente significativos ( $p < 0,05$ ).

## DISCUSSÃO

Os dados encontrados sugerem que os participantes praticantes de musculação com idade entre 18 e 29 anos, solteiros exibem escore elevado no que diz respeito à psicopatologia de TDM e comer transtornado voltado à muscularidade, que pode se manifestar como sintomas de TAs tradicionalmente definidos ou como sintomas orientados para a muscularidade impulsionados pelo ideal de corpo sociocultural específico do homem como apresentado em trabalho de revisão sobre TAs e dismorfia muscular (DM) em homens por Lavender et al. (2017).

Os achados no estudo em relação aos comportamentos associados a preocupação excessiva com a aparência e tamanho, intolerância com a própria aparência, comer transtornado voltado à muscularidade gerando ansiedade, comprometimento funcional e social nos indivíduos que pontuam mais nas escalas psicométricas observadas no grupo GM e GPOM (com menor grau de escolaridade) pelos dois instrumentos (MOET e MDDI), são reforçados por trabalhos similares de Andersen (1999), Laus et al. (2022), Mitchell et al. (2017), Murray et al. (2017) e Sardinha et al. (2008).

De acordo com Carvalho et al. (2022), Mitchell et al. (2017) e Murray et al. (2017) as preocupações com a imagem corporal orientada para a muscularidade e padrões de comportamentos alimentares desordenados entre os homens estão criticamente ligados. Nos Estados Unidos da América (EUA) até 60% dos indivíduos do sexo masculino relatam manipular propositadamente as práticas alimentares na busca de maior musculabilidade. A relevância das práticas alimentares em questões de imagem corporal orientadas para a muscularidade também se estende a apresentações patológicas. No presente estudo constatamos que pela diferença significativa encontradas nas médias ( $p = 0,001$ ) o GM apresenta uma preocupação excessiva em relação à alimentação voltada a muscularidade quando comparado aos outros grupos, considerando os escores observados através do MOET.

No estudo de Gattario e Frisén (2019) que examinou de forma longitudinal adolescentes até a idade adulta (26-27 anos) com  $n = 16$ , utilizando da escala BESSA (*Body-Esteem Scale for Adolescents and Adults*) observaram que os resultados demonstraram padrões diferentes de desenvolvimento de imagem corporal positiva. As características da imagem corporal positiva atual dos participantes coincidiram que os homens nesta faixa etária (18-29 anos) eram mais propensos a tentar melhorar sua forma corporal e perceber seu corpo se assemelhando ao ideal.

Estes achados corroboram para reflexão no que foi observado quanto às diferenças de escores em relação às faixas etárias mais jovens (18 a 29 anos) no presente estudo, comparado com os indivíduos com faixa etária entre 30-40

e > 40 anos, onde quanto maior a idade menor a preocupação com a aparência, menor prática alimentar voltada para muscularidade refletindo melhor aceitação da aparência similarmente encontrado no estudo de Gattario e Frisén (2019) por análise qualitativa de entrevista, além da escala BESSA.

Entretanto, refutando estes achados, se considerarmos isoladamente somente a subescala MDDI-*FI*, observamos que os indivíduos insuficientemente ativos apresentam maior probabilidade de escores mais elevados sobre interferência de emoções negativas em situações sociais por preocupações excessivas com o próprio corpo e sua aparência.

A presente pesquisa identificou que os indivíduos solteiros apresentam diferença significativa em relação ao exposto no MDDI e MOET. Sendo assim, podemos destacar que os indivíduos com faixa etária menor (18 a 29 anos de idade), solteiros, com grau de escolaridade menor (i. e. sem ensino superior), que praticam musculação ou outras modalidades (GM e GPOM) apresentam maiores sinais de busca desordenada pela muscularidade que refletem em maior propensão de dismorfia muscular devido a vulnerabilidade à internalização de imagem corporal idealizada e imposta por pressões sociais e midiáticas, exagerada importância da aparência física (tamanho, magreza, musculatura), maior inclinação em utilizar esteróides anabolizantes de modo indiscriminado, maiores riscos em desenvolver depressão e ideação suicida, como apontado por Angelakis et al. (2016) e Phillips et al. (2012).

Segundo Rodgers et al. (2012), a exposição a outros modelos socioculturais podem levar à alimentação inadequada voltada ao impulso pela busca da magreza e musculabilidade de forma patológica devido à internalização dos estigmas transmitidos. Similarmente ao presente estudo, seus resultados apresentaram correlação das variáveis de forma significativa com impulso para muscularidade como: pressão para perder peso  $r = 0,40$  ( $p < 0,001$ ), pressão para ganhar músculo  $r = 0,40$  ( $p < 0,001$ ), comparação de aparência  $r = 0,31$  ( $p < 0,001$ ) e alimentação desordenada  $r = 0,56$  ( $p < 0,001$ ).

No presente estudo através do coeficiente de correlação de Pearson foi possível identificar correlações positivas moderadas ( $r = 0,502$   $p = 0,000$ ) entre os instrumentos quando considerado os escores totais. Estes dados apontam que o GM incide em apresentar maiores pontuações ao responder os instrumentos, apontando simultaneamente sintomas de comer transtornado e DM comparados aos outros grupos GIAt e GPOM, semelhante aos achados de Rodgers et al. (2012) reforçados por Ganson e Rodgers (2022), onde os autores utilizaram escalas similares a do presente estudo, dentre elas a *Drive for Muscularity Scale* e a *Eating Attitudes Test* (EAT-26), as quais também avaliam preocupações, atitudes e comportamentos alimentares voltados à muscularidade.

Em estudo de Nagata et al. (2022), através de modelos múltiplos de regressão logística em âmbito nacional (*USA — United State of America*), associaram que dos 18.924 indivíduos estudados, 29,2% dos homens relataram tentativas de ganho de peso e 25,2% relataram qualquer comportamento de aumento muscular. Todos os comportamentos voltados para aumento muscular foram mais comuns em homens do que em mulheres ( $p < 0,001$ ), é oportuno comentar aqui, que a variável IMC no presente estudo demonstrou forte influência sobre todos os grupos, tanto ao considerarmos MDD-*AI* quanto MDDI-*DS*, pois quanto menor o IMC dos indivíduos, maior é a intolerância com a aparência assim como a busca por “tamanho” ou hipertrofia muscular.

Seguindo ainda sobre o estudo de Nagata et al. (2022), os autores concluíram que os comportamentos para aumento muscular que variaram de mudanças na dieta a suplementos e uso de esteróides anabolizantes androgênicos comuns entre adolescentes e adultos jovens do sexo masculino, análogo aos achados do presente estudo a respeito das preocupações excessivas pela busca da muscularidade através de práticas inadequadas, reforçadas por trabalhos similares (Ganson et al., 2021; Minnick et al., 2020).

Apesar da divergente especificidade amostral, de acordo com Legenbauer et al. (2020), ao avaliarem 3 grupos de obesos: Grupo Controle (GC;  $n = 83$ ), Grupo de cirurgia bariátrica (SURG;  $n = 78$ ) e Grupo de Tratamento Convencional para perda de peso excessivo (CONV;  $n = 124$ ), de forma longitudinal (por 9 anos) utilizando uma análise multivariada (ANCOVA) com um conjunto de dados transversais do *Essen-Bochum Obesity Treatment (EBOTS)*, observaram que sexo e idade tiveram influência significativa no nível de insatisfação corporal (sexo,  $p = 0,027$ ; idade,  $p < 0,001$ ) onde, quanto maior a idade menor foi associada a insatisfação corporal, assim como no presente estudo quando analisado os grupos e sua estratificação conforme as faixas etárias onde houve diferença significativa ( $p < 0,001$ ) entre os grupos. Pelo teste *post hoc* de Bonferroni no MDDI com a variável idade foi observado que os indivíduos entre 18-29 anos apresentaram média significativamente superior ao grupo com idade entre 30-40 anos ( $p = 0,05$ ) e ao grupo  $> 40$  anos ( $p < 0,001$ ), assim como, o grupo de 30-40 anos mostrou média significativamente superior ao grupo  $< 40$  anos ( $p < 0,001$ ).

De acordo com trabalho de Legenbauer et al. (2020), também foram identificadas diferenças entre o nível atual de evitação e insatisfação da imagem corporal entre os três grupos que avaliaram. Os autores observaram por teste *post hoc* que o controle alimentar não apresentou diferença significativa entre os grupos ( $p = 0,072$ ;  $p = 0,653$ ;  $p = 0,521$ ). Divergentemente do presente estudo onde através do MOET

as diferenças significativas na escala voltada ao controle alimentar direcionado a muscularidade foram na análise das médias dos escores totais com ( $p = 0,001$ ) entre os grupos. Pelo teste *post hoc* de Bonferroni o grupo GM possui média significativamente superior aos grupos GIAt e GPOM ( $p = 0,001$  para ambos), que se equivalem ( $p = 0,60$ ). Estes dados refletem que os indivíduos do GM apresentam maior probabilidade em ter insatisfação corporal, comer transtornado e preocupação excessiva em relação às regras alimentares direcionadas ao ganho de massa muscular e diminuição de gordura corporal em relação aos outros grupos GIAt e GPOM.

Com base em trabalho de Laus et al. (2022), com amostra final de 301 homens, recrutados de forma pessoal e online com idade de 18 a 40 anos ( $M = 27,07$ ,  $DP = 5,63$ ) no Brasil. Observaram diferenças entre praticantes de musculação e praticantes de *CrossFit* por análises exploratórias em que realizaram uma série de regressões lineares múltiplas (usando escore total do MDDI, apreciação corporal e insatisfação corporal). Onde, nos homens, a regressão foi significativa ( $p = 0,006$ ). Resultando que os praticantes de musculação eram mais propensos a exibir sintomas de dismorfia muscular do que atletas *CrossFit* ( $p = 0,002$ ) e maior frequência semanal de treinamento foi associada a maiores sintomas de dismorfia muscular ( $p = 0,028$ ). Estes dados vêm ao encontro aos achados no presente estudo de que praticantes de musculação mais jovens podem exibir maior propensão de dismorfia muscular com base no MDDI e maior probabilidade em comer transtornado voltado à muscularidade com base no MOET.

Embasado nos achados do presente estudo sugere-se que mais pesquisas busquem a elucidação de grupos específicos com caracterização suficiente na prevenção, promoção e manutenção eficaz na saúde dos indivíduos mais vulneráveis à DM e comer transtornado direcionado a muscularidade, através dos profissionais envolvidos (e. g. profissional de educação física, nutrição e psicólogos).

Os instrumentos validados e específicos para homens serviram para melhor assertividade minimizando os percalços encontrados na pesquisa do comer voltado à muscularidade e dismorfia muscular. Deste modo, é possível afirmar que a avaliação com foco no comer transtornado e transtorno dismórfico muscular no público alvo foram suficientes para suprir os objetivos e confirmar as hipóteses levantadas no estudo.

Como limitações do estudo apontamos a necessidade de ampliação de estudos nesta direção que também considerem os papéis de gênero além do sexo e considerem histórico diagnóstico clínico dos participantes, para suprir as demandas de dados específicos que possam ser comparados na literatura científica sobre a temática do comer transtornado e dismorfia muscular.

## CONCLUSÕES

Conclui-se que os sinais de comer transtornado e transtorno dismórfico muscular em homens mais jovens (entre 18 e 29 anos), solteiros, com menor grau de escolaridade, praticantes de musculação e outras modalidades são observados nestes indivíduos com base nos instrumentos MOET e MDDI, confirmando a hipótese levantada. Os resultados apontam a necessidade de ampliação de estudos nesta direção que também considerem os papéis de gênero além do sexo e considerar histórico diagnóstico clínico, para suprir as demandas que indivíduos susceptíveis ao comer transtornado e dismorfia muscular não tenham o comprometimento da saúde contando com intervenção assertiva dos profissionais de saúde envolvidos no atendimento destes.

## REFERÊNCIAS

- Almeida, M., Gomes, V. M. G. M., & de Carvalho, P. H. B. (2020). Adaptação transcultural e análise de equivalências da male body attitudes scale – revised (MBAS-R) e do muscle dysmorphic disorder inventory (MDDI) para jovens adultos brasileiros. *Principia: Caminhos Da Iniciação Científica*, 19(2), 11. <https://doi.org/10.34019/2179-3700.2019.v19.29914>
- Almeida, M. M. M. S., Leahy, A. R. M., & Moreira, L. A. C. (2021). Transtorno dismórfico corporal: uma revisão integrativa. *Residência Pediátrica*, 11(3), 228. <https://doi.org/10.25060/residpediatr-2021.v11n3-228>
- American Psychiatric Association (APA) (2014). *Manual diagnóstico e estatístico de transtornos mentais: DSM-5*. Artmed.
- Andersen, A. E. (1999). Transtornos alimentares em homens: questões críticas. In R. Lemberg (Ed.), *Transtornos alimentares: Um livro de referência* (pp. 72-79). Oryx Press.
- Angelakis, I., Gooding, P. A., & Panagioti, M. (2016). Suicidality in body dysmorphic disorder (BDD): a systematic review with meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 49, 55-66. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2016.08.002>
- Assunção, S. S. M. (2002). Dismorfia muscular. *Brazilian Journal of Psychiatry*, 24(Supl. 3), 80-84. <https://doi.org/10.1590/S1516-44462002000700018>
- Azevedo, A. P., Ferreira, A. C., Da Silva, P. P., Caminha, I. O., & Freitas, C. M. (2012). Muscle dysmorphia: a quest for the hyper muscular body. *Motricidade*, 8(1), 53-66. <https://doi.org/10.6063/motricidade.240>
- Baião, P. H. M., Souza, A. G. P., Santos, C. G., Oliveira Júnior, M. L., Almeida, M., & Carvalho, P. H. B. (2023). Preditores de dismorfia muscular em homens brasileiros de minoria sexual e de gênero. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 72(2), 118-126. <https://doi.org/10.1590/0047-2085000000418>
- Carvalho, P. H. B., Bagolin, V., Junqueira, A. C. P., Nagata, J. M., Cattle, C. J., Murray, S. B., Compte, E. J., Costa, T. M. B., Almeida, S. S., & Laus, M. F. (2022). Validation and measurement invariance of the muscularity-oriented eating test among Brazilian men and women. *International Journal of Eating Disorders*, 56(4), 708-720. <https://doi.org/10.1002/eat.23702>
- Diaz, J. O., Werka, H. M. G., Capp, E., & Nienov, O. H. (2020). Correlações, risco, razão de chances e avaliação de testes diagnósticos. Em *Bioestatística quantitativa aplicada* (Cap. 9, pp. 177-196). Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- Fortes, L. S., Ferreira, M. E. C., Carvalho, P. H. B., & Miranda, R. (2017). Is drive for muscularity related to body checking behaviors in men athletes? *Revista Brasileira de Ciências do Esporte*, 39(2), 141-147. <https://doi.org/10.1016/j.rbce.2016.08.001>
- Ganson, K. T., & Rodgers, R. F. (2022). Problematic muscularity-oriented behaviors: Overview, key gaps, and ideas for future research. *Body Image*, 41, 262-266. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2022.03.005>
- Ganson, K. T., Nagata, J. M., Lavender, J. M., Rodgers, R. F., Cunningham, M. L., Murray, S. B., & Hammond, D. (2021). Prevalence and correlates of weight gain attempts across five countries. *International Journal of Eating Disorders*, 54(10), 1829-1842. <https://doi.org/10.1002/eat.23595>
- Gattario, K. H., & Frisén, A. (2019). From negative to positive body image: Men's and women's journeys from early adolescence to emerging adulthood. *Body Image*, 28, 53-65. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2018.12.002>
- Gomes, V. M. G. M., Compte, E. J., Almeida, M., Campos, P. F., Queiroz, A. C. C., Pereira L. F., Brito, C. J., & de Carvalho, P. H. B. (2020). Psychometric properties of the muscle dysmorphic disorder inventory among physically active Brazilian college men. *Psychology of Men & Masculinities*, 21(4), 622-631. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/men0000307>
- Goodboy, A. K., & Martin, M. M. (2020). Omega over alpha for reliability estimation of unidimensional communication measures. *Annals of the International Communication Association*, 44(4), 422-439. <https://doi.org/10.1080/23808985.2020.1846135>
- Hildebrandt, T., Langenbacher, J., & Schlundt, D. G. (2004). Muscularity concerns among men: Development of attitudinal and perceptual measures. *Body Image*, 1(2), 169-181. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2004.01.001>
- Hiluy, J., Nunes, F. T., Pedrosa, M. A. A., & Appolinario, J. C. B. (2019). Os transtornos alimentares nos sistemas classificatórios atuais: DSM-5 e CID-11. *Debates em Psiquiatria*, 9(3), 6-13. <https://doi.org/10.25118/2763-9037.2019.v9.49>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). (2010). *Censo Demográfico 2010: características da população e dos domicílios*. IBGE.
- Johnson, S., Williamson, P., & Wade, T. D. (2018). A systematic review and meta-analysis of cognitive processing deficits associated with body dysmorphic disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 107, 83-94. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2018.05.013>
- Laus, M. F., Junqueira, A. C. P., Almeida, S. S., Costa, T. M. B., & Swami, V. (2022). Body image, muscle dysmorphia, and muscularity concerns: a comparison of crossfit athletes, weight-trainers, and non-athletes. *Motricidade*, 18(1), 50-60. <https://doi.org/10.6063/motricidade.25584>
- Lavender, J. M., Brown, T. A. & Murray, S. B. (2017). Men, muscles, and eating disorders: an overview of traditional and muscularity-oriented disordered eating. *Current Psychiatry Reports*, 19(6), 32. <https://doi.org/10.1007/s11920-017-0787-5>
- Legenbauer, T., Müller, A., Zwaan, M., & Herpertz, S. (2020). Body image and body avoidance nine years after bariatric surgery and conventional weight loss treatment. *Frontiers in Psychiatry*, 10, 945. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00945>
- Minnick, C., Raffoul, A., Hammond, D., & Kirkpatrick, S. I. (2020). Intentional weight gain efforts among young Canadian adults aged 17-32years. *Eating Behaviors*, 38, 101407. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2020.101407>
- Mitchell, L., Murray, S. B., Cobley, S., Hackett, D., Gifford, J., Capling, L., & O'Connor, H. (2017). Muscle dysmorphia symptomatology and associated psychological features in bodybuilders and non-bodybuilder resistance trainers: a systematic review and meta-analysis. *Sports Medicine*, 47(2), 233-259. <https://doi.org/10.1007/s40279-016-0564-3>
- Murray, S. B., Brown, T. A., Blashill, A. J., Compte, E. J., Lavender, J. M., Mitchison, D., Mond, J. M., Keel, P. K. & Nagata, J. M. (2019). The development and validation of the muscularity-oriented eating test: a novel measure of muscularity-oriented disordered eating. *International Journal of Eating Disorders*, 52(12), 1389-1398. <https://doi.org/10.1002/eat.23144>

- Murray, S. B., Nagata, J. M., Griffiths, S., Calzo, J. P., Brown, T. A., Mitchison, D., Blashill, A. J., & Mond, J. M. (2017). The enigma of male eating disorders: a critical review and synthesis. *Clinical Psychology Review, 57*, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.08.001>
- Nagata, J., Ganson, K. T., Griffiths, S., Mitchison, D., Garber, A. K., Vittinghoff, E., Bibbins-Domingo, K., & Murray, S. B. (2022). Prevalence and correlates of muscle-enhancing behaviors among adolescents and young adults in the United States. *International Journal of Adolescent Medicine and Health, 34*(2), 119-129. <https://doi.org/10.1515/ijamh-2020-0001>
- Organização Mundial da Saúde. (2000). *Relatório mundial da saúde 2000: sistemas de saúde: melhorando o desempenho*. Organização Mundial da Saúde.
- Phillips, K. A., Pinto, A., Hart, A. S., Coles, M. E., Eisen, J. L., Menard, W., & Rasmussen, S. A. (2012). A comparison of insight in body dysmorphic disorder and obsessive-compulsive disorder. *Journal of Psychiatric Research, 46*(10), 1293-1299. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2012.05.016>
- Pope, H. G., Phillips, K. A., & Olivardia, R. (2000). *The adonis complex: the secret crisis of male body obsession*. The Free Press. <https://doi.org/10.1037/e490672008-001>
- Ribeiro, L. A., & Scatena, J. H. (2019). A avaliação da atenção primária à saúde no contexto brasileiro: uma análise da produção científica entre 2007 e 2017. *Saúde e Sociedade, 28*(2), 95-110. <https://doi.org/10.1590/S0104-12902019180884>
- Rodgers, R. F., Ganchou, C., Franko, D. L., & Chabrol, H. (2012). Drive for muscularity and disordered eating among French adolescent boys: A sociocultural model. *Body Image, 9*(3), 318-323. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.03.002>
- Sardinha, A., Oliveira, A. J., & Araújo, C. G. S. (2008). Dismorfia muscular: análise comparativa entre um critério antropométrico e um instrumento psicológico. *Revista Brasileira de Medicina do Esporte, 14*(4), 387-392. <https://doi.org/10.1590/S1517-86922008000400013>
- Silva, A. C., & Ferreira, J. (2019). Musculação e cotidiano laboral: significados atribuídos às dores corporais em uma academia de ginástica do Rio de Janeiro. *Ciência & Saúde Coletiva, 24*(10), 3969-3976. <https://doi.org/10.1590/1413-812320182410.26282017>
- Singh, A. R., & Veale, D. (2019). Understanding and treating body dysmorphic disorder. *Indian Journal of Psychiatry, 61*(Supl. 1), S131-S135. [https://doi.org/10.4103/psychiatry.indianjpsychiatry\\_528\\_18](https://doi.org/10.4103/psychiatry.indianjpsychiatry_528_18)