

**KELLY SAYURI TAKARA**

**Evidências de validade do questionário de incapacidade de Roland  
Morris em pessoas idosas com dor lombar crônica residentes na  
comunidade**

**São Paulo**

**2023**

**KELLY SAYURI TAKARA**

**Evidências de validade do questionário de incapacidade de Roland  
Morris em pessoas idosas com dor lombar crônica residentes na  
comunidade**

**Versão Original**

Dissertação apresentada à Faculdade de Medicina da  
Universidade de São Paulo para obtenção do título de  
Mestre em Ciências.

Programa de Ciências da Reabilitação

Área de concentração: Função e Disfunção em Fisioterapia

Orientador: Prof. Dr. José Eduardo Pompeu

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

**São Paulo**

**2023**

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

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)**

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

©reprodução autorizada pelo autor

Takara, Kelly Sayuri  
Evidências de validade do questionário de incapacidade de Roland Morris em pessoas idosas com dor lombar crônica residentes na comunidade / Kelly Sayuri Takara. -- São Paulo, 2023.

Dissertação (mestrado)--Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo.  
Programa de Ciências da Reabilitação.  
Orientador: José Eduardo Pompeu.

Descritores: 1.Idoso 2.Dor lombar 3.Dor crônica  
4.Estudos de validação 5.Psicometria 6.Autoavaliação

USP/FM/DBD-338/23

Responsável: Erinalva da Conceição Batista, CRB-8 6755

## AGRADECIMENTOS

Ao *meu marido e minhas filhas* que sempre me deram apoio em todos os momentos e me davam motivos para estudar e melhorar sempre;

Aos *meus pais* que foram fundamentais na minha formação ao longo da vida, mas especialmente nesse último ano, que me deram muito suporte após o nascimento da minha filha mais nova;

À *Dra Larissa Alamino Pereira de Viveiro* não apenas por me guiar e fornecer todos os materiais e cursos necessários para realizar todas as análises estatísticas, mas também pelas palavras de incentivo, encorajamento e críticas construtivas no decorrer da minha trajetória;

À *Profa Amélia Pasqual Marques e Patrícia Albuquerque de Moura* e à todas as pessoas que participaram desse projeto, desde a elaboração até a coleta de dados;

Ao *Departamento de Fisioterapia, Fonoaudiologia e Terapia Ocupacional da Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo (FOFITO-FMUSP)* e funcionárias da *secretaria de pós-graduação* pela assitência e atenção que sempre me deram ao longo de todo o estudo;

Ao meu orientador *Prof. Dr. José Eduardo Pompeu* que não apenas me orientou no trabalho, mas também me proporcionou um crescimento profissional e pessoal que talvez nem ele saiba, me mostrando diferentes pontos de vista durante os diferentes desafios nessa trajetória.

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

## RESUMO

Takara KS. Evidências de validade do questionário de incapacidade de Roland Morris em pessoas idosas com dor lombar crônica residentes na comunidade [dissertação]. São Paulo: Faculdade de Medicina, Universidade de São Paulo; 2023.

O presente estudo teve como objetivo verificar as evidências de validade do questionário de incapacidade de Roland Morris (RMDQ-24) em pessoas idosas com dor lombar crônica residentes na comunidade. Quinhentos e vinte e oito pessoas idosas com dor lombar crônica foram incluídas no estudo. As evidências de validade da estrutura interna foram feitas através da análise fatorial exploratória, análise fatorial semi-confirmatória e teoria de resposta ao item. A confiabilidade foi feita através do *Kuder-Richardson Formula 20* (KR-20), alpha de Cronbach, e Ômega de McDonald. A replicabilidade do constructo foi feita através do *generalized H index* (G-H). Os resultados indicaram que o RMDQ-24 apresentou duas dimensões que avaliam “capacidade funcional” e “mobilidade”. Oito itens foram excluídos por apresentar dupla saturação (itens 2 e 10); valores inadequados de cargas fatoriais e comunalidades (itens 18 e 24), não contemplarem o constructo teórico do instrumento (itens 15, 13 e 22), ou apresentar redundância e com baixas correlações (item 12). A análise semi-confirmatória indicou que o instrumento apresenta um modelo com bom ajuste [ $\chi^2=153,698$  ( $p=0,00001$ ); RMSEA=0,037; RMSR=0,06; WRMR=0,04; NNFI=0,987; GFI=0,979; AGFI=0,971]. A confiabilidade foi aceitável (KR-20=0,79; Cronbach's alpha=0,86; McDonald's Omega=0,85), mas apresentou replicação inadequada para ambos os fatores (G-H fator 1=0,816-0,655; G-H fator 2=0,889-0,775). Portanto, o RMDQ-24 mais adequado para os adultos idosos contém dezesseis itens e apresenta duas dimensões que avaliam capacidade funcional e mobilidade.

Palavras-chave: Idoso. Dor Lombar. Dor crônica. Estudos de Validação. Psicometria. Autoavaliação.

## ABSTRACT

Takara KS. Evidence of the internal structure validity of the Roland Morris Disability Questionnaire in community-dwelling older adults with chronic low back pain. [dissertation]. São Paulo: “Faculdade de Medicina, Universidade de São Paulo”; 2023.

The present study aimed to explore the evidence of the internal structure validity of the Roland Morris Disability Questionnaire (RMDQ-24) in older adults with chronic low back pain. Five hundred and twenty-eight older adults with chronic low back pain were included in the study. The internal structure validity was explored by exploratory factor analysis, semi-confirmatory factor analysis, and Item Response Theory. Reliability was verified using Kuder-Richardson Formula 20, Cronbach’s alpha, and McDonald’s omega. Replicability was observed by the generalized H index. The results showed that the Roland-Morris Disability Questionnaire displayed two factors that assess “functional capacity” and “mobility”. Eight items were excluded for presenting cross-loading (items 2 and 10), inadequate loading factors and communalities (items 18 and 24), did not relate to the latent construct (items 15, 13, and 22), or were redundant and presented low correlation with other items (item 12). Semi-confirmatory factor analysis indicated that the questionnaire had a good fitness model [ $\chi^2=153.698(p=0.00001)$ ; RMSEA=0.037; RMSR=0.06; WRMR=0.04; NNFI=0.987; GFI=0.979; AGFI=0.971]. Reliability was acceptable (KR-20=0.79; Cronbach’s alpha=0.86; McDonald’s Omega=0.85), but replicability was poor in both factors (G-H factor 1=0.816-0.655; G-H factor 2=0.889-0.775). Therefore, the most appropriate version of the Roland-Morris Disability Questionnaire to apply to older adults with low back pain has sixteen items and assesses functional capacity and mobility.

Keywords: Aged adult. Low back pain. Chronic pain. Disability evaluation. Validation study. Psychometrics. Self-assessment.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 1 dimensão. São Paulo, 2023 .....	24
Figura 2 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 23 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	28
Figura 3 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 22 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	30
Figura 4 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 21 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	32
Figura 5 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 20 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	34
Figura 6 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 19 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	36
Figura 7 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 18 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	39
Figura 8 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 17 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	41
Figura 9 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 16 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	43

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Caracterização dos dados numéricos da população do estudo. São Paulo, 2023.....	22
Tabela 2 – Caracterização dos dados categóricos da população do estudo. São Paulo, 2023.....	22
Tabela 3 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 24 itens e 1 dimensão. São Paulo, 2023. ....	25
Tabela 4 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 24 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	27
Tabela 5 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 23 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	29
Tabela 6 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 22 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	31
Tabela 7 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 21 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	33
Tabela 8 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 20 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	35
Tabela 9 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 19 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	37
Tabela 10 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 18 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	40
Tabela 11 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 17 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	42



Tabela 12 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 16 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	44
Tabela 13 – Comparação entre a versão original e a versão final do RMDQ-24. São Paulo, 2023. ....	45
Tabela 14 – Análise qualitativa da versão final do RMDQ-24: modelo com 16 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	46
Tabela 15 – Índices de ajuste do modelo final do RMDQ-24 com 16 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.....	47

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	1
2. OBJETIVOS.....	4
3. REVISÃO DA LITERATURA.....	6
3.1. Dor Lombar Crônica Não Específica .....	6
3.2. Adulto Idoso e a Dor Lombar Crônica Não Específica .....	7
3.2.1. Impacto Psicossocial.....	8
3.2.2. Impacto na Função Física .....	8
3.3. Evidências de Validade de um Instrumento de Medida .....	9
3.3.1. Evidências de Validade de Estrutura Interna .....	10
3.3.1.1. Análise Fatorial .....	10
3.3.1.1.1. Análise Fatorial Exploratória .....	10
3.3.1.1.1.1. Confiabilidade.....	12
3.3.1.2. Análise Fatorial Confirmatória.....	13
3.4. Evidências de Validade da Estrutura Interna do Questionário de Incapacidade de Roland Morris .....	13
4. MÉTODOS.....	16
4.1. Tipo de Estudo .....	16
4.2. Aspectos Éticos .....	16
4.3. População do Estudo.....	16
4.3.1. Cálculo Amostral .....	16
4.3.2. Critério de Inclusão .....	17

4.4.	Procedimento .....	17
4.5.	Análise de Dados .....	18
4.5.1.	Caracterização da amostra .....	18
4.5.2.	Validade da estrutura interna .....	18
5.	RESULTADOS .....	22
5.1.	AFE.....	23
5.2.	Semi-AFC .....	47
6.	DISCUSSÃO.....	49
7.	CONCLUSÃO .....	54
8.	REFERÊNCIAS .....	56

# ***INTRODUÇÃO***

---

## 1. INTRODUÇÃO

A dor lombar (DL) é a causa número um de incapacidade <sup>1</sup> e, de acordo com *The Global Burden of Diseases*, é uma das 3 causas de anos vividos com incapacidade, com a enxaqueca e a depressão <sup>2</sup>. Há evidências de que a incapacidade pela DL esteja associada a outros fatores além da dor <sup>3</sup>. Estima-se que 49% dos indivíduos com DL tem algum grau de isolamento social <sup>4</sup>, devido aos altos índices de incapacidade física <sup>5</sup>. Portanto, há também um comprometimento da vida social, como a diminuição da interação entre familiares e amigos; e de fatores psicoemocionais, como o aumento da predisposição para desenvolvimento de depressão e ausência de perspectiva positiva para o futuro <sup>3</sup>.

Com o crescimento do número de pessoas idosas <sup>6; 7</sup>, aumenta-se a preocupação em relação às políticas de saúde pública para garantir que o adulto idoso mantenha a saúde física, mental e a independência funcional <sup>8</sup>. Atualmente, 56% da população idosa sofre de dores crônicas, dos quais trinta e nove por cento são de origem musculoesquelética <sup>9</sup>. Destas, 31% correspondem à DL <sup>9</sup>.

A maior incidência de DL crônica (DLc) ocorre em adultos idosos acima de 75 anos <sup>10</sup> e, em geral, eles experienciam a dor em maior intensidade, independente do estágio ser agudo, subagudo ou crônico <sup>11</sup>. Acredita-se que os adultos idosos com DLc apresentem maior declínio funcional comparado aos assintomáticos <sup>10</sup>, com aumento das limitações das suas atividades diárias, diminuição do lazer e do autocuidado <sup>1; 12; 13; 14</sup>; impactando negativamente na qualidade de vida e na saúde mental <sup>12; 15; 16</sup>.

Além disso, a DL nessa população também pode aumentar o risco de quedas <sup>17; 18</sup>. A DL frequente e incapacitante para realizar as atividades diárias aumenta 1,6 vezes o risco de quedas recorrentes <sup>19</sup>, e 2,6 vezes dessas quedas necessitarem de tratamento <sup>20</sup>. Outro impacto importante na funcionalidade do adulto idoso é a associação entre a incapacidade física causada pela DL e a fragilidade <sup>17</sup>, como o aumento da fraqueza muscular, a lentidão na marcha, a redução da mobilidade e a exaustão <sup>21</sup>. Sabe-se que um dos fatores de risco para o desenvolvimento da

fragilidade é a presença de dor crônica e a inatividade física; e a incapacidade física provocada pela DL pode expor a pessoa idosa a esse risco <sup>22</sup>.

Diante desses fatos, faz-se necessário ter um instrumento adequado capaz de mensurar o grau de incapacidade física na população idosa com DL para quantificar e monitorar a gravidade do problema, minimizando a exposição dos idosos aos fatores de riscos descritos acima.

Um dos instrumentos de medida mais usados mundialmente para avaliar a incapacidade física em indivíduos com DL é o questionário de incapacidade de Roland Morris (RMDQ-24) <sup>23</sup>.

Verificar a estrutura interna de um instrumento é importante porque, dessa forma, confirma-se ou não se os itens do instrumento refletem a variável latente que ele se propõe a medir <sup>24</sup>. O RMDQ-24 é um instrumento que foi desenvolvido para população jovem <sup>25</sup> e tem sido usado em indivíduos de todas as faixas etárias, não considerando as especificidades da funcionalidade do idoso. Até o presente momento, não há estudo na literatura que verifique as evidências de validade do RMDQ-24 na população idosa.

Portanto, justifica-se a necessidade de verificar se o RMDQ-24 é capaz de medir de fato o grau de incapacidade física em adultos idosos com DL, dada a relevância que a avaliação funcional tem sobre essa população.

## ***OBJETIVOS***

---

## **2. OBJETIVOS**

Verificar as evidências de validade da estrutura interna do questionário de incapacidade de Roland Morris em pessoas idosas com dor lombar crônica residentes na comunidade.



# ***REVISÃO DA LITERATURA***

---

### 3. REVISÃO DA LITERATURA

#### 3.1. Dor Lombar Crônica Não Específica

Estima-se que cerca de 80% da população apresentará pelo menos um episódio de DL no decorrer da vida <sup>26; 27</sup>. A prevalência da DL varia de 9 a 81% na América Latina <sup>28</sup>, podendo atingir mais de 50% da população em um ano <sup>29</sup>. Nos Estados Unidos, a prevalência é em torno de 84% <sup>26</sup>. No Brasil, a prevalência anual da DL pode variar de 48 a 93% dependendo da região do país <sup>30; 31; 32</sup>.

O fardo econômico da DL é um fator crítico em todo o mundo e está associado aos elevados custos diretos, como internação hospitalar, e custos indiretos, como absenteísmo do trabalho <sup>33; 34</sup>. Nos Estados Unidos, estima-se que o custo do tratamento para DL e dor cervical em serviços de saúde entre 1996 a 2013 foi de \$87,6 bilhões <sup>35</sup>. No Brasil, os custos com a DL entre 2012 e 2016 chegaram a R\$2,2 bilhões <sup>36</sup>, valores semelhantes às outras regiões do mundo <sup>37; 38; 39; 40</sup>.

A maioria dos casos de DL é considerada idiopática ou não específica <sup>26; 41; 42</sup>. De maneira geral, a DL não específica tem um bom prognóstico mesmo quando o indivíduo experencia alta intensidade de dor e de incapacidade física na sua fase aguda <sup>43; 44</sup>. É considerada uma condição auto resolutiva, na qual a recuperação completa dos sintomas ocorre em aproximadamente 90% dos casos após 6 semanas do primeiro episódio de dor <sup>45; 46; 47</sup>.

Entretanto, cerca 67% permanecem com DL por mais de três meses e 65% sofrem por mais de um ano, evoluindo para a forma crônica (DLc) da doença <sup>45; 48; 49</sup>. No Brasil, estima-se que 40% dos indivíduos com DL aguda que procuram o serviço de emergência terão recorrência dos sintomas em um ano <sup>50</sup>. Fatores clínicos, como apresentar DL associada à irradiação em membros inferiores; fatores físicos e hábitos de vida, como obesidade ou ser tabagista <sup>51</sup>; fatores psicológicos, como apresentar diagnóstico de depressão e/ou ansiedade <sup>52</sup>; e até mesmo a conduta inadequada nos estágios iniciais da doença podem predispor o indivíduo à DLc <sup>51; 53</sup>.

Dessa forma, a DLc é considerada uma patologia multifatorial influenciado por fatores fisiológicos, psíquicos e sociais <sup>54; 55</sup>, cujo tratamento deve ser multidisciplinar com ênfase tanto na reabilitação física quanto na abordagem psicossocial <sup>56; 57; 58</sup>.

### **3.2. Adulto Idoso e a Dor Lombar Crônica Não Específica**

A DLc é considerada a dor musculoesquelética mais comum encontrada na população idosa <sup>59; 60</sup>. Estima-se que a prevalência da DLc em adultos idosos de idade maior ou igual a 65 anos é de aproximadamente 36% <sup>59; 61; 62</sup>, com tendência ao aumento devido ao envelhecimento da população mundial <sup>6; 63</sup>.

Diversas características do adulto idoso podem favorecê-lo a desenvolver a DLc, pois é a população com maior chance de apresentar sintomas de ansiedade e depressão <sup>64</sup>, adotar um estilo de vida sedentário <sup>65</sup> e mais vulnerável à exclusão social <sup>66; 67</sup>.

Além disso, o adulto idoso que apresenta pelo menos duas comorbidades têm de três a cinco vezes mais chance de desenvolver DLc <sup>68</sup>, uma situação preocupante visto que se trata de uma população com maior risco de apresentar comprometimento cognitivo <sup>69</sup>, polifarmácia <sup>70</sup> e dores em diversos locais do corpo <sup>71</sup>. É importante ressaltar também que até 89% dos indivíduos adultos idosos com DLc apresentam outras dores musculoesqueléticas concomitantemente <sup>72; 73</sup>; dos quais cerca de 20 a 60% têm dores em região axial <sup>72</sup>, como na coluna cervical <sup>72; 74</sup>; e 5 a 50% reportam dores em extremidades superior e/ou inferior <sup>72</sup>.

As consequências negativas da DLc em adultos idosos vão muito além da dor <sup>75; 76</sup>. É uma condição que predispõe não apenas à alterações da função, como maior incapacidade funcional <sup>77</sup> e risco de quedas e fraturas <sup>78</sup>; como também impacta negativamente os fatores psicossociais <sup>79</sup>.

### 3.2.1. Impacto Psicossocial

Os fatores psicológicos têm papel fundamental no manejo da DLc <sup>80</sup>, pois predisõe o indivíduo ao maior risco de desenvolver distúrbios do sono <sup>81; 82</sup> e alterações na função cognitiva <sup>83</sup>, interferindo nas estratégias de manejo da doença <sup>84</sup>.

Há evidências de que adultos idosos sentem dor em maior intensidade e apresentam maior grau de incapacidade física quando se mantêm isolados socialmente devido à DLc <sup>85; 86; 87; 88</sup>. Dessa forma, o isolamento social deixa o adulto idoso vulnerável aos sentimentos de solidão, ao desenvolvimento dos sintomas de ansiedade e depressão <sup>89; 90; 91</sup>, à diminuição no autocuidado <sup>92; 93; 94</sup>, à predisposição para o desenvolvimento de insônia e conseqüente aumento de substâncias inflamatórias do corpo, impactando negativamente na intensidade da dor <sup>95</sup>.

O fator comportamental também influencia na maneira como o adulto idoso experencia a DLc <sup>96; 97</sup>. Apresentar crenças negativas em relação à DL leva à catastrofização da dor <sup>87</sup>, maior recorrência dos episódios de dor de alta intensidade <sup>98</sup> e de incapacidade física <sup>99</sup>. Isso gera condutas prejudiciais, como permanecer mais tempo deitado na cama e evitar de se movimentar <sup>100</sup>, gerando um ciclo vicioso de comportamento que predispõe o desenvolvimento da cinesiofobia <sup>101</sup>. Sabe-se que a cinesiofobia <sup>1; 93</sup> e a catastrofização da dor <sup>1; 87</sup> estão relacionados a uma maior percepção na intensidade da dor <sup>102; 103</sup> e incapacidade física <sup>104; 105</sup>.

### 3.2.2. Impacto na Função Física

A população idosa é a que apresenta maior risco de desenvolver incapacidade física devido à presença de uma doença crônica <sup>106; 107</sup>. A prevalência e a incidência de anos vividos com incapacidade causados pela DLc aumentam com o avançar da idade, atingindo pico entre 80 e 84 anos <sup>108; 109</sup>.

A incapacidade física é considerada não apenas uma limitação funcional decorrente de uma doença crônica ou morbidade, mas também é um constructo social, que inclui a limitação da interação do indivíduo com o ambiente social, como a impossibilidade de se deslocar e realizar as atividades de vida diária <sup>110</sup>. O modelo da Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde (CIF) desenvolvido pela Organização Mundial da Saúde define incapacidade funcional de acordo com dois aspectos: atividades, que é o aspecto pessoal, definida como execução de tarefas ou ação do indivíduo; e participação, que é o aspecto social, definida como atividades necessárias para a vida social e interação com o meio ambiente <sup>111</sup>.

Estima-se que adultos idosos correspondem a quase 50% da prevalência de incapacidade física <sup>2; 112; 113</sup>. Há evidências de que a incapacidade física coloca em risco a qualidade de vida do adulto idoso <sup>106; 114</sup> e é o primeiro passo para ele perder a sua independência <sup>115</sup> e autonomia <sup>116; 117</sup>.

### **3.3. Evidências de Validade de um Instrumento de Medida**

As evidências de validade de um instrumento de medida são o grau em que as evidências e a teoria apoiam as interpretações dos resultados do instrumento com o seu propósito de uso <sup>24; 118</sup>, ou seja, são o grau em que um instrumento mede aquilo que ele se propõe a medir <sup>119</sup>. Diz-se que um instrumento apresenta fraca ou fortes evidências de validade, e não se ele é válido ou não <sup>118; 120</sup>. Além disso, a validade não consiste apenas em uma característica do instrumento em si, mas ela também reflete as características aplicadas à uma população específica <sup>121</sup>.

De acordo com *Standards for Educational and Psychological Testing* <sup>118</sup> de 2014, serão descritos abaixo as evidências de validade de estrutura interna de um instrumento por meio da análise fatorial exploratória e análise fatorial confirmatória.

### **3.3.1. Evidências de Validade de Estrutura Interna**

As evidências de validade de estrutura interna de um instrumento indicam em qual grau os itens de um teste estão relacionados entre si e, dessa forma, são capazes de representar um constructo latente <sup>24; 119</sup>. É importante lembrar que a estrutura interna de um instrumento deve condizer sempre com o referencial teórico para o qual ele foi construído <sup>119</sup>.

Uma das formas de análise da estrutura interna de um instrumento se dá pela Análise fatorial, que podem ser Exploratória (AFE) <sup>122</sup> e Confirmatória (AFC) <sup>123</sup>.

#### **3.3.1.1. Análise Fatorial**

A análise fatorial é um procedimento estatístico multivariado que verifica o padrão ou a relação de um grande número de variáveis e determina se a informação pode ser resumida em um conjunto menor de dados <sup>119</sup>. É um método de interdependência, em que todas as variáveis são consideradas simultaneamente durante a análise <sup>119</sup>.

##### **3.3.1.1.1. Análise Fatorial Exploratória**

É uma técnica descritiva que agrupa um conjunto de itens para determinar o número de fator(es) (dimensionalidade) e descobrir quais itens são indicadores dos fatores/dimensões latentes <sup>119; 122</sup>.

Durante a AFE, os primeiros resultados mostram se os dados são passíveis de serem fatorados, ou seja, mostra-se a adequação do conjunto de dados do

instrumento através dos seguintes índices: Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), índice de Bartlett, e determinante da matriz <sup>119</sup>.

Na sequência, pode-se observar o número de dimensões que compõe o instrumento através da Análise Paralela, baseada no *minimum rank factor analysis*, e através dos índices *Unidimensional Congruence* (UniCo), *Explained Common Variance* (ECV), e *Mean of Item Residual Absolute Loadings* (MIREAL) <sup>124; 125</sup>.

Dentre os resultados da AFE, obtém-se as cargas fatoriais, que indicam o quanto um item está relacionado a um determinado fator, ou seja, quanto maior a carga fatorial, maior a correlação aquele item terá com o fator <sup>119; 122</sup>. As comunalidades indicam a quantia total de variância que um item compartilha com todos os outros itens, ou seja, indica o quanto um item explica o fator do qual ele pertence <sup>119; 122</sup>.

Outro parâmetro que a AFE indica é a Variância Total Explicada (VTE), que determina o quanto o modelo do instrumento analisado explica a variável latente para o qual ele foi criado <sup>119</sup> e corresponde à soma da variância de cada item e é calculada através do valor das comunalidades <sup>119</sup>.

Na AFE também obtemos os valores da replicabilidade do constructo, que indica o quão estável é o instrumento quando reproduzido em estudos diferentes, e é indicado pelo índice *Generalized H* (G-H) <sup>124</sup>.

Além disso, a AFE também fornece alguns índices de confiabilidade do instrumento, ou seja, indica o quanto o instrumento analisado consegue reproduzir a variável latente <sup>126; 127</sup>. Os índices apresentados nos resultados são: alpha de Cronbach ( $\alpha$ ), ômega de McDonald ( $\omega$ ) <sup>127</sup>.

Outro índice que pode ser usado para avaliar a estrutura interna do instrumento é a parametrização dos itens, na qual analisa-se o grau de discriminação dos itens (a) e o seu grau de dificuldade (b) <sup>128; 129</sup>. O parâmetro (a) indica a capacidade que o item de discriminar indivíduos com habilidades diferentes e ele varia de zero a infinito, sendo que o valor mais alto indica que o item é de fácil compreensão <sup>129</sup>. O parâmetro (b) corresponde ao nível de habilidade que o indivíduo tem para responder aquele item, e inicialmente considera-se a

probabilidade de 50% de acerto <sup>129</sup>. Quanto maior o valor de (b), maior é a dificuldade do item <sup>130</sup>.

Por fim, pode-se verificar a qualidade e eficácia das estimativas de pontuação dos itens através dos seguintes índices: *Factor Determinacy Index* (FDI), Confiabilidade Marginal (EAP), *Sensitivity Ratio* (SR) e *Expected Percentage of True Differences* (EPTD) <sup>124</sup>.

### 3.3.1.1.1. Confiabilidade

A confiabilidade ou precisão de um instrumento consiste em verificar o grau de consistência do resultado de um mesmo indivíduo em relação ao tempo ou entre diferentes avaliadores <sup>119</sup>.

Uma das formas de se verificar a confiabilidade de um instrumento é através da análise de consistência interna <sup>118; 119</sup>. Um dos indicadores de consistência interna mais utilizados é o coeficiente alpha de Cronbach ( $\alpha$ ), que mostra o grau de covariância entre os itens do instrumento analisado, ou seja, ele mostra o quanto o conjunto de itens é e se mantém consistente ao longo do tempo e/ou entre avaliadores <sup>119</sup>. Entretanto, esse indicador tende a ser influenciado pela quantidade de itens e pelo número de fatores que um instrumento apresenta, necessitando de cautela em seu uso <sup>118</sup>. Outro indicador é o ômega de McDonald ( $\omega$ ), que reflete a proporção da variância comum que há em um instrumento <sup>119</sup>. Já o coeficiente de *Kuder-Richardson Formula 20* (KR-20) é o indicador mais apropriado para instrumentos cujos itens são dicotômicos <sup>131</sup>.

É importante ressaltar que a confiabilidade se trata de uma propriedade teórica que não pode ser mensurada diretamente e, portanto, os indicadores citados acima mostram indícios da confiabilidade do instrumento <sup>118</sup>. Além disso, a confiabilidade depende da população na qual está sendo avaliada, ou seja, o mesmo instrumento pode apresentar resultados de confiabilidade diferentes para diferentes populações <sup>118</sup>.



### 3.3.1.2. Análise Fatorial Confirmatória

É um tipo de modelagem de equação estrutural que permite verificar a relação entre os itens e o constructo do instrumento de um modelo hipotético estabelecido a priori <sup>132</sup>. Geralmente é realizado após a AFE e a análise do modelo é feita através de testes de ajustes que indica o quão bem o instrumento é capaz de reproduzir os dados <sup>132</sup>.

Como índices de ajuste do modelo, têm-se: qui-quadrado ( $X^2$ ) ajustado pelo grau de liberdade (gl), *Goodness of Fit Index* (GFI), *Adjusted Goodness of Fit Index* (AGFI), *Root Mean Square of Residuals* (RMSR), *Weighted Root Mean Square Residual* (WRMR), *Comparative Fit Index* (CFI), *Non-Normed Fit Index* (NNFI) e *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) <sup>119</sup>.

### 3.4. Evidências de Validade da Estrutura Interna do Questionário de Incapacidade de Roland Morris

Criado em 1983 com base no questionário *Sickness Impact Profile*, o RMDQ-24 consiste em um questionário autoaplicável de 24 itens dicotômicos que mede o grau da incapacidade física pela DL nas atividades de vida diárias, variando a pontuação de 0 (sem incapacidade) a 24 (máxima incapacidade) <sup>25</sup>. Foi um instrumento desenvolvido para avaliar mudanças em curto prazo em relação à evolução da DL e/ou à resposta ao tratamento <sup>23</sup>.

O RMDQ-24 foi traduzido e passou pelo processo de adaptação transcultural para o português do Brasil em 2001 <sup>133</sup> e tem sido extensamente usado por apresentar algumas propriedades psicométricas que foram consideradas adequadas, como boas confiabilidade, reprodutibilidade e capacidade de resposta <sup>134; 135; 136; 137</sup>. Além disso, é um dos instrumentos mais usados para validação de

critério concorrente de outros instrumentos <sup>138</sup>, para estudos de ensaio clínico e indicados para prática clínica <sup>139; 140; 141</sup>.

Embora o RMDQ-24 seja um dos instrumentos mais usados como referência na construção e validação de outros instrumentos <sup>142; 143; 144; 145</sup>, há controvérsias em relação à sua estrutura interna <sup>146</sup>. Estudos de evidências de validade de estrutura interna na população jovem sugerem que existe inconsistência entre os itens do questionário e o constructo latente, que é a incapacidade física, e questionam a sua dimensionalidade <sup>147; 148</sup>.

Um estudo que realizou a análise da estrutura interna do RMDQ-24, por meio da análise fatorial confirmatória e da análise dos itens, através da Teoria de Resposta ao Item pela análise de Rash, concluiu que o instrumento é unidimensional <sup>149</sup>. No entanto, outro autor realizou a AFE, sugerindo que o questionário tem 3 fatores independentes (sintomas, limitação das atividades diárias e evitar atividades), sem a presença de um fator dominante <sup>150</sup>.

Entretanto, muitos estudos verificaram as evidências de validade de estrutura interna do RMDQ-24 utilizando metodologias diferentes e, em alguns casos, de forma equivocada, como redução de item pela frequência de resposta e correlação item-item, análise de critério convergente e discriminante, confiabilidade e análise fatorial confirmatória <sup>151; 152; 153; 154</sup>.

## ***MÉTODOS***

---

## **4. MÉTODOS**

### **4.1. Tipo de Estudo**

Trata-se de um estudo psicométrico de análise das evidências de validade de estrutura interna do questionário de incapacidade Roland Morris na população idosa com dor lombar crônica residente na comunidade.

### **4.2. Aspectos Éticos**

Este estudo é derivado do estudo “Prevalência de dor lombar em idosos da cidade de São Paulo”, aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo, sob CAAE número 22479419.9.0000.0065 e número de parecer 3.764.371 em dezembro de 2019 (versão 3) (Anexo A). O presente estudo segue a mesma metodologia do estudo aprovado pelo comitê, porém com outros objetivos e análise de dados.

### **4.3. População do Estudo**

#### **4.3.1. Cálculo Amostral**

O tamanho da amostra para a validade de estrutura interna seguiu as recomendações psicométricas estimada em se obter pelo menos 10 indivíduos por item do instrumento a ser medido <sup>155</sup>. Portanto, para esse estudo, estimou-se a participação de, pelo menos, 240 indivíduos idosos.

### 4.3.2. Critério de Inclusão

Foram incluídos no estudo pessoas idosas residentes da comunidade, com 60 anos ou mais, de ambos os gêneros e com relato de DLc. A DLc foi caracterizada pela dor entre a décima segunda costela até a prega glútea <sup>156</sup>, com ou sem irradiação para membros inferiores <sup>157</sup>, e duração da dor de forma intermitente ou constante por pelo menos 3 meses <sup>117; 158</sup>. Os adultos idosos que tivessem dificuldade ou incapacidade de compreender o questionário ou que se recusassem a participar da pesquisa não foram incluídos no estudo.

### 4.4. Procedimento

Os idosos foram abordados em salas de espera e grupos de intervenção em diferentes regiões de São Paulo (Centro de Referência ao Idoso, na Zona Norte; Instituto Paulista de Geriatria e Gerontologia, na Zona Leste; ambulatório Médico de Especialidades (AME) Oeste e Núcleo de Convivência do Idoso, na Zona Oeste) e foram convidados a participar do estudo. Foi aplicado um questionário com as variáveis de caracterização sociodemográfica e antropométrica do participante (gênero, idade, estado civil, peso, altura, grau de escolaridade, renda familiar e presença ou não de doenças), e hábitos de vida, como nível de atividade física através do IPAQ versão curta <sup>159</sup>, e histórico de tabagismo. Em seguida, um profissional da área da saúde previamente treinado aplicou o questionário RMDQ-24 e a escala visual numérica de dor. O profissional foi orientado a ler cada item do questionário uma vez, sem explicar ou interferir na resposta.

O questionário de incapacidade de Roland Morris (Anexo B) avalia o grau de incapacidade física causada pela DL. É um instrumento de 24 itens dicotômicos com afirmações relacionadas às atividades da vida diária. No presente estudo, o profissional deveria assinalar “Sim” ou “Não” de acordo com a resposta do participante. A pontuação é calculada pela quantidade de itens assinalados, variando de 0 a 24 pontos, onde 0 corresponde a nenhuma incapacidade e 24

elevada incapacidade <sup>133</sup>. A Escala Visual Numérica (Anexo C) consiste na versão numérica da Escala Visual Analógica, no qual o paciente indica um número de acordo com a intensidade da dor que varia de zero (ausência de dor) e 10 (pior dor imaginável) <sup>160</sup>.

## **4.5. Análise de Dados**

### **4.5.1. Caracterização da amostra**

Foi feita a análise de estatística descritiva para variáveis da caracterização da amostra. Para as variáveis numéricas, o teste de Shapiro Wilk foi usado para verificar a normalidade dos dados <sup>161; 162</sup> e as medidas de dispersão e posição foram apresentadas por meio de mediana, intervalo interquartil e valores mínimos e máximos.

Para as variáveis categóricas, a frequência foi apresentada pelo número de ocorrências e porcentagem relacionada.

### **4.5.2. Validade da estrutura interna**

As evidências de validade da estrutura interna do RMDQ-24 foram analisadas por meio dos procedimentos de Análise Fatorial Exploratória (AFE) <sup>122; 163</sup> e Análise Fatorial semi-Confirmatória (semi-AFC) <sup>123; 132</sup>.

Para a AFE, a matriz de correlação escolhida para análise foi a tetracórica, devido à pontuação dos itens do RMDQ-24 ser dicotômica <sup>164</sup>. Na inspeção das correlações dentro da matriz adotou-se os valores entre 0,30 e 0,70 <sup>163</sup>. Valores abaixo de 0,30 foram considerados correlações baixas e acima de 0,70, correlações altas <sup>163</sup>.

A AFE foi conduzida pela correção de erro e método acelerado, com *bootstrapping* para 3000 casos e 95% de intervalo de confiança (IC95%)<sup>165</sup>.

Os dados foram considerados fatoráveis caso os valores de adequação da amostra fossem adequados: Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)  $\geq 0,70$ , índice de Bartlett com  $p < 0,05$ , e determinante da matriz  $> 0,00001$ <sup>163</sup>.

A dimensionalidade foi testada por meio da técnica de Análise Paralela (AP) baseada no MRFA (*minimum rank factor analysis*), com permutação aleatória dos dados observados para determinar o número de fatores<sup>166</sup>. No caso de unidimensionalidade, os seguintes indicadores foram considerados: UniCo (*unidimensional congruence*)  $> 0,95$ , ECV (*explained common variance*)  $> 0,85$ , e MIREAL (*mean of item residual absolute loadings*)  $< 0,30$ <sup>125</sup>. A variância total explicada (VTE) foi considerada aceitável com valores  $\geq 60\%$ <sup>163; 167</sup>.

Foi usado o método dos mínimos quadrados ponderados para a extração dos dados na AFE com rotação oblíqua Promin, caso o instrumento apresentasse mais de uma dimensão<sup>163; 167</sup>. A extração dos itens foi considerada adequada quando as cargas fatoriais eram de 0,30 a 0,70 e as comunalidades entre 0,40 e 0,70<sup>163; 167</sup>.

A replicabilidade do instrumento foi avaliada por meio do valor do índice G-H (*generalized H Index*), no qual valores  $\geq 0,80$  sugerem uma variável latente definida<sup>165</sup>. A confiabilidade do instrumento foi analisada por meio dos coeficientes alpha de Cronbach ( $\alpha$ ), Ômega de McDonald ( $\omega$ ) e *Kuder-Richardson Formula 20* (KR-20); nos quais foram considerados adequados valores entre 0,70 e 0,95<sup>131; 163</sup>.

Na análise de parametrização dos itens, a discriminação do item foi considerado baixo poder de discriminação em valores  $< 0,65$ , discriminação moderada entre 0,65 e 1,34; discriminação alta entre 1,35 e 1,69; e discriminação muito alta  $> 1,70$ <sup>129</sup>. A dificuldade do item foi avaliado pelos valores de referência -3 a +3, sendo valores positivos considerados itens de difícil compreensão<sup>130</sup>. Também foram analisados os índices de qualidade e eficácia das estimativas de pontuação dos itens de acordo com os seguintes critérios: FDI (*factor determinacy index*)  $> 0,90$ , EAP (confiabilidade marginal)  $> 0,80$ , SR (*sensitivity ratio*)  $> 2$  e EPTD (*expected percentage of true differences*)  $> 90\%$ <sup>124</sup>.

Foram realizadas inspeções na AFE em relação aos critérios relatados acima para a tomada de decisão. Caso necessário, re-especificações de modelos foram feitas até que a melhor solução fatorial fosse encontrada. Itens com baixa correlação entre si, baixas cargas fatoriais e comunalidades, bem como cargas fatoriais e comunalidades muito altas foram considerados candidatos à exclusão. Também foram consideradas os parâmetros (a) e (b) na tomada de decisão caso houvesse a necessidade da exclusão de mais de um item. Essa decisão foi tomada juntamente com o julgamento qualitativo em relação ao constructo teórico do questionário <sup>163</sup>. Após finalizar a AFE, foi feita a análise qualitativa do modelo final para definir o nome do constructo do questionário.

Para verificar o modelo de ajuste obtido durante a AFE, foi realizada a Na semi-AFC <sup>132; 163</sup>. Os valores do ajuste do modelo foram considerados adequados mediante aos seguintes critérios: qui-quadrado ( $\chi^2$ ) não significativo, GFI (*goodness of fit index*)  $\geq 0,95$ ; AGFI (*adjusted goodness of fit index*)  $\geq 0,95$ ; RMSR (*root mean square of residuals*)  $\leq 0,08$ ; WRMR (*weighted root mean square residual*)  $< 1,0$ ; CFI (*comparative fit index*)  $\geq 0,95$ ; NNFI (*non-normed fit index*)  $\geq 0,95$ , e RMSEA (*root mean square error of approximation*)  $\leq 0,07$ <sup>132; 163</sup>.

As análises de dados foram feitas pelo software estatístico FACTOR (12.04.02) <sup>125; 168; 169</sup>, software JASP (v.0.11.1) e pelo programa Microsoft Excel® 2010. O valor de alpha foi determinado em 5% ( $p < 0,05$ ) para todas as análises estatísticas.



## ***RESULTADOS***

---

## 5. RESULTADOS

Um total de 711 adultos idosos foram recrutados no estudo multicêntrico, dos quais 528 apresentavam dor lombar e foram incluídos no presente estudo. A maioria era do sexo feminino [427 (81%)], medianas de idade de 72 (IIQ=10) anos e de IMC de 27 (IIQ=6) kg/m<sup>2</sup>. A caracterização detalhada dos participantes quanto aos dados numéricos está descrita na Tabela 1, e aos dados categóricos, na Tabela 2.

Tabela 1 – Caracterização dos dados numéricos da população do estudo. São Paulo, 2023.

Variáveis	Mediana (IIQ)	Valor Mínimo – Valor Máximo	Teste de Shapiro-Wilk; valor de p
Idade (anos)	72 (10)	60 - 93	0,965; <0,001
IMC (kg/m <sup>2</sup> )	27 (6)	16 - 55	0,943; <0,001
EVN (pontuação 0 a 10)	8 (3)	1 - 10	0,909; <0,001

IMC: Índice de massa corpórea; EVN: escala visual numérica.

Tabela 2 – Caracterização dos dados categóricos da população do estudo. São Paulo, 2023.

Variáveis	n	%
<b>Sexo</b>		
Feminino	427	81
Masculino	101	19
<b>Estado civil</b>		
Casado	229	43,37
Solteiro	63	11,93
Viúvo	172	32,58
União estável	11	2,08
Divorciado	53	10,04
<b>Grau de escolaridade*</b>		
Analfabeto	13	2,46
1º Grau incompleto	258	49,05
1º Grau completo	101	19,13
2º Grau incompleto	19	3,60
2º Grau completo	89	16,86
Superior incompleto	6	1,14
Superior completo	37	7,01
Pós-graduado	4	0,76
<b>Renda familiar**</b>		

(continua)

(continuação)

Variáveis	n	%
Sem renda	49	9,28
Até 2 salários-mínimos	343	64,96
De 2 a 4 salários-mínimos	106	20,08
De 4 a 10 salários-mínimos	26	4,92
De 10 a 20 salários-mínimos	3	0,57
Acima de 20 salários-mínimos	1	0,19
Doenças		
Nenhuma	93	17,42
Cardiovascular	302	57,20
Metabólica	266	50,38
Musculoesquelética (outros)	163	30,87
Reumatológica	104	19,70
Pulmonar	11	2,08
Gastrointestinal	5	0,95
Neurológica	6	1,14
Psiquiátrica	7	1,33
Estilo de vida		
Prática de atividade física		
Sedentário	112	22,33
Insuficientemente ativo	87	16,93
Ativo	258	47,93
Muito ativo	71	13,36
Tabagista		
Não fumante	370	69,68
Fumante	40	7,61
Ex-fumante	118	22,71

\*Um participante não respondeu a questão

\*\*Classificada de acordo com a fonte do IBGE (2022). Consultada em Junho de 2023.

## 5.1. AFE

Para a AFE, foram incluídos os 528 indivíduos da amostra e o modelo original do RMDQ-24 para a língua portuguesa falada no Brasil com 24 itens foi analisado. Verificou-se que o RMDQ-24 apresentou bons índices de adequação da amostra [KMO=0,81519 e teste de esferecidade de Bartlett=5965,6 (df=276; P<0,001)], exceto

para a determinante da matriz (0,000009940770858). Na matriz de correlação tetracórica foi possível observar correlações que variaram de 0,002 (entre os itens 15 e 21 e os itens 19 e 23) a 0,585 (entre os itens 3 e 5) (Figura 1).

Figura 1 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 1 dimensão. São Paulo, 2023

Item	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
1	1,000																							
2	-0,058	1,000																						
3	0,332	0,075	1,000																					
4	0,434	0,009	0,013	1,000																				
5	0,091	0,362	0,585	-0,122	1,000																			
6	0,404	0,189	0,255	0,404	0,125	1,000																		
7	0,331	0,205	0,396	0,242	0,364	0,225	1,000																	
8	0,363	0,139	0,204	0,413	0,135	0,492	0,041	1,000																
9	0,285	0,306	0,429	0,180	0,359	0,286	0,485	0,083	1,000															
10	0,321	0,216	0,341	0,283	0,279	0,400	0,360	0,358	0,235	1,000														
11	0,408	0,264	0,428	0,189	0,298	0,196	0,478	0,123	0,520	0,182	1,000													
12	0,333	0,174	0,372	0,245	0,284	0,390	0,548	0,218	0,333	0,437	0,248	1,000												
13	0,495	0,057	0,253	0,337	0,220	0,334	0,438	0,160	0,332	0,255	0,447	0,141	1,000											
14	0,015	0,381	0,247	-0,008	0,340	0,224	0,282	0,176	0,346	0,377	0,355	0,449	0,043	1,000										
15	0,371	-0,015	0,244	0,247	-0,006	0,220	0,230	0,283	0,104	0,155	0,130	0,098	0,298	-0,105	1,000									
16	0,277	0,237	0,367	0,168	0,412	0,239	0,449	0,226	0,433	0,455	0,458	0,532	0,198	0,521	-0,080	1,000								
17	0,332	0,254	0,495	0,180	0,393	0,390	0,399	0,215	0,503	0,405	0,474	0,333	0,411	0,324	0,282	0,344	1,000							
18	0,253	0,128	0,311	0,218	0,166	0,302	0,274	0,170	0,370	0,282	0,321	0,264	0,244	0,344	0,136	0,359	0,220	1,000						
19	0,494	-0,170	0,065	0,361	-0,098	0,265	0,146	0,393	0,120	0,186	0,209	0,159	0,450	-0,102	0,397	0,075	0,234	0,049	1,000					
20	0,449	-0,077	0,239	0,391	0,025	0,468	0,264	0,347	0,254	0,380	0,199	0,319	0,390	0,111	0,307	0,235	0,280	0,259	0,306	1,000				
21	0,179	0,261	0,367	0,029	0,363	0,155	0,426	0,061	0,311	0,245	0,459	0,216	0,238	0,232	-0,002	0,314	0,440	0,119	-0,063	-0,096	1,000			
22	0,477	-0,105	0,245	0,473	0,009	0,343	0,247	0,260	0,209	0,276	0,291	0,154	0,324	0,121	0,290	0,255	0,267	0,276	0,369	0,372	0,002	1,000		
23	0,271	0,383	0,493	0,100	0,520	0,362	0,388	0,130	0,569	0,345	0,451	0,408	0,270	0,365	0,120	0,471	0,558	0,312	0,002	0,112	0,408	0,105	1,000	
24	0,286	-0,113	0,201	0,152	0,098	0,499	0,245	0,336	0,203	0,226	0,157	0,202	0,286	0,175	0,268	0,136	0,185	0,301	0,248	0,442	0,163	0,260	-0,013	1,000

Fonte: Feito pela autora (2023)

A AP indicou a presença de duas dimensões. Os índices de dimensionalidade, cargas fatoriais, comunicações, índices de replicabilidade do construto, confiabilidade, qualidade dos fatores e de parametrização dos itens da primeira análise do modelo estão apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 24 itens e 1 dimensão. São Paulo, 2023.

Itens	Carga Fatorial F 1	Comunalidades	Parametrização dos itens	
			a	b
1	0,594	0,353	0,739	0,420
2	0,298	0,089	0,312	-1,444
3	0,622	0,387	0,794	-0,268
4	0,409	0,167	0,448	0,719
5	0,498	0,248	0,574	-0,181
6	0,580	0,336	0,711	0,397
7	0,651	0,424	0,858	0,117
8	0,414	0,171	0,455	1,168
9	0,645	0,416	0,845	0,192
10	0,585	0,342	0,721	0,032
11	0,639	0,408	0,830	-0,514
12	0,604	0,364	0,757	0,110
13	0,550	0,302	0,658	-0,112
14	0,477	0,228	0,543	0,229
15	0,318	0,101	0,335	1,797
16	0,637	0,405	0,826	-0,097
17	0,683	0,466	0,935	0,181
18	0,478	0,228	0,544	0,339
19	0,350	0,123	0,374	2,805
20	0,500	0,250	0,577	0,925
21	0,452	0,204	0,506	-1,000
22	0,456	0,208	0,512	0,219
23	0,659	0,434	0,875	-0,217
24	0,410	0,168	0,450	2,302
<i>Número de dimensões recomendadas pela AP</i>		2		
<i>Variância total explicada (VTE) (%)</i>		48,29%		
<i>Índices de unidimensionalidade</i>				
UniCo		0,840		
ECV		0,705		
MIREAL		0,315		
<i>Replicabilidade do Construto</i>				
Índice G-H (latente - observada)		0,912 – 0,847		
<i>Coefficientes de Confiabilidade</i>				
Ômega de McDonald ( $\omega$ )		0,895		
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )		0,894		
KR-20		0,885		
<i>Índices de qualidade</i>				
FDI		0,955		
EAP		0,912		
SR		3,225		
EPTD		93,10%		

a - discriminação do item; b - dificuldade do item.

Sendo assim, foi realizada a primeira re-especificação do modelo, configurando a análise para considerar duas dimensões para o instrumento.

A primeira re-especificação foi feita considerando o instrumento com duas dimensões. O questionário manteve bons índices de adequação da amostra [KMO=0,82834; teste de esferecidade de Bartlet= 5645,2 (df=253; P=0,000010)]; determinante da matriz= 0,000018690666930].

Os índices da primeira re-especificação do modelo estão apresentados na Tabela 4. Cargas fatoriais abaixo de 0,30 foram omitidas da tabela.

Tabela 4 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 24 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Itens	Cargas Fatoriais		Comunalidades	Parametrização dos itens				
	F 1	F 2		a1	a2	MDISC	d	MDIFF
1		0,693	0,533	0,105	1,015	1,020	-0,365	0,358
2	0,566	-0,301	0,251	0,654	-0,347	0,740	0,498	-0,672
3	0,634		0,428	0,838	0,056	0,840	0,221	-0,263
4		0,682	0,403	-0,152	0,883	0,896	-0,380	0,424
5	0,777		0,475	1,073	-0,410	1,148	0,125	-0,109
6		0,528	0,410	0,250	0,687	0,731	-0,299	0,409
7	0,580		0,438	0,773	0,195	0,797	-0,101	0,127
8		0,515	0,277	0,028	0,606	0,606	-0,569	0,938
9	0,659		0,462	0,899	0,057	0,901	-0,169	0,187
10	0,405		0,343	0,499	0,338	0,603	-0,023	0,039
11	0,593		0,428	0,784	0,151	0,799	0,435	-0,544
12	0,526		0,373	0,665	0,189	0,691	-0,084	0,122
13		0,491	0,365	0,238	0,616	0,660	0,077	-0,117
14	0,660		0,356	0,823	-0,225	0,853	-0,136	0,160
15		0,537	0,249	-0,113	0,620	0,630	-0,658	1,045
16	0,686		0,469	0,941	-0,003	0,941	0,085	-0,090
17	0,600		0,479	0,832	0,226	0,862	-0,171	0,199
18	0,348		0,228	0,396	0,230	0,458	-0,185	0,403
19		0,749	0,450	-0,317	1,010	1,058	-1,325	1,252
20		0,676	0,448	-0,020	0,910	0,910	-0,622	0,683
21	0,627		0,321	0,761	-0,211	0,789	0,548	-0,694
22		0,626	0,380	-0,027	0,795	0,796	-0,127	0,159
23	0,809		0,575	1,241	-0,191	1,256	0,219	-0,175
24		0,504	0,269	0,034	0,589	0,590	-1,105	1,872
Número de dimensões recomendadas pela AP			2					
Variância total explicada (VTE) (%)			46,51%					
Índices de unidimensionalidade								
UniCo			0,840					
ECV			0,705					
MIREAL			0,315					
Replicabilidade do Construto								
Índice G-H (latente - observada)								
F1			0,870 – 0,748					
F2			0,903 – 0,813					
Coeficientes de Confiabilidade								
Ômega de McDonald ( $\omega$ )			0,892					
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )			0,893					
KR-20			0,885					
Índices de qualidade (F1 / F2)								
FDI			0,933 / 0,950					
EAP			0,870 / 0,903					
SR			2,585 / 3,052					
EPTD			91,20% / 92,60%					

a - discriminação do item; MDISC discriminação multidimensional do item  
d - intercepção do item; MDIFF - dificuldade multidimensional do item

As cargas fatoriais do fator 1 (F1) variaram de 0,405 a 0,809, sendo a carga mais baixa do item 10 (“Eu somente fico de pé por períodos curtos de tempo por causa de minhas costas”) e a mais alta do item 23 (“Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagorosamente do que o habitual”) Já as cargas fatoriais do fator 2 (F2) variaram de 0,301 a 0,749, sendo a carga mais baixa do item 2 (“Mudo de posição frequentemente tentando deixar minhas costas confortáveis”) e a mais alta do item 19 (“Por causa de minhas costas, eu me visto com ajuda de outras pessoas”). As comunalidades variaram de 0,228 a 0,575.

Observou-se também que ocorreu dupla saturação no item 2 (“Mudo de posição frequentemente tentando deixar minhas costas confortáveis”), ou seja, o item apresentou carga fatorial acima de 0,30 nas duas dimensões do instrumento. Dessa forma, foi decidido retirá-lo.

Foi realizado a AFE para o modelo de 23 itens do RMDQ-24, agora, sem o item 2. Neste segunda re-especificação, o questionário apontou bons índices de adequação da amostra [KMO=0,82834; teste de esfericidade de Bartlett= 5645,2 (df=253; P=0,000010)]; determinante da matriz= 0,000018690666930].

Na matriz de correlação tetracórica foi possível observar correlações de 0,002 (entre os itens 19 e 23, e 21 e 22) e 0,585 (entre os itens 3 e 5) (Figura 2).

Figura 2 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 23 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Item	1	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24		
1	1,000																								
3	0,332	1,000																							
4	0,424	0,013	1,000																						
5	0,091	0,585	-0,122	1,000																					
6	0,404	0,255	0,404	0,125	1,000																				
7	0,331	0,396	0,242	0,364	0,225	1,000																			
8	0,363	0,204	0,413	0,135	0,432	0,041	1,000																		
9	0,285	0,429	0,180	0,359	0,286	0,485	0,083	1,000																	
10	0,321	0,341	0,283	0,279	0,400	0,360	0,358	0,235	1,000																
11	0,408	0,428	0,189	0,298	0,196	0,478	0,123	0,520	0,182	1,000															
12	0,333	0,372	0,245	0,284	0,390	0,548	0,218	0,333	0,437	0,248	1,000														
13	0,495	0,253	0,337	0,220	0,334	0,438	0,160	0,332	0,255	0,447	0,141	1,000													
14	0,015	0,247	-0,008	0,340	0,224	0,282	0,176	0,346	0,377	0,355	0,449	0,043	1,000												
15	0,371	0,244	0,247	-0,006	0,220	0,230	0,283	0,104	0,155	0,130	0,098	0,298	-0,105	1,000											
16	0,277	0,367	0,168	0,412	0,239	0,449	0,226	0,433	0,455	0,458	0,532	0,198	0,521	-0,080	1,000										
17	0,332	0,495	0,180	0,393	0,390	0,399	0,215	0,503	0,405	0,474	0,333	0,411	0,324	0,282	0,344	1,000									
18	0,253	0,311	0,218	0,166	0,302	0,274	0,170	0,370	0,282	0,321	0,264	0,244	0,344	0,136	0,359	0,220	1,000								
19	0,494	0,065	0,361	-0,098	0,265	0,146	0,393	0,120	0,186	0,209	0,159	0,450	-0,102	0,397	0,075	0,234	0,049	1,000							
20	0,449	0,239	0,391	0,025	0,468	0,264	0,347	0,254	0,380	0,199	0,319	0,390	0,111	0,307	0,235	0,280	0,263	0,306	1,000						
21	0,179	0,367	0,029	0,363	0,155	0,426	0,061	0,311	0,245	0,459	0,216	0,238	0,232	-0,002	0,314	0,440	0,119	-0,063	-0,096	1,000					
22	0,477	0,245	0,473	0,009	0,343	0,247	0,260	0,209	0,276	0,291	0,154	0,324	0,121	0,290	0,255	0,267	0,276	0,369	0,372	0,002	1,000				
23	0,271	0,493	0,100	0,520	0,362	0,388	0,130	0,569	0,345	0,451	0,408	0,270	0,365	0,120	0,471	0,558	0,312	0,002	0,112	0,408	0,105	1,000			
24	0,286	0,201	0,152	0,098	0,499	0,245	0,336	0,203	0,226	0,157	0,202	0,286	0,175	0,268	0,136	0,185	0,301	0,248	0,442	0,163	0,260	-0,013	1,000		

Fonte: Feito pela autora (2023)

A análise paralela apontou novamente para 2 dimensões, com VTE de 47,203%. Os índices dessa nova re-especificação estão apresentados na Tabela 5.



Tabela 5 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 23 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Itens	Cargas Fatoriais		Comunalidades	Parametrização dos itens				
	F 1	F 2		a1	a2	MDISC	d	MDIFF
1	0,679		0,525	0,984	0,129	0,992	-0,362	0,364
3		0,668	0,453	0,016	0,903	0,903	0,226	-0,250
4	0,700		0,419	0,918	-0,177	0,935	-0,386	0,412
5		0,774	0,472	-0,406	1,064	1,139	0,124	-0,109
6	0,550		0,417	0,720	0,221	0,753	-0,301	0,400
7		0,590	0,443	0,183	0,791	0,812	-0,102	0,125
8	0,542		0,292	0,644	-0,005	0,644	-0,574	0,892
9		0,656	0,459	0,061	0,892	0,894	-0,168	0,188
10		0,393	0,341	0,351	0,484	0,598	-0,023	0,039
11		0,595	0,428	0,148	0,786	0,800	0,435	-0,543
12		0,531	0,376	0,186	0,673	0,698	-0,084	0,121
13	0,485		0,363	0,607	0,246	0,655	0,077	-0,118
14		0,634	0,334	-0,192	0,776	0,800	-0,134	0,168
15	0,539		0,250	0,623	-0,115	0,633	-0,659	1,041
16		0,693	0,475	-0,011	0,956	0,956	0,085	-0,089
17		0,600	0,479	0,227	0,831	0,862	-0,171	0,199
18		0,350	0,229	0,229	0,398	0,459	-0,185	0,402
19	0,739		0,442	0,989	-0,299	1,033	-1,315	1,273
20	0,668		0,443	0,895	-0,007	0,895	-0,619	0,692
21		0,630	0,323	-0,215	0,765	0,795	0,549	-0,691
22	0,612		0,372	0,773	-0,007	0,773	-0,126	0,163
23		0,798	0,564	-0,173	1,208	1220,000	0,216	-0,177
24	0,489		0,263	0,570	0,055	0,572	-1,101	1,923
<i>Número de dimensões recomendadas pela AP</i>			2					
<i>Variância total explicada (VTE) (%)</i>			47,20%					
<i>Índices de unidimensionalidade</i>								
UniCo			0,869					
ECV			0,716					
MIREAL			0,314					
<i>Replicabilidade do Construto</i>								
Índice G-H (latente - observada)								
F1			0,875 – 0,756					
F2			0,905 – 0,818					
<i>Coefficientes de Confiabilidade</i>								
Ômega de McDonald ( $\omega$ )			0,892					
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )			0,893					
KR-20			0,885					
<i>Índices de qualidade (F1 / F2)</i>								
FDI			0,936 / 0,951					
EAP			0,875 / 0,905					
SR			2,651 / 3,092					
EPTD			91,40% / 92,70%					

a - discriminação do item; MDISC discriminação multidimensional do item  
d - intercepção do item; MDIFF - dificuldade multidimensional do item

Verificamos que a matriz de correlação no modelo do RMDQ-24 com 23 itens apresentou cargas fatoriais de F1 variando de 0,485 e 0,739, sendo a mais baixa a do item 13 (“As minhas costas doem quase o tempo todo”) e a mais alta a do item 19 (“Por causa de minhas costas, eu me visto com ajuda de outras pessoas”); e no F2 variaram de 0,350 e 0,798, sendo a mais baixa do item 18 (“Não durmo tão bem por causa de minhas costas”) e a mais alta do item 23 (“Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagorosamente do que o habitual”). As comunalidades variaram de 0,229 a 0,564.

Quatro itens apresentaram comunalidades abaixo de 0,30 e, para decidir qual item seria retirado, foram levados em consideração os itens com as comunalidades mais baixas, os indicadores da parametrização dos itens e o constructo teórico do questionário. Decidiu-se retirar o item 15 (“Meu apetite não é muito bom por causa das dores em minhas costas”) por apresentar baixa comunalidade, discriminação baixa e dificuldade alta do item, e por não contemplar o constructo do questionário.

A terceira re-especificação da análise foi realizada, agora com o modelo do RMDQ-24 com 22 itens (sem os itens 2 e 15 do modelo original). Os índices de adequação da amostra se mantiveram bons [KMO=0,83026; teste de esfericidade de Bartlett=5387,5 (df=231;p<0,001); determinante da matriz=0,000030928360795].

Na matriz de correlação tetracórica foi possível observar correlações entre 0,002 (entre os itens 19 e 23, e 21 e 22) e 0,585 (entre os itens 3 e 5) (Figura 3).

Figura 3 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 22 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023

Item	1	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	16	17	18	19	20	21	22	23	24	
1	1,000																						
3	0,332	1,000																					
4	0,424	0,012	1,000																				
5	0,091	0,585	-0,122	1,000																			
6	0,404	0,255	0,404	0,125	1,000																		
7	0,331	0,396	0,242	0,364	0,225	1,000																	
8	0,363	0,204	0,413	0,135	0,432	0,041	1,000																
9	0,285	0,429	0,180	0,359	0,286	0,485	0,083	1,000															
10	0,321	0,341	0,283	0,279	0,400	0,360	0,358	0,235	1,000														
11	0,408	0,428	0,189	0,298	0,196	0,478	0,123	0,520	0,182	1,000													
12	0,333	0,372	0,245	0,284	0,390	0,548	0,218	0,333	0,437	0,248	1,000												
13	0,495	0,253	0,337	0,220	0,334	0,438	0,160	0,392	0,255	0,447	0,141	1,000											
14	0,015	0,247	-0,008	0,340	0,224	0,282	0,176	0,346	0,377	0,355	0,449	0,043	1,000										
16	0,277	0,367	0,168	0,412	0,239	0,449	0,226	0,433	0,455	0,458	0,532	0,198	0,521	1,000									
17	0,332	0,495	0,180	0,393	0,390	0,399	0,215	0,503	0,405	0,474	0,333	0,411	0,324	0,344	1,000								
18	0,253	0,311	0,218	0,166	0,302	0,274	0,170	0,370	0,282	0,321	0,264	0,244	0,344	0,359	0,220	1,000							
19	0,494	0,065	0,361	-0,098	0,265	0,146	0,393	0,120	0,186	0,209	0,159	0,450	-0,102	0,075	0,234	0,049	1,000						
20	0,449	0,239	0,391	0,025	0,468	0,264	0,347	0,254	0,380	0,199	0,319	0,390	0,111	0,235	0,280	0,263	0,306	1,000					
21	0,179	0,367	0,029	0,363	0,155	0,426	0,061	0,311	0,245	0,459	0,216	0,238	0,232	0,314	0,440	0,119	-0,063	-0,096	1,000				
22	0,477	0,245	0,473	0,009	0,343	0,247	0,260	0,209	0,276	0,291	0,154	0,324	0,121	0,255	0,267	0,276	0,369	0,372	0,002	1,000			
23	0,271	0,493	0,100	0,520	0,362	0,388	0,130	0,569	0,345	0,451	0,408	0,270	0,365	0,471	0,558	0,312	0,002	0,112	0,408	0,105	1,000		
24	0,286	0,201	0,152	0,098	0,499	0,245	0,336	0,203	0,226	0,157	0,202	0,286	0,175	0,136	0,185	0,301	0,248	0,442	0,163	0,260	-0,013	1,000	

Fonte: Feito pela autora (2023)

A análise paralela apontou novamente para 2 dimensões, com VTE de 48,518%. Os índices da re-especificação estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 22 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Itens	Cargas Fatoriais		Comunalidades	Parametrização dos itens				
	F 1	F 2		a1	a2	MDISC	d	MDIFF
1		0,68	0,513	0,098	0,974	0,979	-0,357	0,365
3	0,688		0,459	0,936	-0,029	0,937	0,227	-0,242
4		0,736	0,442	-0,240	0,986	1,015	-0,393	0,388
5	0,794	-0,313	0,480	1,101	-0,434	1,184	0,125	-0,106
6		0,578	0,430	0,178	0,766	0,787	-0,305	0,387
7	0,592		0,441	0,793	0,169	0,810	-0,102	0,126
8		0,554	0,292	-0,034	0,658	0,659	-0,574	0,871
9	0,654		0,460	0,891	0,061	0,893	-0,168	0,189
10	0,371	0,306	0,345	0,458	0,379	0,594	-0,023	0,039
11	0,593		0,430	0,785	0,147	0,798	0,435	-0,545
12	0,511		0,376	0,647	0,214	0,682	-0,084	0,124
13		0,478	0,353	0,234	0,594	0,638	0,077	-0,120
14	0,614		0,317	0,743	-0,146	0,757	-0,132	0,175
16	0,665		0,467	0,911	0,048	0,912	0,085	-0,093
17	0,611		0,477	0,845	0,193	0,866	-0,171	0,198
18	0,334		0,230	0,381	0,245	0,453	-0,185	0,408
19		0,725	0,410	-0,308	0,944	0,993	-1,279	1,289
20		0,689	0,449	-0,052	0,928	0,930	-0,623	0,670
21	0,641		0,326	0,781	-0,226	0,813	0,550	-0,677
22		0,627	0,374	-0,042	0,793	0,794	-0,126	0,159
23	0,810		0,568	1,233	-0,197	1,249	0,217	-0,174
24		0,497	0,261	0,032	0,578	0,579	-1,099	1,899
<i>Número de dimensões recomendadas pela AP</i>			2					
<i>Variância total explicada (VTE) (%)</i>			48,51%					
<i>Índices de unidimensionalidade</i>								
UniCo			0,872					
ECV			0,724					
MIREAL			0,309					
<i>Replicabilidade do Construto</i>								
Índice G-H (latente - observada)								
F1			0,905 – 0,818					
F2			0,873 – 0,755					
<i>Coefficientes de Confiabilidade</i>								
Ômega de McDonald ( $\omega$ )			0,892					
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )			0,893					
KR-20			0,885					
<i>Índices de qualidade (F1 / F2)</i>								
FDI			0,952 / 0,934					
EAP			0,905 / 0,873					
SR			3,095 / 2,624					
EPTD			92,70% / 91,30%					

a - discriminação do item; MDISC discriminação multidimensional do item

d - intercepção do item; MDIFF - dificuldade multidimensional do item

Nessa nova especificação, as cargas fatoriais de F1 ficaram entre 0,334 e 0,810, sendo a mais baixa do item 18 (“Não durmo tão bem por causa de minhas

costas”) e a mais alta item 23 (“Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagorosamente do que o habitual”). Na F2, as cargas fatoriais ficaram entre 0,306 e 0,736, sendo a mais baixa do sendo a mais baixa do item 10 (“Eu somente fico de pé por períodos curtos de tempo por causa de minhas costas”) e a mais alta do do item 4 (“Por causa de minhas costas eu não estou fazendo nenhum dos meus trabalhos que geralmente faço em casa.”). As comunalidades variaram entre 0,230 e 0,568, e três itens apresentaram comunalidades abaixo de 0,30.

Observou-se que ocorreu dupla saturação do item 5 (“Por causa de minhas costas, eu uso o corrimão para subir escadas”) e 10. Entre os itens 5 e 10 que apresentaram dupla saturação, foi decidido retirar o item 10 devido ao menor valor de comunalidade e por ser considerado um item redundante, já que o item 6 (“Por causa de minhas costas, eu me deito para descansar frequentemente”) também indica a dificuldade de se permanecer em pé por causa da DL.

A quarta re-especificação da análise, agora com o modelo do RMDQ-24 com 21 itens (sem os itens 2, 15 e 10 do modelo original) manteve os índices de adequação da amostra se mantiveram bons [KMO=0,82378; teste de esferecidade de Bartlet=5072,0 (df=210; P<0,001); determinante da matriz=0,000057164925595].

Na matriz de correlação tetracórica foi possível observar correlações entre 0,002 (entre os itens 19 e 23, e 21 e 22) e 0,569 (entre os itens 9 e 23) (Figura 4).

Figura 4 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 21 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023

Item	1	3	4	5	6	7	8	9	11	12	13	14	16	17	18	19	20	21	22	23	24	
1	1.000																					
3	0.332	1.000																				
4	0.434	0.013	1.000																			
5	0.091	0.585	-0.122	1.000																		
6	0.404	0.255	0.404	0.125	1.000																	
7	0.331	0.396	0.242	0.364	0.225	1.000																
8	0.363	0.204	0.413	0.135	0.432	0.041	1.000															
9	0.285	0.429	0.180	0.359	0.286	0.485	0.083	1.000														
11	0.408	0.428	0.189	0.298	0.196	0.478	0.123	0.520	1.000													
12	0.333	0.372	0.245	0.284	0.390	0.548	0.218	0.333	0.248	1.000												
13	0.495	0.253	0.337	0.220	0.334	0.438	0.160	0.332	0.447	0.141	1.000											
14	0.015	0.247	-0.008	0.340	0.224	0.282	0.176	0.346	0.355	0.449	0.043	1.000										
16	0.277	0.367	0.168	0.412	0.239	0.449	0.226	0.433	0.458	0.532	0.198	0.521	1.000									
17	0.332	0.495	0.180	0.393	0.390	0.399	0.215	0.503	0.474	0.333	0.411	0.324	0.344	1.000								
18	0.253	0.311	0.218	0.166	0.302	0.274	0.170	0.370	0.321	0.264	0.244	0.344	0.359	0.220	1.000							
19	0.494	0.065	0.361	-0.098	0.265	0.146	0.393	0.120	0.209	0.159	0.450	-0.102	0.075	0.234	0.049	1.000						
20	0.449	0.239	0.391	0.025	0.468	0.264	0.347	0.254	0.199	0.319	0.390	0.111	0.235	0.280	0.263	0.306	1.000					
21	0.179	0.367	0.029	0.363	0.155	0.426	0.061	0.311	0.459	0.216	0.238	0.232	0.314	0.440	0.119	-0.063	-0.096	1.000				
22	0.477	0.245	0.473	0.009	0.343	0.247	0.260	0.209	0.291	0.154	0.324	0.121	0.255	0.267	0.276	0.369	0.372	0.002	1.000			
23	0.271	0.493	0.100	0.520	0.362	0.388	0.130	0.569	0.451	0.408	0.270	0.365	0.471	0.558	0.312	0.002	0.112	0.408	0.105	1.000		
24	0.286	0.201	0.152	0.098	0.499	0.245	0.336	0.203	0.157	0.202	0.286	0.175	0.136	0.185	0.301	0.248	0.442	0.163	0.260	-0.013	1.000	

Fonte: Feito pela autora (2023)

A análise paralela apontou novamente para 2 dimensões, com VTE de 49,873%. Os índices da re-especificação estão apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 21 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Itens	Cargas Fatoriais		Comunalidades	Parametrização dos itens				
	F 1	F 2		a1	a2	MDISC	d	MDIFF
1		0,676	0,523	0,134	0,979	0,988	-0,361	0,365
3	0,681		0,461	0,927	-0,006	0,927	0,227	-0,245
4		0,718	0,440	-0,204	0,960	0,981	-0,393	0,400
5	0,774		0,479	1,073	-0,404	1,146	0,125	-0,109
6		0,566	0,421	0,199	0,744	0,770	-0,302	0,392
7	0,591		0,443	0,792	0,187	0,814	-0,102	0,125
8		0,534	0,278	-0,016	0,628	0,629	-0,569	0,905
9	0,655		0,475	0,903	0,096	0,908	-0,171	0,188
11	0,598		0,451	0,806	0,186	0,828	0,444	-0,536
12	0,508		0,364	0,637	0,210	0,671	-0,083	0,124
13		0,483	0,366	0,258	0,607	0,660	0,078	-0,118
14	0,598		0,308	0,719	-0,140	0,733	-0,132	0,180
16	0,655		0,454	0,887	0,054	0,888	0,084	-0,094
17	0,607		0,475	0,838	0,209	0,864	-0,171	0,198
18	0,339		0,229	0,386	0,248	0,459	-0,185	0,402
19		0,712	0,416	-0,271	0,933	0,971	-1,286	1,325
20		0,670	0,439	-0,022	0,894	0,895	-0,617	0,690
21	0,627		0,326	0,764	-0,202	0,790	0,550	-0,696
22		0,618	0,376	-0,013	0,783	0,783	-0,126	0,162
23	0,798		0,570	1,216	-0,164	1,227	0,218	-0,178
24		0,490	0,263	0,054	0,571	0,574	-1,101	1,919
<i>Número de dimensões recomendadas pela AP</i>			2					
<i>Variância total explicada (VTE) (%)</i>			49,87%					
<i>Índices de unidimensionalidade</i>								
UniCo			0,872					
ECV			0,724					
MIREAL			0,309					
<i>Replicabilidade do Construto</i>								
Índice G-H (latente - observada)								
F1			0,902 – 0,810					
F2			0,867 – 0,743					
<i>Coefficientes de Confiabilidade</i>								
Ômega de McDonald ( $\omega$ )			0,889					
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )			0,890					
KR-20			0,885					
<i>Índices de qualidade (F1 / F2)</i>								
FDI			0,950 / 0,931					
EAP			0,902 / 0,867					
SR			3,029 / 2,551					
EPTD			92,60% / 91,00%					

a - discriminação do item; MDISC discriminação multidimensional do item

d - intercepção do item; MDIFF - dificuldade multidimensional do item

Observou-se que o modelo do RMDQ-24 com 21 itens apresentou cargas fatoriais do F1 variando de 0,339 e 0,798, sendo a mais baixa do item 18 (“Não durmo tão bem por causa de minhas costas”) e a mais alta do do item 23 (“Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagorosamente do que o habitual”). Já no F2, as cargas fatoriais variaram de 0,490 a 0,718, sendo a mais baixa do item 24 (“Fico na cama a maior parte do tempo por causa de minhas costas”) e a mais alta do item 4 (“Por causa de minhas costas eu não estou fazendo nenhum dos meus trabalhos que geralmente faço em casa.”). As comunalidades variaram de 0,229 a 0,570, com três itens apresentando comunalidades abaixo de 0,30.

Dentre os itens com as comunalidades baixas, optou-se por retirar o item 18 (“Não durmo tão bem por causa de minhas costas”) por apresentar o menor comunalidade e por não contemplar o constructo do questionário.

A quinta re-especificação da análise foi realizada então, agora com o modelo do RMDQ-24 com 20 itens (sem os itens 2, 15, 10 e 18 do modelo original). Os índices de adequação da amostra permitiram a fatorabilidade dos dados na matriz de correlação tetracórica [KMO=0,83874; teste de esferecidade de Bartlet=4784,6 (df=190; P<0,001); determinante da matriz=0,000100029773631].

Na matriz de correlação tetracórica foi possível observar correlações entre 0,002 (entre os itens 21 e 22 e 19 e 23) e 0,585 (entre os itens 3 e 5) (Figura 5).

Figura 5 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 20 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023

Item	1	3	4	5	6	7	8	9	11	12	13	14	16	17	19	20	21	22	23	24
1	1,000																			
3	0,332	1,000																		
4	0,434	0,013	1,000																	
5	0,091	0,585	-0,122	1,000																
6	0,404	0,255	0,404	0,125	1,000															
7	0,331	0,396	0,242	0,364	0,225	1,000														
8	0,363	0,204	0,413	0,135	0,432	0,041	1,000													
9	0,285	0,429	0,180	0,359	0,286	0,485	0,083	1,000												
11	0,408	0,428	0,189	0,298	0,196	0,478	0,123	0,520	1,000											
12	0,333	0,372	0,245	0,284	0,390	0,548	0,218	0,333	0,248	1,000										
13	0,495	0,253	0,337	0,220	0,334	0,438	0,160	0,332	0,447	0,141	1,000									
14	0,015	0,247	-0,008	0,340	0,224	0,282	0,176	0,346	0,355	0,449	0,043	1,000								
16	0,277	0,367	0,168	0,412	0,239	0,449	0,226	0,433	0,458	0,532	0,198	0,521	1,000							
17	0,332	0,495	0,180	0,393	0,390	0,399	0,215	0,503	0,474	0,333	0,411	0,324	0,344	1,000						
19	0,494	0,065	0,361	-0,098	0,265	0,146	0,393	0,120	0,209	0,159	0,450	-0,102	0,075	0,234	1,000					
20	0,449	0,239	0,391	0,025	0,468	0,264	0,347	0,254	0,199	0,319	0,390	0,111	0,235	0,280	0,306	1,000				
21	0,179	0,367	0,029	0,363	0,155	0,426	0,061	0,311	0,459	0,216	0,238	0,232	0,314	0,440	-0,063	-0,096	1,000			
22	0,477	0,245	0,473	0,009	0,343	0,247	0,260	0,209	0,291	0,154	0,324	0,121	0,255	0,267	0,369	0,372	0,002	1,000		
23	0,271	0,493	0,100	0,520	0,362	0,388	0,130	0,569	0,451	0,408	0,270	0,365	0,471	0,558	0,002	0,112	0,408	0,105	1,000	
24	0,286	0,201	0,152	0,098	0,499	0,245	0,336	0,203	0,157	0,202	0,286	0,175	0,136	0,185	0,248	0,442	0,163	0,260	-0,013	1,000

Fonte: Feito pela autora (2023)

A análise paralela apontou novamente para 2 dimensões, com VTE de 52,28%. Os índices dessa re-especificação estão apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 20 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Itens	Cargas Fatoriais		Comunalidades	Parametrização dos itens				
	F 1	F 2		a1	a2	MDISC	d	MDIFF
1	0,673		0,528	0,979	0,161	0,992	-0,363	0,366
3		0,675	0,459	0,009	0,918	0,918	0,227	-0,247
4	0,707		0,438	0,944	-0,179	0,961	-0,392	0,408
5		0,765	0,484	-0,382	1,065	1,131	0,126	-0,111
6	0,561		0,418	0,735	0,213	0,766	-0,301	0,394
7		0,592	0,447	0,200	0,797	0,822	-0,102	0,124
8	0,528		0,280	0,623	0,001	0,623	-0,570	0,915
9		0,648	0,468	0,104	0,889	0,895	-0,170	0,190
11		0,597	0,450	0,196	0,805	0,828	0,443	-0,535
12		0,510	0,365	0,218	0,640	0,676	-0,083	0,123
13	0,483		0,369	0,609	0,274	0,667	0,078	-0,117
14		0,584	0,298	-0,134	0,697	0,709	-0,131	0,184
16		0,648	0,447	0,062	0,872	0,874	0,083	-0,095
17		0,612	0,487	0,229	0,855	0,885	-0,173	0,195
19	0,707		0,424	0,932	-0,239	0,962	-1,295	1,347
20	0,661		0,436	0,881	-0,001	0,881	-0,616	0,699
21		0,624	0,332	-0,184	0,763	0,785	0,553	-0,704
22	0,608		0,371	0,767	0,003	0,767	-0,126	0,164
23		0,789	0,570	-0,143	1,203	1,212	0,218	-0,180
24	0,481		0,256	0,558	0,061	0,561	-1,095	1,952
<i>Número de dimensões recomendadas pela AP</i>			2					
<i>Variância total explicada (VTE) (%)</i>			52,28%					
<i>Índices de unidimensionalidade</i>								
UniCo			0,858					
ECV			0,707					
MIREAL			0,336					
<i>Replicabilidade do Construto</i>								
Índice G-H (latente - observada)								
F1			0,863 – 0,735					
F2			0,899 – 0,805					
<i>Coeficientes de Confiabilidade</i>								
Ômega de McDonald ( $\omega$ )			0,886					
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )			0,886					
KR-20			0,885					
<i>Índices de qualidade (F1 / F2)</i>								
FDI			0,929 / 0,948					
EAP			0,863 / 0,899					
SR			2,511 / 2,983					
EPTD			90,90% / 92,40%					

a - discriminação do item; MDISC discriminação multidimensional do item  
d - intercepção do item; MDIFF - dificuldade multidimensional do item

Nessa nova re-especificação, observou-se que as cargas fatoriais no F1 entre 0,481 e 0,707, sendo a mais baixa do item 24 (“Fico na cama a maior parte do tempo por causa de minhas costas”) e a mais alta dos itens 4 (“Por causa de minhas costas eu não estou fazendo nenhum dos meus trabalhos que geralmente faço em casa.”) e 19 (“Por causa de minhas costas, eu me visto com ajuda de outras pessoas”); enquanto no F2, as cargas fatoriais variaram entre 0,510 e 0,789, sendo a mais baixa do item 12 (“Encontro dificuldades em me levantar de uma cadeira por causa de minhas costas”) e a mais alta do 23 (“Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagarosamente do que o habitual.”). As comunalidades variaram de 0,256 e 0,570, e três itens apresentaram comunalidades abaixo de 0,30.

Dentre os itens com as comunalidades baixas, optou-se por retirar o item 24 por apresentar a menor comunalidade, maior índice de dificuldade do item e por ser considerado um item redundante no instrumento, semelhante ao item 6 (“Por causa de minhas costas, eu me deito para descansar frequentemente.”)

A sexta re-respecificação foi realizada para o modelo do RMDQ-24 com 19 itens (sem os itens 2, 15, 10, 18 e 24 do modelo original). Os índices de adequação da amostra continuaram adequados, permitindo a fatorabilidade dos dados [KMO=0,84311; teste de esferecidade de Bartlet=4530,4 (df=171;  $p < 0,001$ ); determinante da matriz=0,000164102357544].

Na matriz de correlação tetracórica foi possível observar correlações entre 0,002 (entre os itens 21 e 22 e 19 e 23) e 0,585 (entre os itens 3 e 5) (Figura 6).

Figura 6 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 19 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023

Item	1	3	4	5	6	7	8	9	11	12	13	14	16	17	19	20	21	22	23
1	1.000																		
3	0.332	1.000																	
4	0.434	0.013	1.000																
5	0.091	0.585	-0.122	1.000															
6	0.404	0.255	0.404	0.125	1.000														
7	0.331	0.396	0.242	0.364	0.225	1.000													
8	0.363	0.204	0.413	0.135	0.432	0.041	1.000												
9	0.285	0.429	0.180	0.359	0.286	0.485	0.083	1.000											
11	0.408	0.428	0.189	0.298	0.196	0.478	0.123	0.520	1.000										
12	0.333	0.372	0.245	0.284	0.390	0.548	0.218	0.333	0.248	1.000									
13	0.495	0.253	0.337	0.220	0.334	0.438	0.160	0.332	0.447	0.141	1.000								
14	0.015	0.247	-0.008	0.340	0.224	0.282	0.176	0.346	0.355	0.449	0.043	1.000							
16	0.277	0.367	0.168	0.412	0.239	0.449	0.226	0.433	0.458	0.532	0.198	0.521	1.000						
17	0.332	0.495	0.180	0.393	0.390	0.399	0.215	0.503	0.474	0.333	0.411	0.324	0.344	1.000					
19	0.494	0.065	0.361	-0.098	0.265	0.146	0.393	0.120	0.209	0.159	0.450	-0.102	0.075	0.234	1.000				
20	0.449	0.239	0.391	0.025	0.468	0.264	0.347	0.254	0.199	0.319	0.390	0.111	0.235	0.280	0.306	1.000			
21	0.179	0.367	0.029	0.363	0.155	0.426	0.061	0.311	0.459	0.216	0.238	0.232	0.314	0.440	-0.063	-0.096	1.000		
22	0.477	0.245	0.473	0.009	0.343	0.247	0.260	0.209	0.291	0.154	0.324	0.121	0.255	0.267	0.369	0.372	0.002	1.000	
23	0.271	0.493	0.100	0.520	0.362	0.388	0.130	0.569	0.451	0.408	0.270	0.365	0.471	0.558	0.002	0.112	0.408	0.105	1.000

Fonte: Feito pela autora (2023)



A análise paralela apontou novamente para 2 dimensões, com VTE de 50,936%. Os índices da re-especificação estão apresentados na Tabela 9.

Tabela 9 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 19 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Itens	Cargas Fatoriais		Comunalidades	Parametrização dos itens				
	F 1	F 2		a1	a2	MDISC	d	MDIFF
1	0,683		0,544	1,011	0,167	1,025	-0,369	0,360
3		0,678	0,459	-0,001	0,921	0,921	0,227	-0,246
4	0,731		0,470	1,005	-0,188	1,022	-0,404	0,395
5		0,766	0,487	-0,396	1,070	1,141	0,126	-0,111
6	0,521		0,384	0,663	0,234	0,703	-0,293	0,416
7		0,594	0,446	0,196	0,799	0,823	-0,102	0,124
8	0,509		0,266	0,595	0,017	0,595	-0,564	0,949
9		0,648	0,467	0,105	0,887	0,893	-0,169	0,190
11		0,593	0,452	0,209	0,802	0,829	0,444	-0,536
12		0,515	0,366	0,213	0,646	0,681	-0,084	0,123
13	0,485		0,373	0,612	0,279	0,673	0,078	-0,116
14		0,589	0,302	-0,153	0,705	0,722	-0,131	0,181
16		0,648	0,449	0,066	0,873	0,875	0,083	-0,095
17		0,613	0,489	0,234	0,857	0,889	-0,173	0,195
19	0,714		0,437	0,951	-0,236	0,980	-1,309	1,336
20	0,630		0,407	0,819	0,024	0,819	-0,600	0,733
21		0,624	0,332	-0,194	0,763	0,787	0,553	-0,702
22	0,613		0,379	0,778	0,009	0,778	-0,127	0,163
23		0,781	0,567	-0,114	1,186	1,191	0,217	-0,182
<i>Número de dimensões recomendadas pela AP</i>			2					
<i>Variância total explicada (VTE) (%)</i>			51,30%					
<i>Índices de unidimensionalidade</i>								
UniCo			0,850					
ECV			0,709					
MIREAL			0,331					
<i>Replicabilidade do Construto</i>								
Índice G-H (latente - observada)								
F1			0,857 – 0,725					
F2			0,899 – 0,804					
<i>Coefficientes de Confiabilidade</i>								
Ômega de McDonald ( $\omega$ )			0,883					
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )			0,884					
KR-20			0,885					
<i>Índices de qualidade (F1 / F2)</i>								
FDI			0,926 / 0,948					
EAP			0,857 / 0,899					
SR			2,450 / 2,983					
EPTD			90,60% / 92,40%					

a - discriminação do item; MDISC discriminação multidimensional do item  
d - intercepção do item; MDIFF - dificuldade multidimensional do item

As cargas fatoriais em F1 entre 0,485 e 0,731, sendo a mais baixa do item 13 (“As minhas costas doem quase o tempo todo”) e a mais alta do item 4 (“Por causa de minhas costas eu não estou fazendo nenhum dos meus trabalhos que geralmente faço em casa”); e no F2 as cargas fatoriais ficaram entre 0,515 e 0,781, sendo a mais baixa do item 12 e a mais alta do item 23 (“Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagorosamente do que o habitual”). As comunalidades variaram de 0,266 a 0,567, sendo apenas um item com a comunalidade abaixo de 0,30.

Uma vez que havia sete itens com comunalidades abaixo de 0,40 e a VTE ainda encontrava-se abaixo do esperado, foram analisado todos os itens que se mantiveram no questionário. Dois itens não contemplavam o constructo do instrumento: o item 13 (“As minhas costas doem quase o tempo todo”) e o item 22 (“Por causa de minhas dores nas costas fico mais irritado e mal-humorado com as pessoas do que o habitua”), e dois itens eram redundantes, os itens 7 (“Por causa de minhas costas, eu tenho que me apoiar em alguma coisa para me levantar”) e 12 (“Encontro dificuldades em me levantar de uma cadeira por causa de minhas costas”).

Vale ressaltar que houve a tentativa de retirada do item 8 (“Por causa de minhas costas, tento conseguir com que outras pessoas façam as coisas por mim.”) por apresentar comunalidade de 0,266. Porém, após a análise, ocorreu dupla saturação no item 5 (“Por causa de minhas costas, eu uso o corrimão para subir escadas”), que é um item que apresenta bons valores de carga fatorial e comunalidade, discriminação moderada e baixa dificuldade do item.

Portanto, dentre os itens 13, 22, 7 e 12, optou-se por retirar item 22 por apresentar maior número de correlações baixas com os outros itens observados na matriz de correlação tetracórica e por não contemplar o constructo do questionário.

A sétima re-especificação da análise foi realizada com o modelo do RMDQ-24 com 18 itens (sem os itens 2, 15, 10, 18, 24 e 22 do modelo original). Todos os indivíduos da amostra foram incluídos novamente na AFE, que mostrou bons os índices de adequação da amostra [KMO=0,83684; teste de esferecidade de Bartlet=423,0 (df=153; p<0,001); determinante da matriz=0,000292863811745].

Na matriz de correlação tetracórica foi possível observar correlações entre 0,002 (entre os itens 21 e 22 e 19 e 23) e 0,569 (entre os itens 9 e 23) (Figura 7).

Figura 7 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 18 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023

Item	1	3	4	5	6	7	8	9	11	12	13	14	16	17	19	20	21	23
1	1.000																	
3	0.332	1.000																
4	0.434	0.013	1.000															
5	0.091	0.585	-0.122	1.000														
6	0.404	0.255	0.404	0.125	1.000													
7	0.331	0.396	0.242	0.364	0.225	1.000												
8	0.363	0.204	0.413	0.135	0.432	0.041	1.000											
9	0.285	0.429	0.180	0.359	0.286	0.485	0.083	1.000										
11	0.408	0.428	0.189	0.298	0.196	0.478	0.123	0.520	1.000									
12	0.333	0.372	0.245	0.284	0.390	0.548	0.218	0.333	0.248	1.000								
13	0.495	0.253	0.337	0.220	0.334	0.438	0.160	0.332	0.447	0.141	1.000							
14	0.015	0.247	-0.008	0.340	0.224	0.282	0.176	0.346	0.355	0.449	0.043	1.000						
16	0.277	0.367	0.168	0.412	0.239	0.449	0.226	0.433	0.458	0.532	0.198	0.521	1.000					
17	0.332	0.495	0.180	0.393	0.390	0.399	0.215	0.503	0.474	0.333	0.411	0.324	0.344	1.000				
19	0.494	0.065	0.361	-0.098	0.265	0.146	0.393	0.120	0.209	0.159	0.450	-0.102	0.075	0.234	1.000			
20	0.449	0.239	0.391	0.025	0.468	0.264	0.347	0.254	0.199	0.319	0.390	0.111	0.235	0.280	0.306	1.000		
21	0.179	0.367	0.029	0.363	0.155	0.426	0.061	0.311	0.459	0.216	0.238	0.232	0.314	0.440	-0.063	-0.096	1.000	
23	0.271	0.493	0.100	0.520	0.362	0.388	0.130	0.569	0.451	0.408	0.270	0.365	0.471	0.558	0.002	0.112	0.408	1.000

Fonte: Feito pela autora (2023)

A análise paralela apontou novamente para 2 dimensões, com VTE de 51,84%. Os índices da re-especificação estão apresentados na Tabela 10.

Tabela 10 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 18 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Itens	Cargas Fatoriais		Comunalidades	Parametrização dos itens				
	F 1	F 2		a1	a2	MDISC	d	MDIFF
1	0,671		0,529	0,978	0,170	0,993	-0,363	0,366
3		0,685	0,458	-0,026	0,930	0,931	0,227	-0,244
4	0,702		0,436	0,935	-0,165	0,950	-0,391	0,412
5		0,761	0,482	-0,390	1,058	1,128	0,126	-0,111
6	0,532		0,393	0,683	0,229	0,720	-0,295	0,410
7		0,595	0,446	0,194	0,800	0,823	-0,102	0,124
8	0,525		0,280	0,618	0,010	0,619	-0,570	0,921
9		0,649	0,467	0,102	0,888	0,894	-0,169	0,189
11		0,600	0,449	0,189	0,809	0,831	0,443	-0,533
12		0,508	0,373	0,237	0,642	0,684	-0,084	0,123
13	0,494		0,380	0,627	0,277	0,686	0,078	-0,114
14		0,595	0,304	-0,170	0,713	0,733	-0,131	0,179
16		0,656	0,448	0,041	0,882	0,883	0,083	-0,094
17		0,613	0,488	0,233	0,857	0,888	-0,173	0,195
19	0,722		0,446	0,970	-0,242	1,000	-1,320	1,321
20	0,637		0,414	0,832	0,021	0,832	-0,604	0,726
21		0,616	0,327	-0,176	0,751	0,772	0,551	-0,713
23		0,774	0,562	-0,096	1,170	1,174	0,216	-0,184
<i>Número de dimensões recomendadas pela AP</i>			2					
<i>Variância total explicada (VTE) (%)</i>			51,84%					
<i>Índices de unidimensionalidade</i>								
UniCo			0,846					
ECV			0,718					
MIREAL			0,315					
<i>Replicabilidade do Construto</i>								
Índice G-H (latente - observada)								
F1			0,842 – 0,699					
F2			0,899 – 0,802					
<i>Coefficientes de Confiabilidade</i>								
Ômega de McDonald ( $\omega$ )			0,879					
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )			0,881					
KR-20			0,885					
<i>Índices de qualidade (F1 / F2)</i>								
FDI			0,917 / 0,948					
EAP			0,842 / 0,899					
SR			2,305 / 2,977					
EPTD			90,10% / 92,40%					

a - discriminação do item; MDISC discriminação multidimensional do item

d - interceptação do item; MDIFF - dificuldade multidimensional do item

Nesse modelo com 18 itens, as cargas fatoriais de F1 variaram entre 0,494 e 0,722, sendo a mais baixa do item 13 (“As minhas costas doem quase o tempo todo”) e a mais alta do item 19 (“Por causa de minhas costas, eu me visto com ajuda

de outras pessoas”); e no F2 ficaram entre 0,595 a 0,774, sendo a mais baixa dos itens 7 (“Por causa de minhas costas, eu tenho que me apoiar em alguma coisa para me levantar de uma cadeira normal”) e 14 (“Tenho dificuldade em me virar na cama por causa de minhas costas”), e a mais alta do item 23 (“Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagorosamente do que o habitual”). As comunalidades variaram de 0,280 e 0,562.

Dentre os itens redundantes o item 7 (“Por causa de minhas costas, eu tenho que me apoiar em alguma coisa para me levantar de uma cadeira normal”), o item 12 (“Encontro dificuldades em me levantar de uma cadeira por causa de minhas costas”), e o item 13 (“As minhas costas doem quase o tempo todo”) foi feita a retirada do item 13 por não contemplar o constructo do questionário que é a avaliação da incapacidade física pela DL e por apresentar o maior número de correlações baixas com outros itens na matriz de correlação tetracórica.

A oitava re-especificação da análise, agora com o modelo do RMDQ-24 com 17 itens (sem os itens 2, 15, 10, 18, 24, 22 e 13 do modelo original). Os índices de adequação da amostra mantiveram-se bons, permitindo a fatorabilidade dos dados na matriz de correlação tetracórica [KMO=0,83737; teste de esferecidade de Bartlet=3837,1 (df=136; P<0,001); determinante da matriz=0,000628647514923].

Na matriz de correlação tetracórica foi possível observar correlações entre 0,002 (entre os itens 19 e 23) e 0,585 (entre os itens 3 e 5) (Figura 8).

Figura 8 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 17 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023

Item	1	3	4	5	6	7	8	9	11	12	14	16	17	19	20	21	23
1	1.000																
3	0.332	1.000															
4	0.434	0.013	1.000														
5	0.091	0.585	-0.122	1.000													
6	0.404	0.255	0.404	0.125	1.000												
7	0.331	0.396	0.242	0.364	0.225	1.000											
8	0.363	0.204	0.413	0.135	0.432	0.041	1.000										
9	0.285	0.429	0.180	0.359	0.286	0.485	0.083	1.000									
11	0.408	0.428	0.189	0.298	0.196	0.478	0.123	0.520	1.000								
12	0.333	0.372	0.245	0.284	0.390	0.548	0.218	0.333	0.248	1.000							
14	0.015	0.247	-0.008	0.340	0.224	0.282	0.176	0.346	0.355	0.449	1.000						
16	0.277	0.367	0.168	0.412	0.239	0.449	0.226	0.433	0.458	0.532	0.521	1.000					
17	0.332	0.495	0.180	0.393	0.390	0.399	0.215	0.503	0.474	0.333	0.324	0.344	1.000				
19	0.494	0.065	0.361	-0.098	0.265	0.146	0.393	0.120	0.209	0.159	-0.102	0.075	0.234	1.000			
20	0.449	0.239	0.391	0.025	0.468	0.264	0.347	0.254	0.199	0.319	0.111	0.235	0.280	0.306	1.000		
21	0.179	0.367	0.029	0.363	0.155	0.426	0.061	0.311	0.459	0.216	0.232	0.314	0.440	-0.063	-0.096	1.000	
23	0.271	0.493	0.100	0.520	0.362	0.388	0.130	0.569	0.451	0.408	0.365	0.471	0.558	0.002	0.112	0.408	1.000

Fonte: Feito pela autora (2023)

A análise paralela apontou novamente para 2 dimensões, com VTE de 54,15%. Os índices da re-especificação estão apresentados na Tabela 11.

Tabela 11 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 17 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Itens	Cargas Fatoriais		Comunalidades	Parametrização dos itens				
	F 1	F 2		a1	a2	MDISC	d	MDIFF
1		0,627	0,492	0,222	0,880	0,908	-0,350	0,385
3	0,686		0,461	0,935	-0,028	0,935	0,227	-0,243
4		0,697	0,447	-0,123	0,936	0,944	-0,395	0,418
5	0,747		0,482	1,038	-0,399	1,112	0,125	-0,113
6		0,545	0,416	0,258	0,713	0,759	-0,301	0,396
7	0,608		0,433	0,807	0,150	0,821	-0,101	0,123
8		0,558	0,322	0,031	0,677	0,678	-0,587	0,866
9	0,657		0,466	0,899	0,086	0,903	-0,169	0,188
11	0,618		0,435	0,823	0,128	0,833	0,437	-0,525
12	0,507		0,399	0,654	0,301	0,720	-0,086	0,119
14	0,572		0,297	0,682	-0,112	0,691	-0,130	0,189
16	0,648		0,453	0,876	0,084	0,880	0,084	-0,095
17	0,627		0,480	0,869	0,199	0,892	-0,172	0,192
19		0,663	0,392	-0,168	0,850	0,866	-1,261	1,455
20		0,627	0,417	0,059	0,821	0,824	-0,605	0,735
21	0,617		0,333	0,756	-0,205	0,783	0,553	-0,706
23	0,770		0,563	1,164	-0,089	1,168	0,216	-0,185
<i>Número de dimensões recomendadas pela AP</i>			2					
<i>Variância total explicada (VTE) (%)</i>			54,15%					
<i>Índices de unidimensionalidade</i>								
UniCo			0,827					
ECV			0,716					
MIREAL			0,308					
<i>Replicabilidade do Construto</i>								
<i>Índice G-H (latente - observada)</i>								
F1			0,897 – 0,799					
F2			0,821 – 0,666					
<i>Coefficientes de Confiabilidade</i>								
Ômega de McDonald ( $\omega$ )			0,87					
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )			0,884					
KR-20			0,885					
<i>Índices de qualidade (F1 / F2)</i>								
FDI			0,947 / 0,906					
EAP			0,897 / 0,821					
SR			2,956 / 2,139					
EPTD			92,40% / 89,30%					

a - discriminação do item; MDISC discriminação multidimensional do item  
d - intercepção do item; MDIFF - dificuldade multidimensional do item

Fez-se uma última análise para decidir qual dois itens redundantes seriam excluídos, uma vez que o instrumento ainda apresentava 5 itens com comunalidades abaixo de 0,40 e a VTE estava abaixo do recomendado: item 7 (“Por causa de minhas costas, eu tenho que me apoiar em alguma coisa para me levantar de uma cadeira normal”) e 12 (“Encontro dificuldades em me levantar de uma cadeira por causa de minhas costas”). Optou-se por retirar o item 12 por apresentar menor comunalidade.

A nona re-especificação com o modelo do RMDQ-24 com 16 itens (sem os itens 2, 15, 10, 18, 24, 22, 13 e 12 do modelo original) mantiveram os índices de adequação da amostra mantiveram-se bons, permitindo a fatorabilidade dos dados na matriz de correlação tetracórica [KMO=0,84005; teste de esferecidade de Bartlet=3427,9 (df=120;  $P < 0,001$ ); determinante da matriz=0,001385544665462].

Na matriz de correlação tetracórica foi possível observar correlações entre 0,002 (entre os itens 19 e 23) e 0,585 (entre os itens 3 e 5) (Figura 9).

Figura 9 – Matriz de correlação tetracórica do RMDQ-24 com 16 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023

Item	1	3	4	5	6	7	8	9	11	14	16	17	19	20	21	23
1	1.000															
3	0.332	1.000														
4	0.434	0.013	1.000													
5	0.091	0.585	-0.122	1.000												
6	0.404	0.255	0.404	0.125	1.000											
7	0.331	0.396	0.242	0.364	0.225	1.000										
8	0.363	0.204	0.413	0.135	0.432	0.041	1.000									
9	0.285	0.429	0.180	0.359	0.286	0.485	0.083	1.000								
11	0.408	0.428	0.189	0.298	0.196	0.478	0.123	0.520	1.000							
14	0.015	0.247	-0.008	0.340	0.224	0.282	0.176	0.346	0.355	1.000						
16	0.277	0.367	0.168	0.412	0.239	0.449	0.226	0.433	0.458	0.521	1.000					
17	0.332	0.495	0.180	0.393	0.390	0.399	0.215	0.503	0.474	0.324	0.344	1.000				
19	0.494	0.065	0.361	-0.098	0.265	0.146	0.393	0.120	0.209	-0.102	0.075	0.234	1.000			
20	0.449	0.239	0.391	0.025	0.468	0.264	0.347	0.254	0.199	0.111	0.235	0.280	0.306	1.000		
21	0.179	0.367	0.029	0.363	0.155	0.426	0.061	0.311	0.459	0.232	0.314	0.440	-0.063	-0.096	1.000	
23	0.271	0.493	0.100	0.520	0.362	0.388	0.130	0.569	0.451	0.365	0.471	0.558	0.002	0.112	0.408	1.000

Fonte: Feito pela autora (2023)

A análise paralela apontou novamente para 2 dimensões, com VTE de 57,027%. Os índices dessa última re-especificação estão apresentados na Tabela 12.

Tabela 12 – Análise fatorial exploratória do RMDQ-24: modelo com 16 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Itens	Cargas Fatoriais		Comunalidades	Parametrização dos itens				
	F 1	F 2		a1	a2	MDISC	d	MDIFF
1	0,637		0,500	0,901	0,223	0,928	-0,353	0,380
3		0,681	0,466	0,006	0,933	0,933	0,229	-0,245
4	0,692		0,445	0,929	-0,122	0,937	-0,394	0,421
5		0,742	0,487	-0,366	1,036	1,099	0,126	-0,115
6	0,546		0,406	0,709	0,247	0,751	-0,298	0,397
7		0,582	0,399	0,151	0,751	0,766	-0,098	0,128
8	0,560		0,325	0,682	0,034	0,683	-0,589	0,862
9		0,658	0,481	0,124	0,913	0,921	-0,172	0,186
11		0,626	0,463	0,174	0,854	0,871	0,448	-0,515
14		0,549	0,276	-0,107	0,645	0,654	-0,129	0,197
16		0,625	0,424	0,088	0,824	0,829	0,081	-0,098
17		0,629	0,500	0,244	0,890	0,923	-0,175	0,190
19	0,663		0,399	0,855	-0,162	0,871	-1,267	1,456
20	0,624		0,410	0,813	0,055	0,815	-0,602	0,739
21		0,618	0,342	-0,176	0,761	0,781	0,557	-0,713
23		0,764	0,567	-0,050	1,161	1,162	0,217	-0,187
<i>Número de dimensões recomendadas pela AP</i>			2					
<i>Variância total explicada (VTE) (%)</i>			57,02%					
<i>Índices de unidimensionalidade</i>								
UniCo			0,814					
ECV			0,700					
MIREAL			0,323					
<i>Replicabilidade do Construto</i>								
Índice G-H (latente - observada)								
F1			0,817 – 0,659					
F2			0,891 – 0,785					
<i>Coefficientes de Confiabilidade</i>								
Ômega de McDonald ( $\omega$ )			0,870					
Alpha de Cronbach ( $\alpha$ )			0,884					
KR-20			0,885					
<i>Índices de qualidade (F1 / F2)</i>								
FDI			0,904 / 0,944					
EAP			0,817 / 0,891					
SR			2,116 / 2,858					
EPTD			89,20% / 91,10%					

a - discriminação do item; MDISC discriminação multidimensional do item

d - interpretação do item; MDIFF - dificuldade multidimensional do item

Embora o item 14 (“Tenho dificuldade em me virar na cama por causa de minhas costas”) tenha apresentado a comunalidade abaixo de 0,30, não seguimos com mais re-especificações, pois todos os outros índices estavam dentro da normalidade esperada e o construto poderia ficar descoberto com mais retiradas de itens. Dessa forma, pode-se observar a comparação entre a versão original do



RMDQ-24 e a versão final, com 16 itens, após todas as re-especificações feitas nesse estudo na Tabela 13.

Tabela 13 – Comparação entre a versão original e a versão final do RMDQ-24. São Paulo, 2023.

Item	Versão Original do RMDQ-24	Versão final do RMDQ-24 após as re-especificações
1	Fico em casa a maior parte do tempo por causa de minhas costas.	Fico em casa a maior parte do tempo por causa de minhas costas.
2	Mudo de posição frequentemente tentando deixar minhas costas confortáveis.	
3	Ando mais devagar que o habitual por causa de minhas costas.	Ando mais devagar que o habitual por causa de minhas costas.
4	Por causa de minhas costas eu não estou fazendo nenhum dos meus trabalhos que geralmente faço em casa.	Por causa de minhas costas eu não estou fazendo nenhum dos meus trabalhos que geralmente faço em casa.
5	Por causa de minhas costas, eu uso o corrimão para subir escadas.	Por causa de minhas costas, eu uso o corrimão para subir escadas.
6	Por causa de minhas costas, eu me deito para descansar frequentemente.	Por causa de minhas costas, eu me deito para descansar frequentemente.
7	Por causa de minhas costas, eu tenho que me apoiar em alguma coisa para me levantar de uma cadeira normal.	Por causa de minhas costas, eu tenho que me apoiar em alguma coisa para me levantar de uma cadeira normal.
8	Por causa de minhas costas, tento conseguir com que outras pessoas façam as coisas por mim.	Por causa de minhas costas, tento conseguir com que outras pessoas façam as coisas por mim.
9	Eu me visto mais lentamente que o habitual por causa de minhas costas.	Eu me visto mais lentamente que o habitual por causa de minhas costas.
10	Eu somente fico de pé por períodos curtos de tempo por causa de minhas costas.	
11	Por causa de minhas costas evito me abaixar ou me ajoelhar.	Por causa de minhas costas evito me abaixar ou me ajoelhar.
12	Encontro dificuldades em me levantar de uma cadeira por causa de minhas costas.	
13	As minhas costas doem quase o tempo todo.	
14	Tenho dificuldade em me virar na cama por causa de minhas costas.	Tenho dificuldade em me virar na cama por causa de minhas costas.
15	Meu apetite não é muito bom por causa das dores em minhas costas.	
16	Tenho problemas para colocar minhas meias (ou meia calça) por causa das dores em minhas costas.	Tenho problemas para colocar minhas meias (ou meia calça) por causa das dores em minhas costas.
17	Caminho apenas curtas distâncias por causa de minhas dores nas costas.	Caminho apenas curtas distâncias por causa de minhas dores nas costas.
18	Não durmo tão bem por causa de minhas costas.	
19	Por causa de minhas costas, eu me visto com ajuda de outras pessoas.	Por causa de minhas costas, eu me visto com ajuda de outras pessoas.
20	Fico sentado a maior parte do dia por causa de minhas costas.	Fico sentado a maior parte do dia por causa de minhas costas.
21	Evito trabalhos pesados em casa por causa de minhas costas.	Evito trabalhos pesados em casa por causa de minhas costas.
22	Por causa de minhas dores nas costas, fico mais irritado e mal humorado com as pessoas do que o habitual.	
23	Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagarosamente do que o habitual.	Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagarosamente do que o habitual.
24	Fico na cama a maior parte do tempo por causa de minhas costas.	

Na sequência, os itens com as cargas fatoriais mais alta de cada dimensão foram usadas como referência para nomear cada fator <sup>163</sup>. No fator 1, o item 4 (“Por

causa de minhas costas eu não estou fazendo nenhum dos meus trabalhos que geralmente faço em casa.”) teve a maior carga fatorial de 0,686, sendo nomeada a dimensão de “Capacidade Funcional”; e no fator 2, o item 23 (“Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagorosamente do que o habitual”) teve a maior carga fatorial de 0,765, sendo nomeada a dimensão de “Mobilidade”. Os itens com as respectivas cargas fatoriais e comunalidades da versão final do questionário, agora chamado de RMDQ-16, estão apresentadas na Tabela 14.

Tabela 14 – Análise qualitativa da versão final do RMDQ-24: modelo com 16 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Item	Limitação	Fator 1 – Capacidade Funcional
1	Fico em casa a maior parte do tempo por causa de minhas costas,	0,637
4	Por causa de minhas costas eu não estou fazendo nenhum dos meus trabalhos que geralmente faço em casa,	<b>0,692</b>
6	Por causa de minhas costas, eu me deito para descansar frequentemente,	0,546
8	Por causa de minhas costas, tento conseguir com que outras pessoas façam as coisas por mim,	0,560
19	Por causa de minhas costas, eu me visto com ajuda de outras pessoas	0,663
20	Fico sentado a maior parte do dia por causa de minhas costas	0,624
		Fator 2 - Mobilidade
3	Ando mais devagar que o habitual por causa de minhas costas,	0,681
5	Por causa de minhas costas, eu uso o corrimão para subir escadas,	0,742
7	Por causa de minhas costas, eu tenho que me apoiar em alguma coisa para me levantar de uma cadeira normal,	0,582
9	Eu me visto mais lentamente que o habitual por causa de minhas costas,	0,658
11	Por causa de minhas costas evito me abaixar ou me ajoelhar,	0,626
14	Tenho dificuldade em me virar na cama por causa de minhas costas	0,549
16	Tenho problemas para colocar minhas meias (ou meia calça) por causa das dores em minhas costas,	0,625
17	Caminho apenas curtas distâncias por causa de minhas dores nas costas,	0,629
21	Evito trabalhos pesados em casa por causa de minhas costas	0,618
23	Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagorosamente do que o habitual,	<b>0,764</b>

*A carga fatorial de maior valor está destacada em negrito.*

## 5.2. Semi-AFC

Após a finalização da AFE com o RMDQ-16, foram observados os dados da semi-AFC para o RMDQ-16, com bootstrap de 3000 casos que mostrou, em sua maioria, índices de bom ajuste de modelo, conforme descritos na Tabela 15.

Tabela 15 – Índices de ajuste do modelo final do RMDQ-24 com 16 itens e 2 dimensões. São Paulo, 2023.

Índices de Ajuste	Valor
$\chi^2$ ; p	$\chi^2 = 161,567$ ; $p < 0,001$
RMSEA (IC 95%)	0,39 (0,0327-0,0359)
RMSR (IC 95%)	0,0614 (0,061-0,062)
WRMR (IC 95%)	0,0407 (0,040-0,041)
NNFI (IC 95%)	0,970 (0,971-0,985)
GFI (IC 95%)	0,996 (0,997-0,999)
AGFI (IC 95%)	0,992 (0,995-0,998)

## ***DISCUSSÃO***

---

## 6. DISCUSSÃO

O objetivo do estudo foi verificar as evidências de validade da estrutura interna do instrumento RMDQ-24 na população idosa com DLc residente na comunidade. Os resultados mostraram que, para a população estudada, o instrumento tem dezesseis itens e apresenta dois fatores: “capacidade funcional” e “mobilidade”. O RMDQ-16 apresentou a maioria dos índices de ajuste adequado e confiabilidade aceitável. Porém, a replicabilidade se manteve inadequada, indicando que a variável latente do instrumento é instável e não é bem definida.

O presente estudo apresentou a maioria dos participantes do sexo feminino, baixo nível educacional, baixa renda, eram ativos e não fumantes.

Estudos sobre prevalência de DL mostram que há maior incidência da doença em indivíduos do sexo feminino <sup>32; 170; 171; 172; 173</sup>, inclusive sendo considerado como um fator de risco para desenvolver a DLc <sup>51; 174</sup>. Wong e col. <sup>61</sup> concluíram em uma revisão sistemática com meta-análise que as mulheres são mais vulneráveis à DLc devido à sensibilidade genética, maior dificuldade em manejar dores crônicas, e por fatores hormonais após a menopausa, que poderiam acelerar o processo de degeneração do sistema musculoesquelético. Além disso, mulheres também buscariam pelo serviço de saúde com mais frequência do que os indivíduos do sexo masculino <sup>175</sup>, o que poderia indicar maior prevalência de mulheres com DLc no presente estudo.

Os níveis socioeconômico e de escolaridade têm sido associado à DLc <sup>176; 177</sup>. Romero e col. <sup>178</sup> mostraram que a prevalência da DLc é menor em indivíduos com maior renda e nível de escolaridade. As chances do indivíduo com DLc receber orientação e o tratamento adequado aumentam em 31% para aqueles que têm nível de ensino superior, e 24% para aqueles que estão entre a classe A e B <sup>178</sup>. Corroborando com o estudo anterior, Großschädl e col. <sup>179</sup> também observaram maior prevalência da DL em indivíduos com baixo nível educacional, que foi 31,5% maior quando comparado àqueles com alta escolaridade.

O baixo nível educacional e socioeconômico também está associado a outros fatores de risco: tipo e condições de ocupação, como passar a maior parte do tempo nas atividades do lar <sup>180</sup>, permanecer em atividades que exigem esforço físico e repetitivo, etc. <sup>170</sup>, e impossibilidade de se ausentar no trabalho em busca de tratamento <sup>181</sup>; e menor acesso à informação, dificultando o conhecimento acerca da evolução da DLc <sup>170</sup>.

Em relação ao nível de atividade física, Shiri e col. <sup>176</sup> observaram que pessoas idosas ativas têm menor risco de desenvolver DLc quando comparadas aos sedentários. Vadalà e col. <sup>182</sup> mostraram em um estudo de revisão sistemática que a atividade física pode ser uma forma de diminuir a intensidade da dor e a incapacidade física nessa população. Porém, Solovev e col. <sup>183</sup> encontraram maior prevalência de DLc em pessoas idosas com níveis de atividade física baixa ou alta, concluindo que o nível de atividade física moderado seria o mais indicado.

Embora ser fisicamente ativo seja uma das formas de prevenção e manejo da DLc em adultos jovens <sup>184</sup>, os estudos na população idosa são de baixa qualidade e sugerem que a relação entre o nível de atividade física e os sintomas de dor e de incapacidade física do adulto idoso com DLc ainda é incerta <sup>182</sup>.

Ser fumante tem sido considerado um dos fatores de risco para desenvolver a DLc <sup>157</sup>. Sribastav e col. <sup>185</sup> mostraram que indivíduos fumantes tinham maior intensidade de dor e incapacidade física, e menor qualidade de vida comparado aos não fumantes. Já Park e col. <sup>186</sup> observaram que ser fumante poderia não ser tão reletante para influenciar nos sintomas da DLc quando comparado a outros hábitos de vida, como, por exemplo, o consumo excessivo de álcool.

A maioria dos participantes do presente estudo eram não fumantes e apresentavam alta intensidade de dor. É provável que o estilo de vida não saudável poderia ter maior influencia nos sintomas da DLc do que apenas um único hábito, como ser sedentário, consumo excessivo de álcool, ter índice de massa corpórea elevado, má qualidade de sono e saúde mental comprometida <sup>173; 181; 186; 187</sup>.

Vários estudos já questionaram a dimensionalidade do RMDQ-24. Igwesi-Chidobe e col. <sup>188</sup> analisaram a estrutura interna do RMDQ-24 por meio da AFE na população jovem e concluíram que o instrumento é multidimensional com quatro

dimensões, que foram denominadas “problemas na mobilidade”, “função sensorial”, “função mental”, e “comportamento protetivo”. Porém, embora alguns itens desse estudo apresentaram cargas fatoriais abaixo de 0,50, que seria o valor indicado para o uso do instrumento na prática clínica <sup>119</sup>, os autores decidiram manter os 24 itens <sup>188</sup>. Chala e col. <sup>189</sup> também verificaram que o RMDQ-24 apresentava quatro dimensões quando usado na população adulta jovem. Porém, durante a análise, foram excluídos três itens: o 13 (“As minhas costas doem quase o tempo todo”), 18 (“Não durmo tão bem por causa de minhas costas”) e 22 (“Por causa de minhas dores nas costas fico mais irritado e mal-humorado com as pessoas do que o habitual”) por apresentarem cargas fatoriais e comunalidades abaixo do recomendado. Corroborando com Chala e col. <sup>189</sup>, os resultados do presente estudo também mostraram que os itens 13, 18 e 22 não se adequaram ao instrumento.

Há na literatura algumas versões do RMDQ-24 na tentativa de melhorar suas propriedades psicométricas. Stratford e Binkley <sup>152</sup> desenvolveram o questionário com dezoito itens, e Straud e col. <sup>190</sup> desenvolveram uma versão ainda menor, com onze itens. Os itens que foram excluídos de ambos os estudos foram o item 2 (“Mudo de posição frequentemente tentando deixar minhas costas confortáveis”), 15 (“Meu apetite não é muito bom por causa das dores em minhas costas”), e 24 (“Fico na cama a maior parte do tempo por causa de minhas costas”) por apresentarem métricas inadequadas ou não corresponderem ao constructo do instrumento. Com o intuito de decidir qual item seria retirado do questionário, Stratford e Binkley <sup>152</sup> utilizaram a redução do item, através do cálculo de correlação inter-item, e verificaram o item menos assinalado. Stroud e col. <sup>190</sup> usaram a Teoria de Resposta ao Item e também consideraram retirar o item menos assinalado. Mesmo apresentando metodologias diferentes do presente estudo, os itens 2, 15 e 24 também não se adequaram ao RMDQ-16.

O RMDQ-16 apresentou replicabilidade inadequada, sugerindo que o instrumento apresenta uma variável latente mal definida, ou seja, esse instrumento é instável e incapaz de reproduzir um mesmo resultado em diferentes situações <sup>124</sup>. Portanto, é necessário cautela ao utilizá-lo para avaliar a incapacidade física em adultos idosos com DLc em diferentes momentos.

De fato, um estudo de revisão sistemática com meta-análise conduzido por Chiarotto e col.<sup>135</sup> mostraram que o RMDQ-24 apresenta alteração mínima detectável ruim e consistência interna incerta. Os autores sugerem que o RMDQ-24 provavelmente não seria adequado para detectar mudanças reais na incapacidade física pela DL<sup>135</sup>. Além disso, Demoulin e col.<sup>191</sup> mostraram que o RMDQ-24, quando aplicado em intervalos maiores (acima de doze semanas) apresentou o dobro dos limites de concordância comparado com intervalos menores de uma a duas semana, independente do tipo de tratamento realizado. Isso significa que o questionário não foi capaz de detectar a diferença na incapacidade física de adultos jovens com DL<sup>191</sup>.

É importante ressaltar que o RMDQ-24 foi primariamente desenvolvido para avaliar mudanças em curto prazo (período de até 14 semanas) da evolução da DL ou do tratamento<sup>23</sup>. Além disso, o questionário foi desenvolvido para verificar a percepção do indivíduo em relação às limitações da atividade de vida diária nas últimas 24 horas<sup>25</sup>.

O RMDQ-16 apresentou a maioria dos índices de ajuste do modelo na análise semi-AFC. Porém, a presença de um índice inadequado indica que o modelo apresenta ruído e o instrumento precisa ser revisado. Dessa forma, com o intuito de progredir com as etapas para verificar as evidências de validade da estrutura interna do RMDQ-16, é necessário realizar a AFC a fim de ajustar os itens e verificar se há um modelo que se adequa melhor ao constructo teórico<sup>132</sup>.

O estudo apresentou algumas limitações e é necessário cautela no uso do RMDQ-16. As evidências de validade do RMDQ-16 são específicas para a população do presente estudo. É preciso também levar em consideração que o questionário foi aplicado por um profissional durante a avaliação, e não da forma autoaplicável como o instrumento original. Além disso, as evidências de validade do presente são para o formato de assinalar “sim ou não”, diferente do formato original do questionário.



**CONCLUSÃO**

---

## 7. CONCLUSÃO

A versão mais apropriada do RMDQ-24 para a população idosa com dor lombar crônica residente na comunidade contém dezesseis itens, é bidimensional e avalia a “capacidade funcional” e “mobilidade”. O RMDQ-16 apresentou a maioria dos índices de ajuste do modelo adequados e a confiabilidade foi considerada aceitável. Entretanto, essa versão apresentou uma replicabilidade ruim, sugerindo que o RMDQ-16 tem uma variável latente mal definida.

## ***REFERÊNCIAS***

---

## 8. REFERÊNCIAS

- 1 HARTVIGSEN, J. et al. What low back pain is and why we need to pay attention. **Lancet**, v. 391, n. 10137, p. 2356-2367, Jun 9 2018. ISSN 0140-6736.
- 2 Global, regional, and national incidence, prevalence, and years lived with disability for 354 diseases and injuries for 195 countries and territories, 1990-2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. **Lancet**, v. 392, n. 10159, p. 1789-1858, Nov 10 2018. ISSN 0140-6736 (Print) 0140-6736.
- 3 FROUD, R. et al. A systematic review and meta-synthesis of the impact of low back pain on people's lives. **BMC Musculoskelet Disord**, v. 15, p. 50, Feb 21 2014. ISSN 1471-2474.
- 4 HAWTHORNE, G.; DE MORTON, N.; KENT, P. Back pain and social isolation: cross-sectional validation of the friendship scale for use in studies on low back pain. **Clin J Pain**, v. 29, n. 3, p. 245-52, Mar 2013. ISSN 0749-8047.
- 5 OLIVEIRA, V. C. et al. Patients' perceived level of social isolation affects the prognosis of low back pain. **Eur J Pain**, v. 19, n. 4, p. 538-45, Apr 2015. ISSN 1090-3801.
- 6 LUTZ, W.; SANDERSON, W.; SCHERBOV, S. The coming acceleration of global population ageing. **Nature**, v. 451, n. 7179, p. 716-9, Feb 7 2008. ISSN 0028-0836.
- 7 UNIDAS, N. A ONU e as pessoas idosas. 2019. Disponível em: < <https://nacoesunidas.org/acao/pessoas-idosas/> >. Acesso em: 18/06.
- 8 BEARD, J. R. et al. The World report on ageing and health: a policy framework for healthy ageing. **Lancet**, v. 387, n. 10033, p. 2145-2154, May 21 2016. ISSN 0140-6736 (Print) 0140-6736.
- 9 JACKSON, T. et al. Prevalence of chronic pain in low-income and middle-income countries: a systematic review and meta-analysis. **Lancet**, v. 385 Suppl 2, p. S10, Apr 27 2015. ISSN 0140-6736.
- 10 CEDRASCHI, C. et al. Low back pain and health-related quality of life in community-dwelling older adults. **Eur Spine J**, v. 25, n. 9, p. 2822-32, Sep 2016. ISSN 0940-6719.

- 11 HÜLLEMANN, P. et al. Clinical Manifestation of Acute, Subacute, and Chronic Low Back Pain in Different Age Groups: Low Back Pain in 35,446 Patients. **Pain Pract**, v. 18, n. 8, p. 1011-1023, Nov 2018. ISSN 1530-7085.
- 12 LUDWIG, C. et al. The impact of low back pain on health-related quality of life in old age: results from a survey of a large sample of Swiss elders living in the community. **Eur Spine J**, v. 27, n. 5, p. 1157-1165, May 2018. ISSN 0940-6719.
- 13 MANOGHARAN, S. et al. Do older adults with chronic low back pain differ from younger adults in regards to baseline characteristics and prognosis? **Eur J Pain**, v. 21, n. 5, p. 866-873, May 2017. ISSN 1090-3801.
- 14 WETTSTEIN, M. et al. Pain Intensity, Disability, and Quality of Life in Patients with Chronic Low Back Pain: Does Age Matter? **Pain Med**, v. 20, n. 3, p. 464-475, Mar 1 2019. ISSN 1526-2375 (Print)  
1526-2375.
- 15 STENSLAND, M. L.; SANDERS, S. Not So Golden After All: The Complexities of Chronic Low Back Pain in Older Adulthood. **Gerontologist**, v. 58, n. 5, p. 923-931, Sep 14 2018. ISSN 0016-9013.
- 16 PARK, S. M. et al. Depression is Closely Associated With Chronic Low Back Pain in Patients Over 50 Years of Age: A Cross-sectional Study Using the Sixth Korea National Health and Nutrition Examination Survey (KNHANES VI-2). **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 43, n. 18, p. 1281-1288, Sep 15 2018. ISSN 0362-2436.
- 17 ZILLE DE QUEIROZ, B. et al. Inflammatory mediators and the risk of falls among older women with acute low back pain: data from Back Complaints in the Elders (BACE)-Brazil. **Eur Spine J**, v. 29, n. 3, p. 549-555, Mar 2020. ISSN 0940-6719.
- 18 KITAYUGUCHI, J. et al. Association of low back and knee pain with falls in Japanese community-dwelling older adults: A 3-year prospective cohort study. **Geriatr Gerontol Int**, v. 17, n. 6, p. 875-884, Jun 2017. ISSN 1447-0594.
- 19 MARSHALL, L. M. et al. A Prospective Study of Back Pain and Risk of Falls Among Older Community-dwelling Women. **J Gerontol A Biol Sci Med Sci**, v. 71, n. 9, p. 1177-83, Sep 2016. ISSN 1079-5006 (Print)  
1079-5006.
- 20 KIMACHI, K. et al. Level of Low Back Pain-Related Disability Is Associated with Risk of Subsequent Falls in an Older Population: Locomotive Syndrome

and Health Outcomes in Aizu Cohort Study (LOHAS). **Pain Med**, v. 20, n. 12, p. 2377-2384, Dec 1 2019. ISSN 1526-2375.

- 21 COYLE, P. C. et al. Older Adults with Chronic Low Back Pain: A Clinical Population Vulnerable to Frailty? **J Frailty Aging**, v. 4, n. 4, p. 188-90, 2015. ISSN 2260-1341 (Print)

2260-1341.

- 22 HOOGENDIJK, E. O. et al. Frailty: implications for clinical practice and public health. **Lancet**, v. 394, n. 10206, p. 1365-1375, Oct 12 2019. ISSN 0140-6736.

- 23 ROLAND, M.; FAIRBANK, J. The Roland-Morris Disability Questionnaire and the Oswestry Disability Questionnaire. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 25, n. 24, p. 3115-24, Dec 15 2000. ISSN 0362-2436 (Print)

0362-2436.

- 24 Validity. Conceptual Basis. In: FURR, R. M. e BACHARACH, V. R. (Ed.). **Psychometrics - An Introduction**. Second: SAGE Publications, 2014. cap. 8, p.271.

- 25 ROLAND, M.; MORRIS, R. A study of the natural history of back pain. Part I: development of a reliable and sensitive measure of disability in low-back pain. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 8, n. 2, p. 141-4, Mar 1983. ISSN 0362-2436 (Print)

0362-2436.

- 26 BALAGUÉ, F. et al. Non-specific low back pain. **Lancet**, v. 379, n. 9814, p. 482-91, Feb 4 2012. ISSN 0140-6736.

- 27 OLIVEIRA, C. B. et al. Clinical practice guidelines for the management of non-specific low back pain in primary care: an updated overview. **Eur Spine J**, v. 27, n. 11, p. 2791-2803, Nov 2018. ISSN 0940-6719.

- 28 GARCIA, J. B. et al. Prevalence of low back pain in Latin America: a systematic literature review. **Pain Physician**, v. 17, n. 5, p. 379-91, Sep-Oct 2014. ISSN 1533-3159.

- 29 NASCIMENTO, P. R.; COSTA, L. O. Low back pain prevalence in Brazil: a systematic review. **Cad Saude Publica**, v. 31, n. 6, p. 1141-56, Jun 2015. ISSN 0102-311x.

- 30 GONZALEZ, G. Z. et al. Low back pain prevalence in Sao Paulo, Brazil: A cross-sectional study. **Braz J Phys Ther**, v. 25, n. 6, p. 837-845, Nov-Dec 2021. ISSN 1413-3555 (Print)

1413-3555.

- 31 SATO, E. M. et al. Low Back Pain in Elderly from Belém-Pa, Brazil: Prevalence and Association with Functional Disability. **Healthcare (Basel)**, v. 9, n. 12, Nov 30 2021. ISSN 2227-9032 (Print)

2227-9032.

- 32 DE SOUZA, I. M. B. et al. Prevalence of Low Back Pain and Associated Factors in Older Adults: Amazonia Brazilian Community Study. **Healthcare (Basel)**, v. 9, n. 5, May 5 2021. ISSN 2227-9032 (Print)

2227-9032.

- 33 FATOYE, F. et al. Clinical and economic burden of low back pain in low- and middle-income countries: a systematic review. **BMJ Open**, v. 13, n. 4, p. e064119, Apr 25 2023. ISSN 2044-6055.

- 34 \_\_\_\_\_. Global and regional estimates of clinical and economic burden of low back pain in high-income countries: a systematic review and meta-analysis. **Front Public Health**, v. 11, p. 1098100, 2023. ISSN 2296-2565.

- 35 DIELEMAN, J. L. et al. US Spending on Personal Health Care and Public Health, 1996-2013. **Jama**, v. 316, n. 24, p. 2627-2646, Dec 27 2016. ISSN 0098-7484 (Print)

0098-7484.

- 36 CARREGARO, R. L. et al. Low back pain should be considered a health and research priority in Brazil: Lost productivity and healthcare costs between 2012 to 2016. **PLoS One**, v. 15, n. 4, p. e0230902, 2020. ISSN 1932-6203.

- 37 OLAFSSON, G. et al. Cost of low back pain: results from a national register study in Sweden. **Eur Spine J**, v. 27, n. 11, p. 2875-2881, Nov 2018. ISSN 0940-6719.

- 38 LAMBEEK, L. C. et al. The trend in total cost of back pain in The Netherlands in the period 2002 to 2007. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 36, n. 13, p. 1050-8, Jun 2011. ISSN 0362-2436.

- 39 WALKER, B. F.; MULLER, R.; GRANT, W. D. Low back pain in Australian adults: the economic burden. **Asia Pac J Public Health**, v. 15, n. 2, p. 79-87, 2003. ISSN 1010-5395 (Print)

1010-5395.

- 40 GORASSO, V. et al. The health and economic burden of musculoskeletal disorders in Belgium from 2013 to 2018. **Popul Health Metr**, v. 21, n. 1, p. 4, Apr 21 2023. ISSN 1478-7954.
- 41 CHOU, R. et al. Diagnosis and treatment of low back pain: a joint clinical practice guideline from the American College of Physicians and the American Pain Society. **Ann Intern Med**, v. 147, n. 7, p. 478-91, Oct 2 2007. ISSN 0003-4819.
- 42 FATOYE, F.; GEBRYE, T.; ODEYEMI, I. Real-world incidence and prevalence of low back pain using routinely collected data. **Rheumatol Int**, v. 39, n. 4, p. 619-626, Apr 2019. ISSN 0172-8172.
- 43 COOMBS, D. M. et al. Clinical course of patients with low back pain following an emergency department presentation: a systematic review and meta-analysis. **Emerg Med J**, v. 38, n. 11, p. 834-841, Nov 2021. ISSN 1472-0205.
- 44 GROTTLE, M. et al. Prognostic factors in first-time care seekers due to acute low back pain. **Eur J Pain**, v. 11, n. 3, p. 290-8, Apr 2007. ISSN 1090-3801 (Print)  
1090-3801.
- 45 DA, C. M. C. L. et al. The prognosis of acute and persistent low-back pain: a meta-analysis. **Cmaj**, v. 184, n. 11, p. E613-24, Aug 7 2012. ISSN 0820-3946 (Print)  
0820-3946.
- 46 ARTUS, M. et al. The clinical course of low back pain: a meta-analysis comparing outcomes in randomised clinical trials (RCTs) and observational studies. **BMC Musculoskelet Disord**, v. 15, p. 68, Mar 7 2014. ISSN 1471-2474.
- 47 WEINER, S. S.; NORDIN, M. Prevention and management of chronic back pain. **Best Pract Res Clin Rheumatol**, v. 24, n. 2, p. 267-79, Apr 2010. ISSN 1521-6942.
- 48 STANTON, T. R. et al. Definitions of recurrence of an episode of low back pain: a systematic review. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 34, n. 9, p. E316-22, Apr 20 2009. ISSN 0362-2436.
- 49 ITZ, C. J. et al. Clinical course of non-specific low back pain: a systematic review of prospective cohort studies set in primary care. **Eur J Pain**, v. 17, n. 1, p. 5-15, Jan 2013. ISSN 1090-3801.



- 50 MEDEIROS, F. C. et al. Recurrence of an Episode of Low Back Pain: An Inception Cohort Study in Emergency Departments. **J Orthop Sports Phys Ther**, v. 52, n. 7, p. 484-492, Jul 2022. ISSN 0190-6011.
- 51 NIEMINEN, L. K.; PYYSALO, L. M.; KANKAANPÄÄ, M. J. Prognostic factors for pain chronicity in low back pain: a systematic review. **Pain Rep**, v. 6, n. 1, p. e919, 2021. ISSN 2471-2531.
- 52 CLARK, J. R. et al. Trait Sensitivity, Anxiety, and Personality Are Predictive of Central Sensitization Symptoms in Patients with Chronic Low Back Pain. **Pain Pract**, v. 19, n. 8, p. 800-810, Nov 2019. ISSN 1530-7085.
- 53 STEVANS, J. M. et al. Risk Factors Associated With Transition From Acute to Chronic Low Back Pain in US Patients Seeking Primary Care. **JAMA Netw Open**, v. 4, n. 2, p. e2037371, Feb 1 2021. ISSN 2574-3805.
- 54 GORE, M. et al. The burden of chronic low back pain: clinical comorbidities, treatment patterns, and health care costs in usual care settings. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 37, n. 11, p. E668-77, May 15 2012. ISSN 0362-2436.
- 55 HALLEGRAEFF, J. M. et al. Expectations about recovery from acute non-specific low back pain predict absence from usual work due to chronic low back pain: a systematic review. **J Physiother**, v. 58, n. 3, p. 165-72, 2012. ISSN 1836-9553 (Print)  
1836-9561.
- 56 SOUNDARARAJAN, K.; PREM, V.; KISHEN, T. J. The effectiveness of mindfulness-based stress reduction intervention on physical function in individuals with chronic low back pain: Systematic review and meta-analysis of randomized controlled trials. **Complement Ther Clin Pract**, v. 49, p. 101623, Nov 2022. ISSN 1744-3881.
- 57 KAMPER, S. J. et al. Multidisciplinary biopsychosocial rehabilitation for chronic low back pain: Cochrane systematic review and meta-analysis. **Bmj**, v. 350, p. h444, Feb 18 2015. ISSN 0959-8138 (Print)  
0959-8138.
- 58 HAYDEN, J. A. et al. Exercise therapy for chronic low back pain. **Cochrane Database Syst Rev**, v. 9, n. 9, p. Cd009790, Sep 28 2021. ISSN 1361-6137.
- 59 PATEL, K. V. et al. Prevalence and impact of pain among older adults in the United States: findings from the 2011 National Health and Aging Trends Study. **Pain**, v. 154, n. 12, p. 2649-2657, Dec 2013. ISSN 0304-3959 (Print)  
0304-3959.

- 60 DOCKING, R. E. et al. Epidemiology of back pain in older adults: prevalence and risk factors for back pain onset. **Rheumatology (Oxford)**, v. 50, n. 9, p. 1645-53, Sep 2011. ISSN 1462-0324.
- 61 WONG, C. K. et al. Prevalence, Incidence, and Factors Associated With Non-Specific Chronic Low Back Pain in Community-Dwelling Older Adults Aged 60 Years and Older: A Systematic Review and Meta-Analysis. **J Pain**, v. 23, n. 4, p. 509-534, Apr 2022. ISSN 1526-5900.
- 62 WONG, W. S.; FIELDING, R. Prevalence and characteristics of chronic pain in the general population of Hong Kong. **J Pain**, v. 12, n. 2, p. 236-45, Feb 2011. ISSN 1526-5900.
- 63 ECONOMIC, U. N. D. O. I. **World population prospects**. UN, 1978.
- 64 VOLKERT, J. et al. The prevalence of mental disorders in older people in Western countries - a meta-analysis. **Ageing Res Rev**, v. 12, n. 1, p. 339-53, Jan 2013. ISSN 1568-1637.
- 65 HARVEY, J. A.; CHASTIN, S. F.; SKELTON, D. A. Prevalence of sedentary behavior in older adults: a systematic review. **Int J Environ Res Public Health**, v. 10, n. 12, p. 6645-61, Dec 2 2013. ISSN 1661-7827 (Print)  
1660-4601.
- 66 FREEDMAN, A.; NICOLLE, J. Social isolation and loneliness: the new geriatric giants: Approach for primary care. **Can Fam Physician**, v. 66, n. 3, p. 176-182, Mar 2020. ISSN 0008-350X (Print)  
0008-350x.
- 67 VAN REGENMORTEL, S. et al. Social exclusion in later life: A systematic review of the literature. **Journal of Population Ageing**, v. 9, p. 315-344, 2016. ISSN 1874-7884.
- 68 LAUTENBACHER, S. et al. Age effects on pain thresholds, temporal summation and spatial summation of heat and pressure pain. **Pain**, v. 115, n. 3, p. 410-418, Jun 2005. ISSN 0304-3959 (Print)  
0304-3959.
- 69 HUGO, J.; GANGULI, M. Dementia and cognitive impairment: epidemiology, diagnosis, and treatment. **Clin Geriatr Med**, v. 30, n. 3, p. 421-42, Aug 2014. ISSN 0749-0690 (Print)  
0749-0690.

- 70 FRIED, T. R. et al. Health outcomes associated with polypharmacy in community-dwelling older adults: a systematic review. **J Am Geriatr Soc**, v. 62, n. 12, p. 2261-72, Dec 2014. ISSN 0002-8614 (Print)

0002-8614.

- 71 INOUYE, S. K. et al. Geriatric syndromes: clinical, research, and policy implications of a core geriatric concept. **J Am Geriatr Soc**, v. 55, n. 5, p. 780-91, May 2007. ISSN 0002-8614 (Print)

0002-8614.

- 72 ØVERÅS, C. K. et al. Distribution and prevalence of musculoskeletal pain co-occurring with persistent low back pain: a systematic review. **BMC Musculoskelet Disord**, v. 22, n. 1, p. 91, Jan 18 2021. ISSN 1471-2474.

- 73 FAYAZ, A. et al. Prevalence of chronic pain in the UK: a systematic review and meta-analysis of population studies. **BMJ Open**, v. 6, n. 6, p. e010364, Jun 20 2016. ISSN 2044-6055.

- 74 HARTVIGSEN, J. et al. Patterns of musculoskeletal pain in the population: a latent class analysis using a nationally representative interviewer-based survey of 4817 Danes. **Eur J Pain**, v. 17, n. 3, p. 452-60, Mar 2013. ISSN 1090-3801.

- 75 THE, L. Rethinking chronic pain. **Lancet**, v. 397, n. 10289, p. 2023, May 29 2021. ISSN 0140-6736.

- 76 MOORE, J. E. Chronic low back pain and psychosocial issues. **Phys Med Rehabil Clin N Am**, v. 21, n. 4, p. 801-15, Nov 2010. ISSN 1047-9651.

- 77 MAKRIS, U. E. et al. Restricting Back Pain and Subsequent Disability in Activities of Daily Living Among Community-Living Older Adults. **J Aging Health**, v. 30, n. 9, p. 1482-1494, Oct 2018. ISSN 0898-2643 (Print)

0898-2643.

- 78 LEVEILLE, S. G. et al. Chronic musculoskeletal pain and the occurrence of falls in an older population. **Jama**, v. 302, n. 20, p. 2214-21, Nov 25 2009. ISSN 0098-7484 (Print)

0098-7484.

- 79 O'KEEFFE, M. et al. Psychosocial factors in low back pain: letting go of our misconceptions can help management. In: (Ed.). **Br J Sports Med**. England, v.53, 2019. p.793-794. ISBN 1473-0480 (Electronic)

0306-3674 (Linking).

- 80 HO, E. K. et al. Psychological interventions for chronic, non-specific low back pain: systematic review with network meta-analysis. **Bmj**, v. 376, p. e067718, Mar 30 2022. ISSN 0959-8138 (Print)  
0959-8138.
- 81 BAHOUQ, H. et al. Prevalence and severity of insomnia in chronic low back pain patients. **Rheumatol Int**, v. 33, n. 5, p. 1277-81, May 2013. ISSN 0172-8172.
- 82 ARTNER, J. et al. Prevalence of sleep deprivation in patients with chronic neck and back pain: a retrospective evaluation of 1016 patients. **J Pain Res**, v. 6, p. 1-6, 2013. ISSN 1178-7090 (Print)  
1178-7090.
- 83 SCHILTENWOLF, M. et al. The cognitive impact of chronic low back pain: Positive effect of multidisciplinary pain therapy. **Scand J Pain**, v. 17, p. 273-278, Oct 2017. ISSN 1877-8860.
- 84 DOMENICHELLO, A. F.; RAMSDEN, C. E. The silent epidemic of chronic pain in older adults. **Prog Neuropsychopharmacol Biol Psychiatry**, v. 93, p. 284-290, Jul 13 2019. ISSN 0278-5846 (Print)  
0278-5846.
- 85 MACKICHAN, F.; ADAMSON, J.; GOOBERMAN-HILL, R. 'Living within your limits': activity restriction in older people experiencing chronic pain. **Age Ageing**, v. 42, n. 6, p. 702-8, Nov 2013. ISSN 0002-0729.
- 86 FULLEN, B. et al. Management of chronic low back pain and the impact on patients' personal and professional lives: Results from an international patient survey. **Pain Pract**, v. 22, n. 4, p. 463-477, Apr 2022. ISSN 1530-7085 (Print)  
1530-7085.
- 87 CORRÊA, L. A. et al. Which psychosocial factors are related to severe pain and functional limitation in patients with low back pain?: Psychosocial factors related to severe low back pain. **Braz J Phys Ther**, v. 26, n. 3, p. 100413, May-Jun 2022. ISSN 1413-3555 (Print)  
1413-3555.
- 88 MAKRIS, U. E. et al. Physical, Emotional, and Social Impacts of Restricting Back Pain in Older Adults: A Qualitative Study. **Pain Med**, v. 18, n. 7, p. 1225-1235, Jul 1 2017. ISSN 1526-2375 (Print)  
1526-2375.

- 89 PARSIRAD, M. et al. Has the COVID 19 Pandemic Impacted the Management of Chronic Musculoskeletal Pain? **Curr Rheumatol Rep**, p. 1-16, May 3 2023. ISSN 1523-3774 (Print)  
1523-3774.
- 90 LAROWE, L. R. et al. Pain-related anxiety, sex, and co-use of alcohol and prescription opioids among adults with chronic low back pain. **Drug Alcohol Depend**, v. 214, p. 108171, Sep 1 2020. ISSN 0376-8716 (Print)  
0376-8716.
- 91 FERNANDEZ, M. et al. Chronic low back pain and the risk of depression or anxiety symptoms: insights from a longitudinal twin study. **Spine J**, v. 17, n. 7, p. 905-912, Jul 2017. ISSN 1529-9430.
- 92 LI, S. Y. The relationships among self-efficacy, social support, and self-care behavior in the elderly patients with chronic pain (a STROBE-compliant article). **Medicine (Baltimore)**, v. 100, n. 9, p. e24554, Mar 5 2021. ISSN 0025-7974 (Print)  
0025-7974.
- 93 LEE, H. et al. How does pain lead to disability? A systematic review and meta-analysis of mediation studies in people with back and neck pain. **Pain**, v. 156, n. 6, p. 988-997, Jun 2015. ISSN 0304-3959.
- 94 JACKSON, T.; WANG, Y.; FAN, H. Self-efficacy and chronic pain outcomes: a meta-analytic review. **J Pain**, v. 15, n. 8, p. 800-14, Aug 2014. ISSN 1526-5900.
- 95 SARAVANAN, A. et al. Social Support Is Inversely Associated With Sleep Disturbance, Inflammation, and Pain Severity in Chronic Low Back Pain. **Nurs Res**, v. 70, n. 6, p. 425-432, Nov-Dec 01 2021. ISSN 0029-6562.
- 96 TEIXEIRA, L. F. et al. Attitudes and beliefs of older adults with acute low back pain: 12-month results from the Brazilian cohort back complaints in the elders. **Musculoskeletal Care**, v. 20, n. 2, p. 279-289, Jun 2022. ISSN 1478-2189.
- 97 MORTON, L. et al. Beliefs about back pain and pain management behaviours, and their associations in the general population: A systematic review. **Eur J Pain**, v. 23, n. 1, p. 15-30, Jan 2019. ISSN 1090-3801 (Print)  
1090-3801.
- 98 GRØN, S. et al. Back beliefs in patients with low back pain: a primary care cohort study. **BMC Musculoskelet Disord**, v. 20, n. 1, p. 578, Dec 1 2019. ISSN 1471-2474.

- 99 ALYOUSEF, B. et al. Negative beliefs about back pain are associated with persistent, high levels of low back disability in community-based women. **Menopause**, v. 25, n. 9, p. 977-984, Sep 2018. ISSN 1072-3714.
- 100 MOLTON, I. R.; TERRILL, A. L. Overview of persistent pain in older adults. **Am Psychol**, v. 69, n. 2, p. 197-207, Feb-Mar 2014. ISSN 0003-066x.
- 101 TRINDERUP, J. S. et al. Fear avoidance beliefs as a predictor for long-term sick leave, disability and pain in patients with chronic low back pain. **BMC Musculoskelet Disord**, v. 19, n. 1, p. 431, Dec 3 2018. ISSN 1471-2474.
- 102 CHERKIN, D. C. et al. Effect of Mindfulness-Based Stress Reduction vs Cognitive Behavioral Therapy or Usual Care on Back Pain and Functional Limitations in Adults With Chronic Low Back Pain: A Randomized Clinical Trial. **Jama**, v. 315, n. 12, p. 1240-9, Mar 22-29 2016. ISSN 0098-7484 (Print)  
0098-7484.
- 103 SINGHAL, K. et al. Do Patients of Chronic Low Back Pain have Psychological Comorbidities? **Avicenna J Med**, v. 11, n. 3, p. 145-151, Jul 2021. ISSN 2231-0770 (Print)  
2231-0770.
- 104 PINHEIRO, M. B. et al. Symptoms of depression as a prognostic factor for low back pain: a systematic review. **Spine J**, v. 16, n. 1, p. 105-16, Jan 1 2016. ISSN 1529-9430.
- 105 WERTLI, M. M. et al. Catastrophizing-a prognostic factor for outcome in patients with low back pain: a systematic review. **Spine J**, v. 14, n. 11, p. 2639-57, Nov 1 2014. ISSN 1529-9430.
- 106 FRANCESCHI, C. et al. The Continuum of Aging and Age-Related Diseases: Common Mechanisms but Different Rates. **Front Med (Lausanne)**, v. 5, p. 61, 2018. ISSN 2296-858X (Print)  
2296-858x.
- 107 FONG, J. H. Disability incidence and functional decline among older adults with major chronic diseases. **BMC Geriatr**, v. 19, n. 1, p. 323, Nov 21 2019. ISSN 1471-2318.
- 108 CHEN, S. et al. Global, regional and national burden of low back pain 1990–2019: A systematic analysis of the Global Burden of Disease study 2019. **Journal of orthopaedic translation**, v. 32, p. 49-58, 2022. ISSN 2214-031X.

- 109 HOY, D. et al. The global burden of low back pain: estimates from the Global Burden of Disease 2010 study. **Ann Rheum Dis**, v. 73, n. 6, p. 968-74, Jun 2014. ISSN 0003-4967.
- 110 GU, D.; GOMEZ-REDONDO, R.; DUPRE, M. E. Studying disability trends in aging populations. **J Cross Cult Gerontol**, v. 30, n. 1, p. 21-49, Mar 2015. ISSN 0169-3816.
- 111 WHO. **How to use the ICF. A Practical Manual for using the International Classification of Functioning, Disability and Health (ICF)**: WHO Geneva 2013.
- 112 RATHNAYAKE, N.; RATHNAYAKE, H.; LEKAMWASAM, S. Age-Related Trends in Body Composition among Women Aged 20–80 Years: A Cross-Sectional Study. **Journal of Obesity**, v. 2022, p. 4767793, 2022/02/02 2022. ISSN 2090-0708. Disponível em: < <https://doi.org/10.1155/2022/4767793> >.
- 113 YAU, P. N. et al. The prevalence of functional disability and its impact on older adults in the ASEAN region: a systematic review and meta-analysis. In: (Ed.). **Epidemiol Health**. Korea (South), v.44, 2022. p.e2022058. ISBN 2092-7193 (Electronic)  
2092-7193 (Linking).
- 114 MOTL, R. W.; MCAULEY, E. Physical activity, disability, and quality of life in older adults. **Phys Med Rehabil Clin N Am**, v. 21, n. 2, p. 299-308, May 2010. ISSN 1047-9651.
- 115 WHITENECK, G.; DIJKERS, M. P. Difficult to Measure Constructs: Conceptual and Methodological Issues Concerning Participation and Environmental Factors. **Archives of Physical Medicine and Rehabilitation**, v. 90, n. 11, Supplement, p. S22-S35, 2009/11/01/ 2009. ISSN 0003-9993. Disponível em: < <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0003999309006108> >.
- 116 HEIDE, S. K. Autonomy, identity and health: defining quality of life in older age. **J Med Ethics**, v. 48, n. 5, p. 353-356, May 2022. ISSN 0306-6800.
- 117 SCHEELE, J. et al. Course and prognosis of older back pain patients in general practice: a prospective cohort study. **Pain**, v. 154, n. 6, p. 951-7, Jun 2013. ISSN 0304-3959.
- 118 ASSOCIATION AER, A. A., EDUCATION NCOMI. **Standards for educational and psychological testing**. . Washington, DC: American Educational Research Association., 2014.
- 119 HAIR JJ, B. W., BABIN B, ANDERSON R. **Multivariate data**

**analysis.** 8<sup>th</sup>. 2018.

- 120 DL., B. **Measurement Theory and Applications for the Social Sciences.** Methodology in the social sciences: The Guilford Press, 2018.
- 121 FURR, R. M.; R., B. V. **Psychometric An introduction.** Second. SAGE Publications Ltda, 2014.
- 122 FURR, R. M.; BACHARACH , V. R. Test Dimensionality and Factor Analysis. In: (Ed.). **Psycometrics - An Introduction:** SAGE Publications, 2014. cap. 4, p.108.
- 123 \_\_\_\_\_. Confirmatory Factor Analysis. In: (Ed.). **Psycometrics - An Introduction:** SAGE Publications, 2014. cap. 12, p.416.
- 124 FERRANDO, P. J.; LORENZO-SEVA, U. Assessing the Quality and Appropriateness of Factor Solutions and Factor Score Estimates in Exploratory Item Factor Analysis. **Educ Psychol Meas**, v. 78, n. 5, p. 762-780, Oct 2018. ISSN 0013-1644 (Print)  
0013-1644.
- 125 LORENZO-SEVA, U.; FERRANDO, P. J. FACTOR: a computer program to fit the exploratory factor analysis model. **Behav Res Methods**, v. 38, n. 1, p. 88-91, Feb 2006. ISSN 1554-351X (Print)  
1554-351x.
- 126 WOODHOUSE, B.; JACKSON, P. H. Lower bounds for the reliability of the total score on a test composed of non-homogeneous items: II: A search procedure to locate the greatest lower bound. **Psychometrika**, v. 42, n. 4, p. 579-591, 1977/12/01 1977. ISSN 1860-0980. Disponível em: <  
<https://doi.org/10.1007/BF02295980>>.
- 127 TEN BERGE, J. M. F.; SOČAN, G. The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. **Psychometrika**, v. 69, n. 4, p. 613-625, 2004/12/01 2004. ISSN 1860-0980. Disponível em: <  
<https://doi.org/10.1007/BF02289858>>.
- 128 SAMEJIMA, F. Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. ISSN 1.
- 129 BAKER, F. B. **The basics of item response theory.** ERIC, 2001. ISBN 1886047030.



- 130 PASQUALI, L.; PRIMI, R. Fundamentos da teoria da resposta ao item: TRI. **Avaliação Psicológica**, v. 2, p. 99-110, 2003. ISSN 1677-0471. Disponível em: < [http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1677-04712003000200002&nrm=iso](http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1677-04712003000200002&nrm=iso) >.
- 131 KUDER, G. F.; RICHARDSON, M. W. The theory of the estimation of test reliability. **Psychometrika**, v. 2, n. 3, p. 151-160, 1937/09/01 1937. ISSN 1860-0980. Disponível em: < <https://doi.org/10.1007/BF02288391> >.
- 132 BROWN, T. **Confirmatory factor analysis for applied research**. New York, NY: Guilford Press, 2015.
- 133 NUSBAUM, L. et al. Translation, adaptation and validation of the Roland-Morris questionnaire--Brazil Roland-Morris. **Braz J Med Biol Res**, v. 34, n. 2, p. 203-10, Feb 2001. ISSN 0100-879X (Print)  
0100-879x.
- 134 YAO, M. et al. Cross-cultural adaptation of Roland-Morris Disability Questionnaire needs to assess the measurement properties: a systematic review. **J Clin Epidemiol**, v. 99, p. 113-122, Jul 2018. ISSN 0895-4356.
- 135 CHIAROTTO, A. et al. Roland-Morris Disability Questionnaire and Oswestry Disability Index: Which Has Better Measurement Properties for Measuring Physical Functioning in Nonspecific Low Back Pain? Systematic Review and Meta-Analysis. **Phys Ther**, v. 96, n. 10, p. 1620-1637, Oct 2016. ISSN 0031-9023.
- 136 MACEDO, L. G. et al. Responsiveness of the 24-, 18- and 11-item versions of the Roland Morris Disability Questionnaire. **Eur Spine J**, v. 20, n. 3, p. 458-63, Mar 2011. ISSN 0940-6719 (Print)  
0940-6719.
- 137 COSTA, L. O. et al. Psychometric characteristics of the Brazilian-Portuguese versions of the Functional Rating Index and the Roland Morris Disability Questionnaire. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 32, n. 17, p. 1902-7, Aug 1 2007. ISSN 0362-2436.
- 138 CLELAND, J. et al. Assessing dimensionality and responsiveness of outcomes measures for patients with low back pain. **Pain Pract**, v. 11, n. 1, p. 57-69, Jan-Feb 2011. ISSN 1530-7085.
- 139 GARG, A. et al. Low back pain: critical assessment of various scales. **Eur Spine J**, v. 29, n. 3, p. 503-518, Mar 2020. ISSN 0940-6719.

- 140 BOMBARDIER, C. Outcome assessments in the evaluation of treatment of spinal disorders: summary and general recommendations. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 25, n. 24, p. 3100-3, Dec 15 2000. ISSN 0362-2436 (Print) 0362-2436.
- 141 SPANJER, J.; GROOTHOFF, J. W.; BROUWER, S. Instruments used to assess functional limitations in workers applying for disability benefit: a systematic review. **Disabil Rehabil**, v. 33, n. 23-24, p. 2143-50, 2011. ISSN 0963-8288.
- 142 DOS REIS-JÚNIOR, J. R. et al. Self-Estimated Functional Inability Because of Pain Questionnaire for Athletes: A Reliability and Construct Validity Study. **J Chiropr Med**, v. 20, n. 1, p. 23-29, Mar 2021. ISSN 1556-3707 (Print) 1556-3707.
- 143 KRANTZ, R.; RASMUSSEN-BARR, E. The Swedish version of the Lumbar Spine Instability Questionnaire: A clinimetric study of validity and reliability. **Physiother Theory Pract**, v. 39, n. 1, p. 154-162, Jan 2023. ISSN 0959-3985.
- 144 RAJAN, P. et al. Cross-cultural adaptation, reliability and validity of the Marathi versions of the Back Beliefs Questionnaire and Pain Self-Efficacy Questionnaire in people living with chronic low back pain. **Disabil Rehabil**, v. 44, n. 4, p. 646-652, Feb 2022. ISSN 0963-8288.
- 145 BUSHNELL, D. M. et al. Pain assessment for chronic lower back pain: performance of the PAL-S and PAL-I patient-reported measures for symptoms and impacts. **Curr Med Res Opin**, v. 36, n. 5, p. 853-863, May 2020. ISSN 0300-7995.
- 146 CHIAROTTO, A. et al. A systematic review highlights the need to investigate the content validity of patient-reported outcome measures for physical functioning in patients with low back pain. **J Clin Epidemiol**, v. 95, p. 73-93, Mar 2018. ISSN 0895-4356.
- 147 GARRATT, A. M. Rasch analysis of the Roland disability questionnaire. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 28, n. 1, p. 79-84, Jan 1 2003. ISSN 0362-2436.
- 148 GROTTLE, M. et al. Which Roland-Morris Disability Questionnaire? Rasch analysis of four different versions tested in a Norwegian population. **J Rehabil Med**, v. 45, n. 7, p. 670-7, Jul 2013. ISSN 1650-1977.
- 149 YAMATO, T. P. et al. The Roland-Morris Disability Questionnaire: one or more dimensions? **Eur Spine J**, v. 26, n. 2, p. 301-308, Feb 2017. ISSN 0940-6719.

- 150 MAGNUSSEN, L. H. et al. Reconsidering the Roland-Morris Disability Questionnaire: time for a multidimensional framework? **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 40, n. 4, p. 257-63, Feb 15 2015. ISSN 0362-2436.
- 151 RM, W. Support for a shortened Roland-Morris Disability Questionnaire for patients with acute low back pain. **Physiother can**, v. 53, p. 60-66, 2001.
- 152 STRATFORD, P. W.; BINKLEY, J. M. Measurement properties of the RM-18. A modified version of the Roland-Morris Disability Scale. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 22, n. 20, p. 2416-21, Oct 15 1997. ISSN 0362-2436 (Print)  
0362-2436.
- 153 PATRICK, D. L. et al. Assessing health-related quality of life in patients with sciatica. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 20, n. 17, p. 1899-908; discussion 1909, Sep 1 1995. ISSN 0362-2436 (Print)  
0362-2436.
- 154 PONTES-SILVA, A. et al. The internal structure of Brazilian versions of disability questionnaires in patients with chronic low back pain: A cross-sectional study. **Musculosket Sci Pract**, v. 60, p. 102587, Aug 2022. ISSN 2468-7812.
- 155 BYRT, T.; BISHOP, J.; CARLIN, J. B. Bias, prevalence and kappa. **J Clin Epidemiol**, v. 46, n. 5, p. 423-9, May 1993. ISSN 0895-4356 (Print)  
0895-4356.
- 156 DIONNE, C. E. et al. A consensus approach toward the standardization of back pain definitions for use in prevalence studies. **Spine (Phila Pa 1976)**, v. 33, n. 1, p. 95-103, Jan 1 2008. ISSN 0362-2436.
- 157 MAHER, C.; UNDERWOOD, M.; BUCHBINDER, R. Non-specific low back pain. **Lancet**, v. 389, n. 10070, p. 736-747, Feb 18 2017. ISSN 0140-6736.
- 158 DEYO, R. A. et al. Report of the NIH Task Force on research standards for chronic low back pain. **Phys Ther**, v. 95, n. 2, p. e1-e18, Feb 2015. ISSN 0031-9023 (Print)  
0031-9023.
- 159 PARDINI, R. et al. Validation of the International Physical Activity Questionnaire (IPAQ version 6): pilot study in Brazilian young adults. **Rev Bras Cien Mov**, v. 9, n. 3, p. 45-51, 2001.
- 160 DOWNIE, W. W. et al. Studies with pain rating scales. **Ann Rheum Dis**, v. 37, n. 4, p. 378-81, Aug 1978. ISSN 0003-4967 (Print)

0003-4967.

- 161 MOHD RAZALI, N.; YAP, B. Power Comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling Tests. **J. Stat. Model. Analytics**, v. 2, 01/01 2011.
- 162 GHASEMI, A.; ZAHEDIASL, S. Normality tests for statistical analysis: a guide for non-statisticians. **Int J Endocrinol Metab**, v. 10, n. 2, p. 486-9, Spring 2012. ISSN 1726-913X (Print)  
1726-913x.
- 163 HAIR, J. et al. **Multivariate data analysis**. 7. London, UK: Pearson, 2014.
- 164 LONG, M.; BERRY, K.; MIELKE, P. Tetrachoric CorrelationA Permutation Alternative. **Educational and Psychological Measurement - EDUC PSYCHOL MEAS**, v. 69, p. 429-437, 06/01 2009.
- 165 HANCOCK, G.; MUELLER, R. **Rethinking construct reliability within latent variable systems**. International Symposium on Structural Equation Modeling. St. Charles, IL 2000.
- 166 TIMMERMAN, M. E.; LORENZO-SEVA, U. Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. **Psychol Methods**, v. 16, n. 2, p. 209-20, Jun 2011. ISSN 1082-989x.
- 167 TABACHNICK, B. G.; FIDELL, L. S. **Using multivariate statistics, 5th ed**. Boston, MA: Allyn & Bacon/Pearson Education, 2007. xxvii, 980-xxvii, 980 ISBN 0-205-45938-2 (Hardcover).
- 168 FERRANDO, P. J.; LORENZO-SEVA, U. Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. **Psicothema**, v. 29, n. 2, p. 236-240, May 2017. ISSN 0214-9915.
- 169 LORENZO-SEVA, U.; FERRANDO, P. FACTOR 9.2: A Comprehensive Program for Fitting Exploratory and Semiconfirmatory Factor Analysis and IRT Models. **Behavior Research Methods**, v. 38, p. 88-91, 2006.
- 170 ANDRADE, F. C. D.; CHEN, X. S. A biopsychosocial examination of chronic back pain, limitations on usual activities, and treatment in Brazil, 2019. **PLoS One**, v. 17, n. 6, p. e0269627, 2022. ISSN 1932-6203.
- 171 MULLACHERY, P. H.; LIMA-COSTA, M. F.; DE LOYOLA FILHO, A. I. Prevalence of pain and use of prescription opioids among older adults: results from the Brazilian Longitudinal Study of Aging (ELSI-Brazil). **Lancet Reg Health Am**, v. 20, p. 100459, Apr 2023. ISSN 2667-193x.

- 172 DE DAVID, C. N. et al. The burden of low back pain in Brazil: estimates from the Global Burden of Disease 2017 Study. **Popul Health Metr**, v. 18, n. Suppl 1, p. 12, Sep 30 2020. ISSN 1478-7954.
- 173 PALACIOS-CEÑA, D. et al. Female Gender Is Associated with a Higher Prevalence of Chronic Neck Pain, Chronic Low Back Pain, and Migraine: Results of the Spanish National Health Survey, 2017. **Pain Med**, v. 22, n. 2, p. 382-395, Feb 23 2021. ISSN 1526-2375.
- 174 ZANUTO, E. A. C. et al. Chronic low back pain and physical activity among patients within the Brazilian National Health System: a cross-sectional study. **Sao Paulo Med J**, v. 138, n. 2, p. 106-111, Mar 2020. ISSN 1516-3180 (Print) 1516-3180.
- 175 FERREIRA, M. L. et al. Factors defining care-seeking in low back pain--a meta-analysis of population based surveys. **Eur J Pain**, v. 14, n. 7, p. 747.e1-7, Aug 2010. ISSN 1090-3801.
- 176 SHIRI, R.; FALAH-HASSANI, K. Does leisure time physical activity protect against low back pain? Systematic review and meta-analysis of 36 prospective cohort studies. **Br J Sports Med**, v. 51, n. 19, p. 1410-1418, Oct 2017. ISSN 0306-3674.
- 177 FLIESSER, M.; DE WITT HUBERTS, J.; WIPPERT, P. M. Education, job position, income or multidimensional indices? Associations between different socioeconomic status indicators and chronic low back pain in a German sample: a longitudinal field study. **BMJ Open**, v. 8, n. 4, p. e020207, Apr 28 2018. ISSN 2044-6055.
- 178 ROMERO, D. E. et al. Chronic low back pain treatment in Brazil: inequalities and associated factors. **Cien Saude Colet**, v. 24, n. 11, p. 4211-4226, 2019. ISSN 1413-8123.
- 179 GROßSCHÄDL, F. et al. Educational inequality as a predictor of rising back pain prevalence in Austria-sex differences. **Eur J Public Health**, v. 26, n. 2, p. 248-53, Apr 2016. ISSN 1101-1262.
- 180 HÜBSCHER, M. et al. Heavy domestic, but not recreational, physical activity is associated with low back pain: Australian Twin low BACK pain (AUTBACK) study. **Eur Spine J**, v. 23, n. 10, p. 2083-9, Oct 2014. ISSN 0940-6719.
- 181 MALTA, D. C. et al. Factors associated with chronic back pain in adults in Brazil. **Rev Saude Publica**, v. 51, n. suppl 1, p. 9s, Jun 1 2017. ISSN 0034-8910 (Print)

0034-8910.

- 182 VADALÀ, G. et al. Physical Activity for the Treatment of Chronic Low Back Pain in Elderly Patients: A Systematic Review. **J Clin Med**, v. 9, n. 4, Apr 5 2020. ISSN 2077-0383 (Print)

2077-0383.

- 183 SOLOVEV, A. et al. Total physical activity and risk of chronic low back and knee pain in middle-aged and elderly Japanese people: The Murakami cohort study. **Eur J Pain**, v. 24, n. 4, p. 863-872, Apr 2020. ISSN 1090-3801.

- 184 HENSCHKE, N. et al. Behavioural treatment for chronic low-back pain. **Cochrane Database Syst Rev**, v. 2010, n. 7, p. Cd002014, Jul 7 2010. ISSN 1361-6137.

- 185 SRIBASTAV, S. S. et al. Risk Factors Associated with Pain Severity in Patients with Non-specific Low Back Pain in Southern China. **Asian Spine J**, v. 12, n. 3, p. 533-543, Jun 2018. ISSN 1976-1902 (Print)

1976-1902.

- 186 PARK, H. J. et al. Prevalence of chronic low back pain and its associated factors in the general population of South Korea: a cross-sectional study using the National Health and Nutrition Examination Surveys. **J Orthop Surg Res**, v. 18, n. 1, p. 29, Jan 11 2023. ISSN 1749-799x.

- 187 SURI, P. et al. Modifiable risk factors for chronic back pain: insights using the co-twin control design. **Spine J**, v. 17, n. 1, p. 4-14, Jan 2017. ISSN 1529-9430 (Print)

1529-9430.

- 188 IGWESI-CHIDOBE, C. N. et al. Assessing self-reported disability in a low-literate population with chronic low back pain: cross-cultural adaptation and psychometric testing of Igbo Roland Morris disability questionnaire. **Disabil Rehabil**, v. 41, n. 8, p. 948-957, Apr 2019. ISSN 0963-8288.

- 189 CHALA, M. B. et al. Cross-cultural adaptation and validation of the Amharic version of Roland Morris Disability Questionnaire in people with low back pain in Ethiopia. **Disabil Rehabil**, p. 1-11, Jun 24 2021. ISSN 0963-8288.

- 190 STROUD, M. W.; MCKNIGHT, P. E.; JENSEN, M. P. Assessment of self-reported physical activity in patients with chronic pain: development of an abbreviated Roland-Morris disability scale. **J Pain**, v. 5, n. 5, p. 257-63, Jun 2004. ISSN 1526-5900 (Print)

1526-5900.

- <sup>191</sup> DEMOULIN, C. et al. What factors influence the measurement properties of the Roland-Morris disability questionnaire? **Eur J Pain**, v. 14, n. 2, p. 200-6, Feb 2010. ISSN 1090-3801.

## ANEXOS

Anexo A – Aprovação pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo do estudo “Prevalência de dor lombar em idosos da cidade de São Paulo”

USP - FACULDADE DE  
MEDICINA DA UNIVERSIDADE  
DE SÃO PAULO - FMUSP



### PARECER CONSUBSTANCIADO DO CEP

#### DADOS DO PROJETO DE PESQUISA

**Título da Pesquisa:** Prevalência de dor lombar em idosos da cidade de São Paulo

**Pesquisador:** José Eduardo Pompeu

**Área Temática:**

**Versão:** 3

**CAAE:** 22479419.9.0000.0065

**Instituição Proponente:** Faculdade de Medicina da Universidade de São Paulo

**Patrocinador Principal:** Financiamento Próprio

#### DADOS DO PARECER

**Número do Parecer:** 3.764.371

#### Apresentação do Projeto:

Trata-se de um estudo transversal observacional a ser realizado em centros de referência à saúde do idoso, através da aplicação de questionários que avaliem: socioeconômico, demográfico e comportamental; intensidade da dor; incapacidade funcional; nível emocional; número de quedas; mobilidade; e preocupação em cair. Dentre os problemas de saúde encontrados nessa faixa etária, a dor lombar está elencada como um dos principais, prevalente em 31% da população idosa de países em desenvolvimento. Já na população brasileira, 25,1% dos homens e 35,1% das mulheres apresentam lombalgia. Tal acometimento pode se relacionar com condições psicológicas ou médicas; com déficit de mobilidade em regiões torácica, lombar ou sacroiliaca; queixas algícas focais, irradiadas ou generalizadas em membros inferiores. A incidência de lombalgia também se associa a condições demográficas, socioeconômicas, relacionadas ao trabalho e ao estilo de vida, além de doenças que acarretam, mostrando seu caráter multifatorial. Além do impacto ao indivíduo é possível observar as implicações financeiras que a dor lombar tem determinado a serviços de saúde e previdência social, uma vez que esta condição pode estar associada a grande número de incapacidades. Observando a população da cidade de São Paulo, o estudo SABE avaliou capacidade física dos idosos com quatro testes (preensão palmar, sentar e levantar, agachar e pegar um lápis, equilíbrio). 8% da amostra foi incapaz de realizar qualquer teste de capacidade motora de MMII (7,9% homens e 8,1% mulheres), sendo a incapacidade um dos

**Endereço:** DOUTOR ARNALDO 251 21º andar sala 36

**Bairro:** PACAEMBU

**CEP:** 01.246-903

**UF:** SP

**Município:** SAO PAULO

**Telefone:** (11)3893-4401

**E-mail:** cep.fm@usp.br



## Anexo B – Questionário de Incapacidade Física de Roland Morris

## Instruções:

Quando suas costas doem, você pode encontrar dificuldades em fazer algumas coisas que normalmente faz. Esta lista possui algumas frases que as pessoas têm utilizado para se descreverem quando sentem dores nas costas. Quando você ler (ou ouvir) estas frases, poderá notar que algumas se destacam por descrever você hoje. Ao ler (ou ouvir) a lista pense em você hoje. Quando ler ou ouvir uma frase que descreve você hoje, responda sim. Se a frase não descreve você, então responda não e siga para a próxima frase. Lembre-se, responda sim apenas à frase que tiver certeza que descreve você hoje.

sim	não	1.	Fico em casa a maior parte do tempo por causa de minhas costas.
sim	não	2.	Mudo de posição frequentemente tentando deixar minhas costas confortáveis.
sim	não	3.	Ando mais devagar que o habitual por causa de minhas costas.
sim	não	4.	Por causa de minhas costas eu não estou fazendo nenhum dos meus trabalhos que geralmente faço em casa.
sim	não	5.	Por causa de minhas costas, eu uso o corrimão para subir escadas.
sim	não	6.	Por causa de minhas costas, eu me deito para descansar frequentemente.
sim	não	7.	Por causa de minhas costas, eu tenho que me apoiar em alguma coisa para me levantar de uma cadeira normal.
sim	não	8.	Por causa de minhas costas, tento conseguir com que outras pessoas façam as coisas por mim.
sim	não	9.	Eu me visto mais lentamente que o habitual por causa de minhas costas.
sim	não	10.	Eu somente fico de pé por períodos curtos de tempo por causa de minhas costas.
sim	não	11.	Por causa de minhas costas evito me abaixar ou me ajoelhar.
sim	não	12.	Encontro dificuldades em me levantar de uma cadeira por causa de minhas costas.
sim	não	13.	As minhas costas doem quase o tempo todo.
sim	não	14.	Tenho dificuldade em me virar na cama por causa de minhas costas.
sim	não	15.	Meu apetite não é muito bom por causa das dores em minhas costas.
sim	não	16.	Tenho problemas para colocar minhas meias (ou meia calça) por causa das dores em minhas costas.
sim	não	17.	Caminho apenas curtas distâncias por causa de minhas dores nas costas.
sim	não	18.	Não durmo tão bem por causa de minhas costas.
sim	não	19.	Por causa de minhas costas, eu me visto com ajuda de outras pessoas.

(continua)

sim	não	20.	Fico sentado a maior parte do dia por causa de minhas costas.
sim	não	21.	Evito trabalhos pesados em casa por causa de minhas costas.
sim	não	22.	Por causa de minhas dores nas costas, fico mais irritado e mal humorado com as pessoas do que o habitual.
sim	não	23.	Por causa de minhas costas, eu subo escadas mais vagarosamente do que o habitual.
sim	não	24.	Fico na cama a maior parte do tempo por causa de minhas costas.

## Anexo C – Escala Visual Numérica

Gostaria que você desse uma nota para sua dor numa escala de 0 a 10 onde 0 seria nenhuma dor e 10 seria a pior dor possível. Por favor, dê um número para descrever sua média de dor.

0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	----

Nenhu  
ma

Pouca

Razoá  
vel

Média

Exces  
siva