

Modelo logito cumulativo com chances proporcionais na avaliação do grau de sintomas osteomusculares em professores**Cumulative logit model with proportional odds in the assessment of the degree of musculoskeletal symptoms in teachers****Modelo logit acumulativo con probabilidades proporcionales en la evaluación del grado de síntomas musculoesqueléticos en profesores****Mariano Martínez Espinosa¹, Aline Martins Soares², Ediálida Costa Santos³****RESUMO**

Objetivo: avaliar a associação das variáveis socioeconômicas, situação funcional e organização do trabalho na severidade dos sintomas osteomusculares de professores por meio do modelo logito cumulativo com chances proporcionais. **Método:** estudo metodológico de modelo estatístico, a partir de um banco de dados, com uma amostra aleatória de 403 professores de ensino fundamental, em Mato Grosso, Brasil. Neste estudo, o interesse foi a severidade dos sintomas, considerando como ponto de cortes os quartis, uma vez que a variável dependente é ordinal, o modelo de regressão logística ordinal foi utilizado, com os escores da variável dependente categorizados considerando três categorias. **Resultados:** o modelo evidenciou associações com as variáveis sexo ($p = 0,010$), ritmo de trabalho estressante ($p = 0,009$), trabalho repetitivo ($p = 0,039$), carregar peso com frequência ($p = 0,006$) e vínculo ($p = 0,004$). **Conclusão:** os quartis podem ser utilizados para categorizar os escores da variável dependente. Na análise dos dados, o modelo logito cumulativo com chances proporcionais evidenciou ser adequado e a maioria das variáveis analisadas aumentaram a severidade dos sintomas osteomusculares.

Descritores: Interpretação Estatística de Dados; Fatores de Risco; Dor Musculoesquelética; Docentes; Saúde Ocupacional.

ABSTRACT

Objective: to evaluate the association between socioeconomic variables, functional status, and work organization with the severity of musculoskeletal symptoms in teachers using a cumulative logit model with proportional odds. **Methodology:**

¹Bacharel em Estatística. Doutor em Ciências e Engenharia de Materiais. Professor Titular do Departamento de Estatística do Instituto de Ciências Exatas e da Terra da Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT). Cuiabá, Mato Grosso, Brasil. E-mail: mariandomph@gmail.com ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-0461-5673> Autor para correspondência – Endereço: Av. Fernando Corrêa da Costa, nº 2367. Bairro Boa Esperança – Cuiabá-MT. CEP 78060-900.

²Bacharela em Estatística. Egressa da Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT). Cuiabá, Mato Grosso, Brasil. ORCID ID: <https://orcid.org/0009-0003-2111-3442>

³Enfermeira. Doutora em Saúde Coletiva. Docente Adjunta da Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT). Cuiabá, Mato Grosso, Brasil. ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-7309-0092>



Este artigo está licenciado sob forma de uma licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional, que permite uso irrestrito, distribuição e reprodução em qualquer meio, desde que a publicação original seja corretamente citada.

methodological study using a statistical model based on a database with a random sample of 403 elementary school teachers in Mato Grosso, Brazil. In this study, the focus was on symptom severity, considering quartiles as cut-off points. Since the dependent variable is ordinal, the ordinal logistic regression model was used, with the scores of the dependent variable categorized into three categories. Results: the model showed associations with the variables gender ($p = 0.010$), stressful work pace ($p = 0.009$), repetitive work ($p = 0.039$), frequent weight carrying ($p = 0.006$), and employment status ($p = 0.004$). Conclusion: quartiles can be used to categorize the scores of the dependent variable. In the data analysis, the cumulative logit model with proportional odds proved to be adequate, and most of the variables analyzed increased the severity of musculoskeletal symptoms.

Descriptors: Data Interpretation, Statistical; Risk Factors; Musculoskeletal Pain; Faculty; Occupational Health.

RESUMEN

Objetivo: evaluar la asociación entre las variables socioeconómicas, la situación funcional y la organización del trabajo en la gravedad de los síntomas musculoesqueléticos de los profesores mediante el modelo logit acumulativo con probabilidades proporcionales. **Metodología:** estudio metodológico de modelo estadístico, a partir de una base de datos, con una muestra aleatoria de 403 profesores de enseñanza fundamental en Mato Grosso, Brasil. En este estudio, el interés se centró en la gravedad de los síntomas, considerando como puntos de corte los cuartiles, ya que la variable dependiente es ordinal, se utilizó el modelo de regresión logística ordinal, con las puntuaciones de la variable dependiente categorizadas considerando tres categorías. **Resultados:** el modelo mostró asociaciones con las variables sexo ($p = 0,010$), ritmo de trabajo estresante ($p = 0,009$), trabajo repetitivo ($p = 0,039$), carga frecuente de peso ($p = 0,006$) y vínculo ($p = 0,004$). **Conclusión:** los cuartiles pueden utilizarse para categorizar las puntuaciones de la variable dependiente. En el análisis de los datos, el modelo logit acumulativo con probabilidades proporcionales resultó adecuado y la mayoría de las variables analizadas aumentaron la gravedad de los síntomas musculoesqueléticos.

Descriptores: Interpretación Estadística de Datos; Factores de Riesgo; Dolor Musculoesquelético; Docentes; Salud Laboral.

INTRODUÇÃO

Os distúrbios osteomusculares relacionados ao trabalho se configuram como um dos principais problemas de saúde pública nos trabalhadores, sendo que representam as principais doenças ocupacionais, decorrentes de fatores físicos devido ao movimento repetitivo e a trabalhos em situações estressantes,

tais como: posições estáticas ou extremas prolongadas¹⁻³.

Entre os professores, os distúrbios osteomusculares constituem um importante problema de saúde ocupacional. Em nível mundial, as estimativas de prevalência apresentam ampla variação. Na Ásia, os valores oscilam entre 21,1% e 93,7%; enquanto que na América do Sul, embora ainda

sejam escassos os estudos conduzidos com a população docente, as prevalências de distúrbios osteomusculares relacionados ao trabalho variam de 43% a 88,9% nos últimos 12 meses⁴. Por outro lado, evidências oriundas de uma revisão sistemática com meta-análise estimaram que aproximadamente 68% dos professores são acometidos com estes distúrbios osteomusculares, valor este considerado elevado do ponto de vista epidemiológico⁵.

Os distúrbios osteomusculares são um conjunto de condições inflamatórias e degenerativas que afetam o sistema musculoesquelético e as estruturas de suporte do corpo, decorrente da execução de movimentos realizados no trabalho. Os sintomas e as dores causadas por lesões no sistema musculoesquelético podem ocorrer por esforço repetitivos (LER) ou distúrbios osteomusculares relacionados ao trabalho (DORT)⁶, nos quais ambos estão associados ao trabalho e são decorrentes do uso excessivo do sistema musculoesquelético com tempo insuficiente para sua recuperação fisiológica^{6,7}. As LER/DORT representam um problema de saúde ocupacional significativo para diversas categorias

profissionais, relacionado ao ambiente ocupacional do trabalhador³.

No ambiente escolar, esses profissionais estão sujeitos a fatores de risco ergonômicos, físicos e psicossociais que contribuem para o desenvolvimento de distúrbios osteomusculares. No Brasil, os distúrbios osteomusculares são o segundo problema de saúde mais frequente para a ausência no trabalho e recebimentos sociais por incapacidades temporárias ou permanentes⁸. Dentre estes grupos, podem ser destacados os professores de docência na escola pública⁹.

Devido à rotina de trabalho dos professores, especialmente na escola pública, caracterizada por longas jornadas, necessidade de manter posturas estáticas ou inadequadas por períodos prolongados, além da repetição constante de movimentos, como escrever no quadro, corrigir provas e preparar materiais didáticos. Essas exigências físicas podem gerar sobrecarga no sistema musculoesquelético, aumentando a incidência de lesões por esforços repetitivos e outras disfunções musculoesqueléticas¹⁰.

Múltiplos fatores estão associados à ocorrência de DORT. Os distúrbios osteomusculares estão

associados a múltiplos fatores que afetam a saúde dos trabalhadores, especialmente daqueles que desempenham funções repetitivas e exigem esforço físico contínuo. Entre os principais fatores biomecânicos que favorecem o surgimento desses sintomas, destacam-se a movimentação manual excessiva, a adoção prolongada de posturas inadequadas e movimentos repetitivos. Essas condições podem sobrecarregar músculos, articulações e tendões, resultando em inflamações e dores crônicas².

Os sintomas osteomusculares podem ser avaliados por diversos instrumentos, tais como o Questionário de Desconforto Musculoesquelético de Cornell (CMDQ)¹¹, o Questionário de Incapacidade Roland-Morris¹² e o Questionário Nórdico de Sintomas Osteomusculares (*Nordic Musculoskeletal Questionnaire - NMQ*)¹³, entre outros, sendo o NMQ o mais utilizado. Neste estudo, optou-se pela aplicação do NMQ. Os escores do NMQ, variam de 0 a 9 e, geralmente, são categorizados considerando a presença ou não de sintomas osteomusculares¹³.

Alternativamente em 2024, Espinosa et al¹⁴ avaliaram os escores do NMQ e utilizaram a mediana como ponto de corte, indicando que os percentis

podem ser utilizados para categorizar o grau ou severidade dos sintomas. Neste contexto, formulou-se a seguinte questão: qual o grau dos sintomas osteomusculares dos professores do ensino fundamental e como os fatores socioeconômicos, laborais e de saúde se associam com esta severidade? Por este motivo, no presente estudo, foi proposta uma medida, com base na intensidade ou grau dos sintomas, considerando os quartis como pontos de corte, para avaliar os efeitos das variáveis independentes sobre a variável dependente, neste caso, a severidade dos sintomas osteomusculares, considerando o modelo de regressão logística ordinal, uma vez que a variável dependente é ordinal e que este modelo facilita a interpretação dos coeficientes, pois ele pode ser expresso em termos de razões de chances cumulativas¹⁵. Por meio do modelo logito cumulativo com chances proporcionais se pressupõe que o efeito das variáveis explicativas sobre a resposta ordinal é constante ao longo dos diferentes pontos de corte¹⁶.

O modelo de chances proporcionais é usualmente utilizado para modelar respostas ordinais, mas as suposições do modelo e de chances proporcionais deste modelo podem não ser válidas na prática, o qual pode levar

a inferências inadequadas. Portanto, é necessária a verificação destas suposições para a utilização adequada deste modelo. Por esse motivo, no presente trabalho, foram abordadas as principais técnicas para verificação destas importantes suposições, para aplicar adequadamente o modelo de chances proporcionais.

Portanto, o objetivo do estudo foi avaliar a associação das variáveis socioeconômicas, situação funcional e organização do trabalho na severidade dos sintomas osteomusculares de professores por meio do modelo logito cumulativo com chances proporcionais.

MÉTODO

Trata-se de um estudo metodológico de modelo estatístico, seguindo o *Statistical Analyses and Methods in the Published Literature (SAMPL) guideline*, a partir de um banco de dados de parte de pesquisa¹⁷ vinculada ao Programa da Pós-Graduação do Instituto de Saúde Coletiva da Universidade Federal de Mato Grosso. A população do estudo foi professores do ensino fundamental regular da rede pública municipal da zona urbana de Cuiabá, capital do

Estado de Mato Grosso, com um total de 1317 profissionais, de acordo com os dados do Censo Escolar¹⁸, distribuídos em 75 escolas.

No estudo, foram incluídos todos os professores que estavam em pleno exercício profissional, de ambos os sexos, das escolas públicas municipais que desempenhavam suas atividades efetivamente em sala de aula. Foram excluídos do estudo professores em desvio de função, de licença ou afastados da sala de aula no momento da coleta de dados.

No delineamento amostral da pesquisa matriz, empregou-se uma amostragem probabilística, combinando os métodos de amostragem aleatória simples, sistemática e estratificada proporcional ao tamanho dos estratos. Adotou-se um nível de confiança de 95% ($\frac{z_{\alpha}}{z} = 1,96$), proporção de 50% para uma prevalência desconhecida e erro amostral de 5%. Com esses parâmetros, obteve-se tamanho amostral mínimo de 298 docentes, acrescentando 35% para possíveis perdas, totalizaram-se aproximadamente 403 professores. Detalhes adicionais do planejamento amostral se encontram em Espinosa et al¹⁴, Teles et al¹, Teles et al², Santos et al¹⁹.

Conforme o projeto matricial, para a coleta dos dados, foram aplicados o instrumento Condição de Produção Vocal (CPV) do professor^{20,21} e o NMQ¹³. Nesse estudo, foram consideradas variáveis independentes sociodemográfica (sexo), situação funcional (vínculo com a escola) e organização do trabalho (ritmo de trabalho estressante, trabalho repetitivo, realiza-

esforço físico intenso, carrega peso com frequência e estresse em seu trabalho), obtidos pelo instrumento CPV do professor^{20,21}.

Consideraram-se como variáveis independentes as características sociodemográficas, a situação funcional e a organização do trabalho (Quadro 1).

Quadro 1 - Variáveis independentes e suas respectivas categorias.

Variáveis: Sociodemográficas	Categoria
Sexo	Feminino e Masculino
Variáveis: Situação funcional	Categoria
Vínculo com a escola	Contratado (Professor substituto/ contrato temporário) Efetivo (Professor com classe definida/efetivo)
Organização de Trabalho	-
Ritmo de trabalho estressante	Não (nunca/raramente) e Sim (as vezes/sempre)
Material de trabalho suficiente	Não (nunca/raramente) e Sim (as vezes/sempre)
Trabalho repetitivo	Não (nunca/raramente) e Sim (as vezes/sempre)
Leva trabalho para casa	Não (nunca/raramente) e Sim (as vezes/sempre)
Realiza esforço físico intenso	Não (nunca/raramente) e Sim (as vezes/sempre)
Carrega peso com frequência	Não (nunca/raramente) e Sim (as vezes/sempre)
Estresse em seu trabalho	Não (nunca/raramente) e Sim (as vezes/sempre)

A variável dependente foi o grau ou severidade dos sintomas osteomusculares, avaliados pelos valores dos escores do NMQ, referidos nos últimos 12 meses, independente da região corporal afetada, na qual os escores altos representam pior situação e escores baixos melhor situação dos sintomas¹³.

Os sintomas osteomusculares são avaliados pelos valores dos escores do total de presença de sintomas do NMQ^{2,13,22}.

Em 2002, Pinheiro et al¹³ indicaram que o NMQ carecia de uma medida adequada de severidade dos sintomas osteomusculares. Assim, considerando esse estudo e o trabalho de Espinosa et al¹², é possível estabelecer uma medida um pouco mais realista dos sintomas osteomusculares. Utilizando os percentis, para estabelecer os pontos de corte e categorizar a severidade dos sintomas. Por tais motivos, neste estudo foi proposta uma medida, com base na intensidade ou grau dos sintomas. Para esta medida, foram considerados particularmente os

quartis dos valores dos escores obtidos por meio do instrumento NMQ. Neste caso, o primeiro quartil (Q_1) representará o ponto de corte para o grau dos sintomas, constituídos pela ausência ou baixa presença dos sintomas o segundo quartil (Q_2) o ponto de corte para o grau dos sintomas moderados e altos e o terceiro quartil (Q_3) o ponto de

corte para o grau dos sintomas graves ou severos.

Assim, como neste estudo o interesse é as categorias específicas do total de presença de sintomas osteomusculares (Y_l^*) em professores, nesse caso, Y_l^* pode ser categorizado utilizando os pontos de corte para cada categoria (Quadro 2).

Quadro 2 - Categorização do total de presença de sintomas osteomusculares segundo quartis do NMQ.

Y_l	Categoria ou grau dos sintomas	Y_l^*	Ponto de corte (T)
1	Ausência e baixa presença	$Y_l^* \leq Q_1$	$T_1 = Q_1$
2	Presença moderada e alta	$Q_1 < Y_l^* \leq Q_2$	$T_2 = Q_2$
3	Presença grave	$Y_l^* \geq Q_3$	$T_3 = Q_3$

Nota: Q_1 : Primeiro quartil. Q_2 : Segundo quartil. Q_3 : Terceiro quartil. l : Categoria ou grau dos sintomas da variável Y_l .

Assim, foram consideradas três categorias para avaliar os efeitos das variáveis independentes sobre a variável dependente dada pela severidade dos sintomas osteomusculares, levando em conta um modelo de regressão logística ordinal, uma vez que a variável dependente é uma variável ordinal e que este modelo facilita a interpretação dos coeficientes, pois pode ser expresso em termos de razões de chances cumulativas¹⁵ através do modelo logito cumulativo com chances proporcionais¹⁶.

Antes de definir o modelo logístico ordinal, é preciso ter cuidado se a variável dependente de interesse é realmente ordinal e, além disso,

dependendo dos objetivos de uma pesquisa as categorias das variáveis podem ser categorizadas de forma diferentes aos de outra pesquisa. Assim, suposições diferentes sobre a ordenação das categorias podem levar a conclusões diferentes. Também é preciso um bom planejamento da pesquisa e uma categorização clara das categorias da variável, neste caso, da variável dependente, para realmente estar seguros da adequada definição do modelo ordinal. A seguir, é apresentado o modelo de regressão logística ordinal.

Assim, para uma determinada variável dependente Y com l

categorias, $l = 1, \dots, c$ é um conjunto de variáveis independentes $\{X = X_1, X_2, \dots, X_k\}$, a função de

$$(Y \leq l | X) = \pi_l(X) = \pi_1(X) + \pi_2(X) + \dots + \pi_l(X) \quad (1)$$

Para $l = 1, \dots, c$ e $i = 1, \dots, n$, na qual, $\pi_l = P(Y = l | X)$ ou $\pi_l(X) = P(Y = l | X)$ denotam a probabilidade condicional de uma resposta igual à categoria l para a observação i , dadas as variáveis explicativas X e a probabilidade complementar é dada por $P(Y > l | X) = 1 - P(Y \leq l | X)$ e

$$P(Y \leq c | X) = 1$$

$$P[Y_i \leq l] = \frac{\exp\{\alpha_l + X_i^t \beta\}}{1 + \exp[\alpha_l + X_i^t \beta]} \quad (2)$$

Para $l = 1, \dots, c$ e $i = 1, \dots, n$, na qual os interceptos representados por α_l satisfazem a condição $\alpha_1 < \alpha_2 < \dots < \alpha_l$ devido às

distribuição cumulativa para uma determinada categoria l é dada por²³⁻²⁵:

Observar que, para regressão multipla, com c categorias ordenadas considerando a notação matricial, as probabilidades condicionadas de ocorrências da variável dependente Y para l categorias, em função de X variáveis independentes da expressão (1), também pode ser escrita da seguinte maneira²⁴⁻²⁷:

probabilidades cumulativas $P(Y_i \leq l)$, enquanto os coeficientes de regressão são dados pelo vetor $\beta^t = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$. Assim, baseados nas probabilidades acumuladas do modelo

logístico ordinal da expressão (2), para $l > 2$ e aplicando logaritmo, nesta

expressão são obtidos $c - 1$ logitos cumulativos, dados por^{15,25,27}:

$$\text{logito}(P(Y_i \leq l | \mathbf{X})) = \ln \left(\frac{P(Y_i \leq l | \mathbf{X})}{1 - P(Y_i \leq l | \mathbf{X})} \right) = \ln \left(\frac{\pi_1(\mathbf{X}) + \dots + \pi_l(\mathbf{X})}{\pi_{(l+1)}(\mathbf{X}) + \dots + \pi_c(\mathbf{X})} \right) \quad (3)$$

Logo, aplicando logaritmo em ambos os lados da expressão (1) ou em (2) e utilizando a expressão (3), para as

variáveis explicativas \mathbf{X} , obtém-se os logitos cumulativos $c - 1$ dados por^{23,25,26,28-30}:

$$\text{logito}(P(Y_i \leq l | \mathbf{X})) = \alpha_l + \mathbf{X}_i^t \boldsymbol{\beta} \quad (4)$$

Para $l = 1, \dots, c - 1$ e $i = 1, \dots, n$.

O modelo da expressão (4) é frequentemente denominado de modelo de chances proporcionais (*proportional odds model*), sendo também chamado de modelo logito cumulativo (*cumulative logit model*). No modelo da expressão (4), os interceptos representados por α_l ,

satisfazem a condição $\alpha_1 < \alpha_2 < \dots < \alpha_l$

devido às probabilidades cumulativas $P(Y_i \leq l)$, enquanto os coeficientes de

regressão são dados pelo vetor $\boldsymbol{\beta}$. No

modelo da expressão (4), o intercepto difere para cada logito e existe um α_l

efeito comum no coeficiente $\boldsymbol{\beta}$, que

faz com que as curvas de probabilidades cumulativas tenham a mesma forma, apenas com deslocação horizontal em função do parâmetro $\boldsymbol{\beta}$ ²⁵. Consequentemente, o modelo da

expressão (4) permite determinar as probabilidades acumuladas em todas as categorias da variável dependente.

Para estimar os parâmetros do modelo na regressão logística ordinal múltipla, utiliza-se o método de máxima verossimilhança. No entanto, em geral, trabalha-se com o logaritmo da função de verossimilhança, dado por:

$$l(\alpha, \beta; Y_i) = \ln[L(\alpha, \beta; Y_i)] = \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^{c-1} y_{il} \left\{ \frac{\exp[\alpha_l + X_i^t \beta]}{1 + \exp[\alpha_l + X_i^t \beta]} - \frac{\exp[\alpha_{l-1} + X_i^t \beta]}{1 + \exp[\alpha_{l-1} + X_i^t \beta]} \right\} \quad (5)$$

O logaritmo da expressão (5) facilita os cálculos dos estimadores da função de verossimilhança para estimar os parâmetros desse modelo. Assim, pela primeira derivada do $l(\alpha, \beta; Y_i)$, em relação ao parâmetro α e β e igualando a zero, se obtêm as equações de verossimilhança.

No entanto, estas equações não têm uma solução analítica para os valores de α e β que maximizam a

função de verossimilhança. Assim, métodos numéricos são necessários para encontrar os EMV, α ($\hat{\alpha}$) e β ($\hat{\beta}$), geralmente utilizando programas computacionais e pacotes estatísticos. Portanto, o modelo de regressão logística estimado fica da seguinte maneira:

$$\hat{\pi}_l(X) = \frac{\exp\{\hat{\alpha}_l + \sum_{j=1}^k X_i^t \hat{\beta}_{ij}\}}{1 + \exp\{\hat{\alpha}_l + \sum_{j=1}^k X_i^t \hat{\beta}_{ij}\}} \quad (6)$$

Para $l = 1, 2, \dots, c-1$ e $i = 1, \dots, n$. A estrutura do modelo logito cumulativo com chances proporcionais pressupõe que o efeito das variáveis explicativas sobre a resposta ordinal é constante ao longo dos diferentes pontos de corte. Assim, o cumprimento da suposição de chances proporcionais (*proportional odds assumption*) é fundamental para a aplicação deste modelo¹⁶.

Assim, o cumprimento desta suposição de chances proporcionais (*proportional odds assumption*) é

fundamental para a aplicação do modelo da regressão logística ordinal.

A suposição de chances proporcionais ou de reta paralelas indica que as relações entre as variáveis independentes e a variável dependente são as mesmas nas diferentes categorias da variável dependente, isto é, existe um efeito idêntico em cada divisão cumulativa da variável dependente ordinal. Esta suposição implica que existe uma equação de regressão para

cada categoria, exceto a última categoria, por isso é que no modelo da expressão (4) são utilizadas $(c-1)$ categorias.

A validade do modelo logito cumulativo da expressão (4) está diretamente associada à suposição de chances proporcionais. Conforme Agresti¹⁶, Liu et al²⁷, Fagerland e Hosmer²⁴ e outros autores, essa suposição garante que os parâmetros β se mantenham constantes em todos os níveis ou categorias da variável dependente. No entanto, esta suposição pode não ser válida, na prática, leva a inferências tendenciosas em decorrência de conclusões equivocadas. Portanto, é necessário avaliar essa suposição, para isso, podem ser utilizados testes específicos, tais como o teste do escore, denominado de teste de

regressão paralela³¹, mas atualmente esta verificação é realizada pelo teste de Brant^{15,24,27,32}, entre outros.

O teste dos escore é utilizado para verificar se o modelo logístico ordinal considerado é estatisticamente adequado para interpretar a associação entre as covariáveis e a variável resposta ordenada. Este teste é calculado utilizando a derivada segunda da função de log-verossimilhança da expressão (5) em relação aos parâmetros avaliados ou mais precisamente utilizando a matriz de informação de Fisher e sua estatística sobre a hipótese nula de proporcionalidade, a qual segue uma distribuição qui-quadrada com $(k-1)$ graus de liberdade²⁷. O teste é aplicável também para testar todos os coeficientes do modelo a partir da sua generalização²⁵. A estatística do escore é definida como²⁷:

$$E_s = \frac{1}{n} \left(\frac{\partial l(\alpha, \beta; Y_i)}{\partial \beta} \right) I^{-1}(\alpha, \beta; Y_i) \left(\frac{\partial l(\alpha, \beta; Y_i)}{\partial \beta} \right)^t. \quad (7)$$

Nesta, a estatística do escore da expressão (7) e a matriz de informação de Fisher ($I^{-1}(\beta; Y_i)$) são calculadas pelos EMV sob a hipóteses nula.

Uma das abordagens mais conhecidas para avaliar a suposição de proporcionalidade em modelos de chances proporcionais é o teste de Brant, originalmente proposto por Brant³². O teste de Brant para retas paralelas, também conhecido como teste

de chances proporcionais, é um procedimento estatístico utilizado para verificar se um modelo de regressão logística ordinal satisfaz a suposição de retas paralelas. Essa suposição implica que as relações entre as variáveis independentes e a variável dependente sejam as mesmas em diferentes categorias da variável dependente³².

A avaliação da suposição de chances é proporcional por meio do teste de Brant e fornece uma comparação entre um modelo de regressão logística ordinal generalizado e o modelo de chances proporcionais utilizado. Esse teste foi desenvolvido baseado no teste de razão de verossimilhanças, que compara o ajuste de um modelo com a suposição de chances proporcionais, com outro sem essa suposição. Maiores detalhes do teste podem ser encontrados em Brant³².

Uma vez verificada a suposição de chances proporcionais, também é preciso verificar a adequação deste modelo, para isso, podem ser utilizados o teste de Lipsitz^{27,33}, o teste de Hosmer

e Lemeshow²⁴, entre outros. No entanto, antes de utilizar estes testes, deve ser verificado se não existe colinearidade entre as variáveis independentes.

Uma etapa importante para utilizar o modelo (4) é a verificação de ausência de colinearidade entre as variáveis independentes. Em geral, o termo colinearidade é utilizado para indicar a existência de correlação entre duas (ou mais) variáveis independentes. Caso essa correlação ou dependência seja forte, diz-se que existe colinearidade. Assim, se estas variáveis forem muito correlacionadas, as inferências obtidas com o modelo de regressão múltipla podem ser inadequadas ou pouco confiáveis. Por este motivo, é necessário realizar um teste de colinearidade. Existem diversos métodos estatísticos para determinar a colinearidade. No entanto, o fator de inflação da variância (*variance inflator factor (VIF)*) é um dos mais utilizados, cujos altos valores indicam a existência de colinearidade. Este valor é dado pela expressão (8)^{26,34,35}:

$$VIF = \frac{1}{1 - R_i^2}$$

(8)

R_i^2 é o coeficiente de determinação que resulta da regressão entre x_i com as outras variáveis

independentes do modelo de regressão. Geralmente, o VIF é indicativo de problemas de colinearidade se for maior

que 10 ($VIF > 10$). Isto é, se o valor do VIF estiver entre 1 e 10, não existe colinearidade³⁴.

O teste de Lipsitz é um método de avaliação do ajuste global de modelos de regressão logística ordinal, proposto para verificar se o modelo é compatível com os dados observados. Esse teste se

$$I_{ig^*} = \begin{cases} 1, & \text{se a observação } i \text{ pertence ao grupo } g^* \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$
(9)

Para $i = 1, \dots, n$ e $g^* = 1, \dots, g - 1$. A seguir definir um

$$h_{il} = \alpha_l + X^t \beta + \sum_{g^*=1}^{g-1} \gamma_{g^*} I_{ig^*},$$
(10)

Para $l = 1, \dots, c - 1$, na expressão (10), h_{il} representa a função de ligação referente ao novo modelo com as variáveis indicadoras.

Na expressão (10), é preciso observar se o modelo de ajuste original ou de chances proporcionais é o adequado $\gamma_1 = 0, \dots, \gamma_{g-1} = 0$. Caso contrário, isto é, se $\gamma_1 \neq 0, \dots, \gamma_{g-1} \neq 0$, outros modelos como o de categorias adjacentes, que não serão abordados neste trabalho, poderão ser testados²⁴.

baseia na ideia de agrupar os indivíduos de acordo com os escores previstos pelo modelo.

Para calcular o teste de Lipsitz, após a formação dos grupos, definem-se $g - 1$ as variáveis indicadoras binárias, utilizando a expressão (9):

novo modelo de regressão ordinal que inclua as variáveis indicadoras^{24,33}:

Nos casos em que a suposição de chances proporcionais não seja válida, podem ser aplicados outros modelos logísticos ordinais alternativos, tais como: o modelo de chances proporcionais parciais (MCPP), o modelo de chances não proporcionais (MCNP) e Modelo Estereótipo (ME), entre outros. Estes modelos podem ser encontrados em diversos livros e artigos tais como: Agresti²⁵, Hosmer e Lemeshow³¹, Abreu et al²⁸, entre outros.

Além do teste de Lipsitz, uma abordagem amplamente utilizada para avaliar a suposição da adequação modelo de chances proporcionais no modelo cumulativo é o teste da razão de verossimilhança (*Likelihood Ratio*). Esse teste compara o logaritmo da verossimilhança da expressão (5) do modelo ajustado com restrição de

$$E_{RV} = 2[l(\hat{\alpha}_{*1}, \hat{\beta}_{*1}; Y_i) - l(\hat{\alpha}_{*2}, \hat{\beta}_{*2}; Y_i)],$$

Nesta, $\hat{\alpha}_{*1}, \hat{\beta}_{*1}$ e $\hat{\alpha}_{*2}, \hat{\beta}_{*2}$ são os estimadores de máxima verossimilhança para o modelo completo e com restrição, respectivamente. Sob as hipóteses nulas, a E_{RV} segue assintoticamente uma distribuição qui-quadrado com $(k - 2)$ graus de liberdade correspondentes à diferença no número de parâmetros entre os dois modelos. Valores elevados dessa estatística sugerem violação da suposição de razões de chances proporcionais, indicando que um modelo menos restritivo pode ser mais adequado³⁷.

Outro teste bastante utilizado é o teste de Hosmer-Lemeshow (HL), o

proporcionalidade dos coeficientes, com o logaritmo da verossimilhança da expressão (5) de um modelo mais geral ou completo, no qual os coeficientes são estimados separadamente para cada ponto de corte da variável resposta^{24,27,30,36}. Então, a estatística da razão de verossimilhança (RV) é dada pela expressão 11:

(11)

qual é utilizado para verificar a adequação do ajuste do modelo de regressão logística e particularmente de regressão logística ordinal. Este teste compara as frequências observadas com as esperadas dos dados e calcula uma estatística de teste por meio dos quadrados das diferenças entre os valores observados e esperados, estimada pela variância estimada e distribuída de acordo com a distribuição qui-quadrado (χ^2). Um valor de p maior ou igual a 0,05 indica que o modelo se ajusta bem aos dados, caso contrário, um valor de p menor que 0,05 revela que o modelo não é adequado^{15, 24, 36,37}.

No projeto matriz, os dados foram digitalizados no programa Epi Info 6.04³⁸. No presente estudo, toda a análise estatística foi realizada no programa R (R Core Team), versão

4.4.1³⁹, considerando os pacotes MASS⁴⁰ e Generalhoslem⁴¹.

Na variável escores dos sintomas osteomusculares, considerando que as categorias estavam ordenadas em forma crescente, elas foram modeladas de forma ordinal, utilizando inicialmente modelos de regressão logística ordinal simples^{24,27,36,41}. Nesses modelos, as variáveis independentes evidenciaram um valor-p menor ou igual a 0,20 (valor-p≤ 0,20) e, nestas análises destes modelos, foram testadas no modelo de regressão ordinal múltipla, pelo método passo a passo para trás (*Stepwise backward*) e permanecerão no modelo final as variáveis que apresentarem valor-p inferiores a 0,05 (valor-p<0,05). Em todas as inferências, considerou-se o nível de significância de 5% para os testes e, para os intervalos de confiança, 95%.

Conforme o projeto matriz, a pesquisa foi aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa do Hospital Universitário Júlio Muller, Universidade Federal de Mato Grosso, sob o Parecer nº 1.742.299 e 2.179.808, sendo garantidos a privacidade e o anonimato das informações de identificação de todos os participantes e sorteio das escolas, de acordo com os requisitos da resolução 466/2012 do Conselho Nacional de

Saúde.

RESULTADOS

Entre os 403 participantes selecionados aleatoriamente, 332 professores devolveram o questionário e, desses, 326 instrumentos (80,9%) estavam adequadamente preenchidos. No entanto, foi possível verificar que sete professores não responderam às perguntas do NQM, dessa maneira, foram analisados 319 docentes.

O grau de severidade dos sintomas osteomusculares, obtido por meio da aplicação do instrumento NQM e estabelecido por meio dos quartis dos escores totais, foi 1, 3 e 5, respectivamente ($Q_1=1$, $Q_2=3$ e $Q_3=5$). Na análise descritiva, constatou-se que 36,36% dos participantes evidenciaram graus moderados e altos e 28,53% graus graves dos sintomas osteomusculares.

Geralmente, nas análises estatísticas que utilizam modelos de regressão múltipla, o inicio da análise começa com uma análise de regressão simples. Este procedimento analítico também é frequentemente utilizado em modelos de regressão logística de ordinais múltiplos. Neste estudo, os pontos de corte foram os quartis, isto é, três categorias e a categoria de

referência utilizada nos modelos de regressão simples e múltipla foi a ausência ou baixa presença de sintomas.

Em dados ordinais, a análise simples (uma variável dependente e uma variável independente) pode ser realizada de maneira inferencial, utilizando o teste qui-quadrado ou o modelo de regressão ordinal simples. No presente estudo, considerou-se o segundo procedimento. Estas análises são apresentadas na Tabela 2, na qual são apresentadas as estimativas dos interceptos ou pontos de corte e dos coeficientes da regressão, com seus respectivos erros padrões e valores de p referentes aos estimadores dos parâmetros do modelo de regressão logística ordinal simples.

A análise simples revelou que o grau dos sintomas osteomusculares apresentou associação estatisticamente significativa com a variável sexo (valor-p=0,030), vínculo (valor-p <0,001), ritmo de trabalho estressante (valor-p <0,001), trabalho repetitivo (valor-p =0,006), carrega peso com frequência (valor-p =0,012) e estresse em seu trabalho (valor-p =0,004), conforme apresentado na Tabela 1.

Observa-se que tanto os modelos de regressão ordinal simples como o modelo de regressão múltipla foram

estimados por meio das funções *polr* e *clm* do pacote *MASS*⁴⁰, no software estatístico R.

Observa-se que não houve associação com significância estatística entre o grau dos sintomas osteomusculares e as variáveis material de trabalho suficiente e realiza esforço físico. Porém, essas variáveis na análise bivariada (Tabela 1) evidenciaram valores-p menores que 0,20, portanto, elas também foram introduzidas e testadas no modelo de regressão ordinal múltiplo.

Após realizar a análise de regressão logística ordinal simples, foram determinados os valores do Fator de Inflação da Variância (VIF) e suas respectivas tolerâncias. Como todos os VIFs se mantiveram próximos de 1 e bem abaixo do ponto de corte usual ($VIF < 10$)³⁴, concluiu-se que não há evidências de colinearidade entre as variáveis independentes incluídas no modelo, atendendo-se, assim, aos pressupostos para o ajuste da regressão logística ordinal múltipla. Neste caso, os fatores de Inflação da Variância (VIF) também foram calculados no Programa R por meio da função *vif* do pacote *car*⁴².

Tabela 1 - Estimativas dos parâmetros e valores de p do modelo de regressão logística ordinal simples ajustado entre o grau dos sintomas osteomusculares e características sociodemográficas, da situação funcional e organização do trabalho, em docentes de escolas públicas, Cuiabá - MT, Brasil, 2020.

Variável	Estimador	Estimativa	Valor-p
Sexo			
Feminino: (Masculino ^{cr})	$\hat{\beta}_1$	0,7000	0,030*
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	0,0104	
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	1,5211	
SITUAÇÃO FUNCIONAL			
Vínculo			
Contratado: (Efetivo ^{cr})	$\hat{\beta}_2$	-0,8276	<0,001*
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	-1,0175	
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	0,5346	
ORGANIZAÇÃO DE TRABALHO			
Ritmo de trabalho estressante			
Sim: (Não ^{cr})	$\hat{\beta}_3$	1,3121	<0,001*
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	0,4794	
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	2,0462	
Material de trabalho suficiente			
Sim: (Não ^{cr})	$\hat{\beta}_4$	0,3470	0,184
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	-0,5097	
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	0,9888	
Trabalho repetitivo			
Sim: (Não ^{cr})	$\hat{\beta}_5$	0,6145	0,006*
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	-0,2685	
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	1,2558	
Leva trabalho para casa			
Sim: (Não ^{cr})	$\hat{\beta}_6$	0,2254	0,517
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	-0,3851	
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	1,1077	
Realiza esforço físico intenso			
Sim: (Não ^{cr})	$\hat{\beta}_7$	0,4266	0,063
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	-0,4420	
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	1,0638	
Carrega peso com frequência			
Sim: (Não ^{cr})	$\hat{\beta}_8$	0,5710	0,012*
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	-0,3881	
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	1,1299	
Estresse em seu trabalho			
Sim: (Não ^{cr})	$\hat{\beta}_9$	1,1769	0,004*
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	0,4767	
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	2,0017	

cr: categoria de referência. Valor-p: Valor p. Intercepto 2: Ausência ou baixa presença dos sintomas / grau do sintoma moderado e alto. Intercepto 3: grau do sintoma moderado e alto / grau do sintoma grave.

Após verificar que não existia problema de colinearidade entre as variáveis independentes, ajustou-se o modelo de regressão ordinal múltiplo entre o grau dos sintomas osteomusculares e as variáveis

independentes mostradas na Tabela 3, utilizando a técnica passo a passo (*stepwise*) para ajustar o modelo de regressão logística ordinal múltiplo. Neste modelo, os coeficientes estimados de algumas variáveis independentes não

apresentaram resultados com significância estatística. Assim, no presente estudo, unicamente foi

apresentado o modelo final com as variáveis que mostraram coeficientes com significância estatística (Tabela 3).

Tabela 2 - Valores do Fator de Inflação da Variância (VIF) e tolerâncias das variáveis independentes incluídas no modelo de regressão logística ordinal múltipla.

Variável	VIF	Tolerância
Sexo	1,030	0,971
Vínculo	1,093	0,915
Ritmotrabalho	1,167	0,857
Trabarepetitivo	1,083	0,924
Carrega peso com frequência	1,044	0,958

Tabela 3 - Estimativas, erros padrões, valores da razão t e valor-p do modelo de regressão logística ordinal múltiplo ajustado entre o grau dos sintomas osteomusculares e as variáveis independentes sociodemográficas, situação funcional e organização do trabalho, em docentes de escolas públicas, Cuiabá - MT, Brasil, 2020.

Variável	Estimador	Estimativa	Erro padrão	Razão t	valor-p
Intercepto 2	$\hat{\alpha}_2$	1,0258	0,4869	2,1068	0,0351*
Intercepto 3	$\hat{\alpha}_3$	2,7035	0,5101	5,2998	<0,001*
Sexo					
Feminino: (Masculino cr)	$\hat{\beta}_1$	0,9000	0,3472	2,5920	0,010*
SITUAÇÃO FUNCIONAL					
Vínculo					
Contratado: (Efetivo cr)	$\hat{\beta}_2$	-0,6695	0,2354	-2,8434	0,004*
ORGANIZAÇÃO DE TRABALHO					
Ritmo de trabalho estressante					
Sim: (Não cr)	$\hat{\beta}_3$	0,8792	0,3381	2,6005	0,009*
Trabalho repetitivo					
Sim: (Não cr)	$\hat{\beta}_5$	0,4856	0,2354	2,0626	0,039*
Carrega peso com frequência					
Sim: (Não cr)	$\hat{\beta}_6$	0,6631	0,2400	2,7623	0,006*

cr: categoria de referência. valor-p: Valor p. Intercepto 2: Ausência ou baixa presença dos sintomas / grau do sintoma moderado e alto. Intercepto 3: grau do sintoma moderado e alto / grau do sintoma grave.

A seguir foi verificada a adequação do modelo utilizando os testes de Lipsitz e Hosmer-Lemeshow (Tabela 4). Para realizar as estimações destes testes foram utilizadas as funções

incluídas no pacote generalhoslem do R⁴¹, os quais indicaram que o modelo ajustado considerado foi adequado, uma vez que os valores-p de ambos testes foram maiores que 0,05.

Tabela 4 - Testes de pós-estimativas para o modelo de chances proporcionais da Tabela 3, apresentando testes de hipóteses, estatística qui-quadrado e valor-p. (n=285)

Teste de hipóteses	Qui-quadrado	Graus de liberdade	valor-p
Teste de Lipsitz	6,8434	5	0,2325
Teste de Hosmer-Lemeshow (HKL)	12,076	15	0,6732

Para verificar a suposição de chances proporcionais ou retas paralelas, foi utilizado o teste de Brant da função Brant do pacote R^{32,43}. Conforme apresentado na Tabela 5, foi possível

verificar que estes supostos foram cumpridos. Neste teste, os valores de p menores que 0,05 indicam que a suposição de regressão paralela é violada.

Tabela 5 - Avaliação da suposição de chances proporcionais do modelo de regressão ordinal múltipla ajustado da Tabela 4 pelo teste de Brant.

Variável	Valor da estatística qui-quadrado (χ^2)	Graus de liberdades	valor-p ($>\chi^2$)
Todas (Omnibus)	7,78	5	0,170
SOCIODEMOGRÁFICAS			
Sexo			
Feminino: (Masculino ^{cr})	0,4	1	0,53
SITUAÇÃO FUNCIONAL			
Vínculo			
Contratado: (Efetivo ^{cr})	3,35	1	0,07
ORGANIZAÇÃO DE TRABALHO			
Ritmo de trabalho estressante			
Sim: (Não ^{cr})	1,59	1	0,21
Trabalho repetitivo			
Sim: (Não ^{cr})	1,67	1	0,20
Carrega peso com frequência			
Sim: (Não ^{cr})	1,12	1	0,29

cr: categoria de referência.

Após ter verificado que o modelo de regressão logística ordinal múltiplo era adequado, com o mesmo foi possível verificar que o grau dos sintomas osteomusculares apresentou associação estatisticamente significativa com as variáveis: sexo (valor-p =0,010), vínculo (valor-p =0,004), ritmo de trabalho estressante (valor-p =0,009), trabalho repetitivo (valor-p =0,039) e carrega peso com frequência (valor-p =0,006).

Na Tabela 3, os sinais positivos das estimativas dos parâmetros das variáveis indicam um aumento no grau ou severidade dos sintomas, sendo estas variáveis em ordem decrescente o sexo,

o ritmo de trabalho estressante, carrega peso com frequência e trabalho repetitivo. Isso indica que as chances dos docentes passarem de um grau de ausência ou baixa presença de sintomas para um grau moderado e alto; ou de um grau moderado e alto para um grau grave, quando comparadas com as categorias de referências são maiores, considerando que todas as outras variáveis do modelo são mantidas constantes.

DISCUSSÃO

No que diz respeito à variável sexo feminino dos docentes, os resultados encontrados no presente trabalho corroboram com diversos estudos^{9,44,45}, nos quais o número de docentes do sexo feminino também foi maior em relação ao do sexo masculino. Esse fato pode estar relacionado ao processo de precarização do trabalho docente no Brasil². Um estudo de corte transversal sobre distúrbios musculoesqueléticos entre professores do ensino médio, na Arábia Saudita⁴⁶, evidenciou que as prevalências de lesões musculoesqueléticas encontradas foram maiores ao serem comparadas com o sexo masculino, principalmente em algumas regiões do corpo, tais como nos pulsos e mãos.

Referente à variável ritmo de trabalho estressante no presente trabalho, encontrou-se associação entre esta variável e os sintomas osteomusculares. Esses resultados se assemelham ao verificado em outro estudo realizado com professores da educação infantil e fundamental de Caçador (SC)⁶, sendo esta variável uma condição que favorece no surgimento dos sintomas osteomusculares².

Relacionado à variável trabalho repetitivo, esta representa uma atividade de realização de tarefas

efetuadas pelo docente que se repetem frequentemente todos os dias. Conforme outros trabalhos efetuados com docentes do ensino fundamental no município de Cuiabá¹ e na região norte de São Paulo⁴⁷, considerando os distúrbios osteomusculares, indicam que o ritmo de trabalho estressante no presente trabalho é uma das principais causas de sintomas osteomusculares, pois se trata de uma variável biomecânica que contribui nas demandas físicas do trabalho.

No que se refere à variável carregar peso com frequência, não existe um peso padrão estabelecido que um docente deva carregar diariamente, embora existam limites manual de cargas de maneira geral para mulheres e homens estabelecidos pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT)⁴⁸ e pela Confederação Nacional da Indústria, Serviço Social da Indústria (Norma Regulamentadora (NR 17))⁴⁹ em 20 kg para mulheres em trabalho contínuo e 25 kg em trabalho ocasional para a força muscular. No entanto, a CLT e NR-17 ressaltam que um limite mais adequado e seguro seria de 23 kg no máximo para ambas as situações e para homens também, considerando as diversas variáveis que podem existir no levantamento de uma carga^{48,49}.

Entretanto, na profissão do docente, não existe um peso padrão de materiais, o qual pode ser considerado prejudicial à saúde principalmente ao sistema musculoesquelético se realizado com frequência.

No estudo, os docentes que carregaram peso com frequência nos últimos 12 meses aumentaram o aparecimento e a severidade dos sintomas osteomusculares. Resultados semelhante foram identificados em trabalho realizado com professores de escolas públicas de Mineiros (GO), no qual 49,1% dos docentes referiram sentir-se desconfortáveis com o peso do material levado para as atividades em sala de aula⁵⁰. Essa situação pode ser explicada pela intensificação da carga física no trabalho associada aos sintomas com destaque para o excesso de esforço físico e em decorrência uso excessivo da musculatura.

Por outro lado, o sinal negativo da estimativa do parâmetro da variável vínculo indica uma redução no grau ou severidade dos sintomas, a variável vínculo mostrou uma redução no grau dos sintomas. Isso implica que as chances dos docentes passarem de um grau de ausência ou baixa presença de sintomas para um grau moderado e alto; ou de um grau moderado e alto para um

grau grave, quando comparados com um docente com vínculo efetivo, são menores, considerando que todas as outras variáveis do modelo são mantidas constantes.

No que diz respeito aos professores contratados desse nível de ensino, os resultados podem ser justificados pelo fato de realizarem atividades pouco diversas e repetitivas, além de serem mais cobrados, o que exige esforços sobressalentes diante da necessidade de manutenção do trabalho ou maior visibilidade das atividades desenvolvidas. Essa realidade vai ao encontro de outros estudos^{2,51,52}, os quais afirmam que a ocorrência de sintomas osteomusculares está associada a uma maior carga horária de trabalho e um maior número de atividade docentes.

CONCLUSÃO

Os achados evidenciaram associação entre severidade dos sintomas osteomusculares e as variáveis sexo, ritmo de trabalho estressante, carrega peso com frequência e trabalho repetitivo. Estas variáveis, individualmente e conjuntamente aumentaram o grau destes sintomas entre os docentes considerados. No

entanto, a variável vínculo mostrou redução na severidade dos sintomas.

Dessa forma, a identificação desses fatores e suas associações com o grau moderado, alto e grave dos sintomas osteomusculares, evidenciado na maioria dos docentes neste estudo, pode ser um grave problema de saúde nesta população, o qual pode causar afastamento nas atividades docentes ou uma aposentadoria precoce, podendo abalar também as capacidades físicas e profissionais destes docentes. Portanto, tais variáveis podem ser consideradas nas ações de saúde desta população, para minimizar a ocorrência de severidade dos sintomas osteomusculares desses docentes.

Finalmente, conclui-se que aplicando os quartis para estabelecer os pontos de corte e categorização da variável dependente ordinal e os modelos logito cumulativo com chances proporcionais simples e múltiplo no estudo da severidade dos sintomas osteomusculares, podem ser identificadas as variáveis que individualmente e conjuntamente aumentam ou diminuem o grau destes sintomas entre os docentes considerados.

Todavia, é preciso ter cuidado na determinação adequada dos quartis e na

categorização correta apresentada. Também é necessário verificar o cumprimento das suposições do modelo logito cumulativo com chances proporcionais, indicadas neste trabalho, para reduzir a possibilidade de inferências equivocadas, na avaliação do grau dos sintomas osteomusculares. Caso esta suposição não seja cumprida, em estudos futuros da severidade dos sintomas osteomusculares, modelos ordinais que não cumpram a suposição de chances proporcionais podem ser considerados.

REFERÊNCIAS

1. Teles FC, Espinosa MM, Santos EC, De Souza RAG, Muraro AP, Freitas RF. Work-related musculoskeletal symptoms among public municipal elementary school teachers in Cuiabá, Brazil. *Rev Bras Med Trab.* 2024; 22(3):1-10.
2. Teles FC, Espinosa MM, Santos EC. Factores asociados a síntomas de trastornos musculoesqueléticos en profesores de la red pública municipal de Cuiabá-MT, Brasil. *Enferm Global.* 2023; 72:341-353.
3. Silva PLN, Monção MJD, Oliveira BLS, Cardoso TV, Soares LM, Costa AA. Distúrbio osteomuscular relacionado

- ao trabalho: identificação dos fatores socioeconômicos e clínicos autorreferidos por trabalhadores de saúde de uma instituição hospitalar do município de Espinosa, Minas Gerais, Brasil. Rev Rene. 2019; 13(1):9-20.
4. Erick P, Tumoyagae T, Masupe T. Musculoskeletal Disorders in the Teaching Profession. Ergonomics - New Insights. IntechOpen; 2023. [acesso em 2025 dez. 29] Disponível em:
<http://dx.doi.org/10.5772/intechopen.103916>
5. Tahernejad S, Hejazi A, Rezaei E, Makki F, Sahebi A, Zangiabadi Z. Musculoskeletal disorders among teachers: a systematic review and meta-analysis. Front public health. 2024; 12:1399552.
6. Rocha RER, Filho KP, Silva FN, Boscari M, Amer SAK, Almeida DC. Sintomas osteomusculares e estresse não alteram a qualidade de vida de professores da educação básica. Fisioter Pesqui. 2017; 24(3):259-266.
7. Ministério da Saúde (BR). Departamento de Vigilância em Saúde Ambiental e Saúde do Trabalhador. Dor relacionada ao trabalho: lesões por esforços repetitivos (LER): distúrbios osteomusculares relacionados ao trabalho (DORT).

Brasília, DF: Ministério da Saúde; 2012.

8. Almeida LMS, Dumith SC. Association between musculoskeletal symptoms and perceived stress in public servants of a Federal University in the South of Brazil. Braz J Pain. 2018; 1(1):9-14.
9. Alencar GP, Ota GE, Barbosa Neto L, Ferreira JS, Basílio PG. Fatores associados aos sintomas osteomusculares e à prática de atividade física em professores da educação básica de Campo Grande/MS. Res Soc Dev. 2022; 11(6):e29211629153.
10. Lameu BJ, Bertolini SMMG, Jordão MT, Gomes CRG. Distúrbios osteomusculares relacionados ao trabalho do professor de ensino fundamental. Arq MUDI. 2019; 23(3):60-72.
11. Aleixo JDA, Rodrigues MRK, Oliveira AAP, Freitas NO. Adaptação cultural e validação de conteúdo do Cornell Musculoskeletal Discomfort Questionnaire (CMDQ) para o Brasil. Res Soc Dev. 2021; 10(12):e428101220412.
12. Ocarino JM, Gonçalves GGP2, Vaz DV, Cabral AAV, Porto JV, Silva MT. Correlação entre um questionário de desempenho funcional e testes de capacidade física em pacientes com

- lombalgia. Rev Bras Fisioter. 2009; 13(4):343-9.
- 13.** Pinheiro FA, Tróccoli BT, Carvalho CV. Validação do Questionário Nórdico de Sintomas Osteomusculares como medida de morbidade. Rev Saúde Pública. 2002; 36(3):261-267.
- 14.** Espinosa MM, Teles F, Santos EC. Fatores associados a sintomas osteomusculares em professores do ensino fundamental da rede pública: pontos de corte alternativos. Cad Pedagog. 2024; 21(8):1-18.
- 15.** Alaimo LS, Flore M, Galati A. How the Covid-19 Pandemic is changing online food shopping human behaviour in Italy. Sustainability. 2020; 12(22):1-18.
- 16.** Agresti A. Analysis of ordinal categorical data. Second Edition. Hoboken (NJ): John Wiley & Sons; 2010.
- 17.** Santos EC. Fatores associados à qualidade de vida de professores do ensino fundamental da rede pública de Cuiabá-MT [tese]. Cuiabá: Universidade Federal de Mato Grosso; 2020. 70 p.
- 18.** Ministério de Educação (BR). Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. Sinopses estatísticas da educação básica. Brasília, DF: INEP, 2018. [acesso em 2025 jan. 20]. Disponível em: <http://inep.gov.br/web/guest/sinopses-estatisticas-da-educacao-basica>.
- 19.** Santos EC, Espinosa MM, Marcon SR, Ferreira LP. Fatores associados ao comprometimento da qualidade de vida em professores do Ensino Fundamental. Res Soc Dev. 2021; 10(13):1-14.
- 20.** Giannini SPP, Latorre MRDO, Ferreira LP. Questionário Condição de Produção Vocal-Professor: comparação entre respostas em escala Likert e em escala visual analógica. CoDAS. 2016; 28(1):53-58
- 21.** Ferreira LP, Giannini SPP, Latore, MRDO, Zenari MS. Distúrbio de voz relacionado ao trabalho: proposta de um instrumento para avaliação de professores. Disturb Comum. 2007; 19(1):127-136.
- 22.** López-Aragón L, López-Liria R, Callejón-Ferre A. Applications of the standardized Nordic questionnaire: a review. Sustainability. 2017; 9(9):1-42.
- 23.** Dobson AJ, Barnett AG. An Introduction to Generalized Linear Models. Fourth Edition. Chapman and Hall Book; 2018.

24. Fagerland MW, Hosmer DW. How to test for goodness of fit in ordinal logistic regression models. *Stata J*. 2017; 17(3):668-686.
25. Agresti A. An introduction to categorical data analysis. Second Edition. Hoboken: Wiley-Interscience; 2007.
26. Kutner MH, Nachtsheim CJ, Neter J, Le W. Applied linear statistical models. Fifth Edition. Boston: McGraw-Hill; 2005.
27. Liu A, He H, Tu XM, Tang W. On testing proportional odds assumptions for proportional odds models. *Gen Psychiatry*. 2023; 36:e101048.
28. Abreu MNS, Siqueira AL, Caiaffa WT. Regressão logística ordinal em estudos epidemiológicos. *Rev Saúde Pública*. 2009; 43(1):183-194.
29. Kleinbaum DG, Klein M. Logistic Regression: A Self Learning Text. Third Edition. New York: Springer; 2010.
30. McCullagh P. Regression Models for Ordinal Data Statist. *J R Statist Soc B*. 1980; 42(2):109-142.
31. Hosmer DW, Lemeshow S. Applied logistic regression. Second Edition. Hoboken: John Wiley & Sons; 2000.
32. Brant R. Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. *Biometrics*. 1990; 46(4):1171-1178.
33. Lipsitz SR, Fitzmaurice GM, Molenberghs G. Goodness-of-fit Tests for Ordinal Response Regression Models. *J R Stat Soc Ser C*. 1996; 45(2):175-190.
34. Chatterjee S, Price B. Regression analysis by example. Fourth Edition. New Jersey: Wiley-Blackwell; 2006.
35. Draper NR, Smith H. Applied Regression Analysis. Third Edition. New York: Wiley Series in Probability and Statistics; 1998.
36. Ailobhio DT, Ikughur JA. A Review of Some Goodness-of-Fit Tests for Logistic Regression Model. *Asian J Prob Stat*. 2024; 26(7):75-85.
37. Ugbas ER. gofcat: An R package for goodness-of-fit of categorical response models. *J Open Source Softw*. 2022; 7(76):1-7.
38. Dean AG. Centers for disease control and prevention. Epi Info 6 for DOS: a word processing, database and statistics program for epidemiology version 6.04. Atlanta: CDC; 1996.
39. R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R foundation for statistical computing. Vienna, Austria; 2024 [acesso em 2025 jul].

- 1]. Disponível em: <https://www.R-project.org/>.
40. Ripley BD, Venables WN, Bates DM, Hornik K, Gebhardt A, Firth D. MASS: Support Functions and Datasets for Venables and Ripley's MASS. R Package. Version. 7.3-65. 2025.
41. Jay M. Generalhoslem: Goodness of Fit Tests for Logistic Regression Models. R Package. Version 1.3.4. 2019.
42. Fox J. Companion to Applied Regression. R Package. Version 3.1-3. 2024.
43. Schlegel B, Steenbergen M. brant Test for Parallel Regression Assumption. R Package. Version 0.3-0. 2020.
44. Leite e Silva GLS, Rodrigues PCO. Prevalência da síndrome de burnout em docentes universitários da área da saúde. J Health NPEPS. 2023; 8(2):e11358.
45. Rezer F, Faustino WR. Síndrome de burnout em enfermeiros antes e durante a pandemia da COVID-19. J Health NPEPS. 2022; 7(2):e6193.
46. Althomali OW, Amin J, Alghamdi W, Shaik DH. Prevalence and Factors Associated with Musculoskeletal Disorders among Secondary Schoolteachers in Hail, Saudi Arabia: A Cross-Sectional Survey. Int J Environ Res Public Health. 2021; 18(12):1-11.
47. Oliveira AH, Lima MC. Dor lombar e sintomas musculoesqueléticos em docentes do ensino fundamental I e II. Fisio Brasil. 2014; 15(2):112-118.
48. Brasil. Decreto-Lei nº 5.452, de 1º de maio de 1943. Aprova a Consolidação das Leis do Trabalho e dá outras providências. Brasília, DF, 1º de maio de 1943. Atualizada até dezembro de 2017. [acesso em 2025 set. 29]. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2017/lei/l13467.htm.
49. Confederação Nacional da Indústria, Serviço Social da Indústria. NR 17 - Ergonomia: comentários ao novo texto: portaria MTP 423, de 07/10/2021. Brasília: CNI; 2023.
50. Hermann AA, Faria FM, Gontijo GM, Linares Júnior MG, Rezende MAF, Fleury RBC, et al. Afecções osteomusculares na docência em dez escolas estaduais: membros superiores. Braz J Dev. 2021; 7(9):89029-89041.
51. Cezar-Vaz MR, Verde AMC, Pereira RL, Miritz BA, De Oliveira SL, Alves BC. Trastornos musculoesqueléticos en profesores: estudio de enfermería

- del Trabajo. Cienc Enferm. 2013; 19(3):83-93.
52. Silva LA, Fritsch JN, Dalri RCMB, Leite GR, Maia LG, Silveira SE, et al. Riscos ocupacionais e adoecimentos entre professores da rede municipal de ensino. J Health NPEPS. 2016; 1(2):178-196.

Financiamento: Os autores declaram que não houve financiamento.

Conflito de interesses: Os autores declaram não haver conflito de interesses.

Participação dos autores:

- **Concepção:** Espinosa MM, Soares AM, Santos EC.
- **Desenvolvimento:** Espinosa MM, Soares AM, Santos EC.
- **Redação e revisão:** Espinosa MM, Soares AM, Santos EC.

Como citar este artigo: Espinosa MM, Soares AM, Santos EC. Modelo logit cumulativo com chances proporcionais na avaliação do grau de sintomas osteomusculares em professores. J Health NPEPS. 2025; 10(2):e14478.

Submissão: 21/10/2025

Aceito: 27/12/2025