



## Validade de constructo e consistência interna da versão brasileira da *Leisure Attitude Measurement* para idosos\*

Construct validity and internal consistency of the Brazilian version of *Leisure Attitude Measurement* for the elderly

Validez de constructo y consistencia interna de la versión brasileña de *Leisure Attitude Measurement* para los ancianos

### Como citar este artigo:

Castro VC, Radovanovic CAT, Dellaroza MSG, Pedroso B, Silva ES, Carreira L. Construct validity and internal consistency of the Brazilian version of *Leisure Attitude Measurement* for the elderly. Rev Esc Enferm USP. 2021;55:e03710. doi: <https://doi.org/10.1590/S1980-220X2020000703710>

-  Vivian Carla de Castro<sup>1</sup>
-  Cremilde Aparecida Trindade Radovanovic<sup>2</sup>
-  Mara Solange Gomes Dellaroza<sup>3</sup>
-  Bruno Pedroso<sup>4</sup>
-  Eraldo Schunk Silva<sup>5</sup>
-  Lígia Carreira<sup>2</sup>

\* Extraído da tese: “Adaptação transcultural e avaliação das propriedades psicométricas da *Leisure Attitude Measurement* para a pessoa idosa”, Universidade Estadual de Maringá, 2019.

<sup>1</sup> Centro Universitário de Campo Mourão, Departamento de Medicina, Campo Mourão, PR, Brasil.

<sup>2</sup> Universidade Estadual de Maringá, Departamento de Enfermagem, Maringá, PR, Brasil.

<sup>3</sup> Universidade Estadual de Londrina, Departamento de Enfermagem, Londrina, PR, Brasil.

<sup>4</sup> Universidade Estadual de Ponta Grossa, Departamento de Educação Física, Ponta Grossa, PR, Brasil.

<sup>5</sup> Universidade Estadual de Maringá, Departamento de Estatística, Maringá, PR, Brasil.

### ABSTRACT

**Objective:** To evaluate the construct validity and internal consistency of the Brazilian version of *Leisure Attitude Measurement* for the elderly. **Method:** Methodological study with a quantitative approach. The data were collected for three months through domiciliary visits to a random and representative sample of 384 elders. The internal consistency was measured through Cronbach alpha coefficient. Construct validity was evaluated through exploratory factor analysis. Factor extraction was conducted per principal components, following the Kaiser criterion, with rotation through Varimax solution. **Results:** The participants' mean age was 70,9 and they were mostly women, married, living with relatives, with one to four years of education, and with an income of up to one minimum wage. The final model of the instrument has conserved three factors, under the parsimony criterion, explaining 50% of data variance, with a total of 27 items distributed across the cognitive, affective, and behavioral domains, with an overall Cronbach alpha coefficient of 0.89. **Conclusion:** The proposed structural model has shown construct validity and an appropriate internal consistency, explaining 50% of data variability. Its application can promote the understanding of social reality and encourage a positive attitude and elderly engagement in leisure activities.

### DESCRIPTORS

Aged; Leisure Activities; Quality of Life; Health of the Elderly; Geriatric Nursing; Validation Study.

### Autor correspondente:

Vivian Carla de Castro  
Rua Sebastião Domingos  
Sabaini, 570B, Jardim Itália  
CEP 87060-668 – Maringá, PR, Brasil  
[vivian.carla5@hotmail.com](mailto:vivian.carla5@hotmail.com)

Recebido: 09/01/2020  
Aprovado: 23/09/2020

## INTRODUÇÃO

O lazer constitui-se um fenômeno complexo cuja compreensão está pautada em diversas abordagens<sup>(1)</sup>. A dualidade lazer-trabalho, oriunda da sociedade industrial, determina o lazer como um conjunto de ocupações com as quais o indivíduo se envolve de forma livre e desinteressada após cumprir suas obrigações sociais. Em uma perspectiva contemporânea, o lazer pode ser concebido como a cultura vivenciada no tempo disponível e como necessidade humana<sup>(2-4)</sup>. Considerando as múltiplas formas de satisfazer essa necessidade, o significado do lazer não deve excluir o trabalho, mas refletir a complementaridade de ambos<sup>(2)</sup>.

Durante a vida, a complementaridade entre lazer e trabalho se torna mais evidente em face da aposentadoria condicionada à idade, momento em que os indivíduos, normalmente, passam a contar com maior quantidade de tempo disponível, devido à extinção ou redução de atividades laborais, podendo dedicar-se mais às atividades prazerosas. Por outro lado, o processo de aposentadoria representa um impacto nos padrões de atividades, contatos sociais e recursos financeiros dos indivíduos<sup>(5-7)</sup> e, diante do exorbitante crescimento da população idosa no cenário mundial<sup>(5)</sup>, soma-se a outras questões de ordem financeira, social e de saúde<sup>(8)</sup>. Para essas pessoas, os padrões de lazer criados ao longo da vida são especialmente importantes, pois, embora não garanta resultados positivos, o lazer contribui para a saúde, bem-estar e para o gerenciamento do tempo e dos eventos negativos da vida<sup>(7)</sup>.

O lazer pode ser um meio para a adaptação dos idosos às modificações do envelhecimento, seja mantendo os níveis de atividade e participação, em substituição ao trabalho, seja ressignificando os acontecimentos cotidianos ou sustentando aspectos valiosos de identidade<sup>(9)</sup>. No tocante à saúde, o engajamento em atividades de lazer é um fator-chave para o envelhecimento bem-sucedido<sup>(4)</sup>, pois promove saúde física e mental, interações sociais e qualidade de vida, ao passo que minimiza sintomas de depressão e risco de declínio cognitivo e motor<sup>(7,10-12)</sup>, podendo ainda auxiliar no exercício da autonomia<sup>(8,11)</sup>, o que torna esse fenômeno substancial para a enfermagem gerontogeriatrica.

O principal determinante da participação e satisfação com as atividades de lazer é a atitude relacionada a ele. Sabe-se que indivíduos com atitudes positivas tendem a avaliar favoravelmente as experiências de lazer<sup>(7)</sup>. A atitude relacionada ao lazer inclui os componentes cognitivo, afetivo e comportamental, os quais se referem, respectivamente, aos conhecimentos e crenças, sentimentos e padrões de comportamento relacionados ao lazer<sup>(13)</sup>.

Diante da importância da atitude para o engajamento no lazer e dos seus benefícios evidentes, destaca-se a escassez de ferramentas adequadas para avaliar esse constructo<sup>(14)</sup>, sobretudo na população idosa<sup>(15)</sup>. A maioria dos instrumentos ligados a esse universo limita a concepção de lazer à frequência de participação nas atividades, desconsiderando a subjetividade de seu significado<sup>(14)</sup> e a amplitude dos conteúdos do lazer, ou é apresentada em idioma estrangeiro<sup>(1)</sup>. Sabendo que instrumentos de avaliação padronizados são

parte integrante da pesquisa e da prática de enfermagem<sup>(16)</sup>, é relevante a disponibilização de um instrumento válido e confiável para mensurar a atitude de idosos brasileiros frente ao lazer.

Com o intuito de mensurar separadamente a atitude relacionada ao lazer nos componentes cognitivo, afetivo e comportamental, foi desenvolvida por autores americanos a *Leisure Attitude Measurement* (LAM)<sup>(17)</sup>, a qual foi adaptada e validada para outros países, como Coreia, China, Irã, Turquia e Portugal<sup>(13)</sup>, bem como para a cultura brasileira, com direcionamento para o público idoso, denominando-se LAM – Versão Brasileira (LAM-VB), porém ainda sem o teste de suas qualidades psicométricas. O objetivo do presente estudo foi avaliar a validade de constructo e a consistência interna da LAM-VB para a pessoa idosa.

## MÉTODO

### TIPO DE ESTUDO

Pesquisa metodológica de abordagem quantitativa.

### POPULAÇÃO

A pesquisa foi realizada com os idosos residentes no município de Maringá, PR, Brasil, cadastrados em 33 Unidades Básicas de Saúde que contavam com equipes da Estratégia Saúde da Família (ESF). Concedida a autorização pela Secretaria Municipal de Saúde, foi possível acessar o sistema de cadastros informatizados, que registrou cerca de 50.000 idosos em 2017, representando 12,30% da população geral estimada para o período.

### DEFINIÇÃO DA AMOSTRA

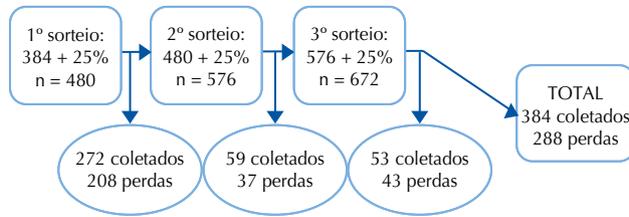
Para a amostragem, aplicou-se a regra para o cálculo de amostras para proporções, considerando-se o fator de correção para populações finitas. Definiu-se um nível de confiança  $(1 - \alpha)$  de 95% e um erro  $(e)$  de 0,05. Estipulou-se uma prevalência  $(p)$  de 0,5, visto que a revisão da literatura não trouxe a prevalência esperada neste caso. A partir de  $N = 50.000$  idosos,  $p = 0,5$ , erro  $= 0,05$  e  $Z = 1,96$ , a amostra calculada foi de 384 idosos.

### CRITÉRIOS DE SELEÇÃO

A amostra foi selecionada por sorteio aleatório, com base nos cadastros informatizados de pessoas maiores de 60 anos, até o ano de 2017.

Foram critérios de inclusão dos sujeitos no estudo a capacidade de se comunicar com clareza no idioma português do Brasil, residir na zona urbana do município e a obtenção do escore mínimo no Miniexame do Estado Mental (MEEM) de acordo com o nível de escolaridade<sup>(18)</sup>. Por sua vez, os critérios de exclusão abrangeram cadastro não registrado no sistema, erro no cadastro da ESF (endereço incompleto ou inexistente e nome do idoso não correspondente ao morador do endereço informado), mudança de domicílio, falecimento, idoso não encontrado no domicílio após três tentativas de visita e idoso incapaz de interagir.

Cada idoso excluído foi substituído a partir de uma lista de unidades amostrais extras, por ordem de sorteamento. Os casos de inelegibilidade superaram as 96 (25%) unidades amostrais extras incluídas no primeiro sorteio, sobretudo devido à desatualização dos dados no sistema, fazendo-se necessários outros dois sorteios, realizados em ocasiões distintas, de novas unidades amostrais extras para atingir a amostra estipulada (Figura 1).



Crítérios de exclusão	1º sorteio	2º sorteio	3º sorteio	Total
Não se comunicavam em português	02	-	-	02
Residiam em área rural	02	01	-	03
Não atingiram pontuação MEEM	09	04	03	16
Cadastro não registrado	19	05	05	29
Erro de cadastro	52	10	07	69
Mudaram-se	30	03	04	37
Faleceram	08	04	01	13
Não encontrados após três visitas	37	03	10	50
Incapazes de interagir	07	01	02	10
<b>Total</b>	<b>208</b>	<b>37</b>	<b>43</b>	<b>288</b>

**Figura 1** – Etapas para a seleção da amostra de idosos do estudo – Maringá, PR, Brasil, 2018.

Ressalta-se que 53 idosos se recusaram a participar da pesquisa; foram excluídos dois idosos do segundo sorteio, por já terem sido sorteados anteriormente, e quatro idosos do terceiro sorteio, devido ao alcance da amostra representativa ( $n = 384$ ).

## COLETA DE DADOS

A coleta de dados ocorreu entre julho e outubro de 2018, por meio de visita domiciliar, realizada pela pesquisadora e por cinco acadêmicas de enfermagem, as quais receberam treinamento teórico-prático durante sete dias. As instruções fornecidas foram disponibilizadas em material impresso contendo: 1) Abordagem aos idosos em uso de crachá de identificação, por meio de linguagem simples e mantendo postura ética; 2) Explicação da pesquisa e leitura do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE); 3) Realização da entrevista, preferencialmente em ambiente externo ao domicílio, evitando invasão de privacidade, e permissão da presença de familiar sempre que solicitado; 4) Explicação para o correto auto ou heteropreenchimento da LAM-VB, certificando-se da compreensão, pelo idoso, das instruções para responder ao instrumento sem auxílio ou indicar o número que melhor representasse seu nível de concordância com cada afirmação lida; 5) Cronometragem do tempo para auto ou heteropreenchimento da LAM-VB; 6) Conferência dos dados preenchidos.

Durante a coleta, as acadêmicas recebiam, por dia, uma lista individual com nome e endereço dos idosos a serem entrevistados, sendo designado, para cada idoso, um número para identificação dos instrumentos. A pesquisadora acompanhava uma acadêmica a cada dia e, ao final do período, recolhia as listas e instrumentos preenchidos de todo o grupo para conferência e armazenamento, a fim de garantir o anonimato e a confidencialidade dos dados.

Utilizou-se um instrumento para caracterização sociodemográfica (idade, sexo, nível educacional, renda pessoal, estado civil e arranjo domiciliar), elaborado pela pesquisadora, e a LAM-VB para a população idosa. Assim como a LAM, a LAM-VB permaneceu com 36 itens, divididos igualmente nos componentes cognitivo, afetivo e comportamental da atitude em relação ao lazer, após a adaptação transcultural, utilizando como sistema de resposta a escala do tipo Likert em cinco níveis, em que “1” revela atitude extremamente negativa e “5” indica atitude extremamente positiva.

## ANÁLISE E TRATAMENTO DOS DADOS

Os dados foram tabulados em planilha do aplicativo *Excel* e analisados no Programa *Statistical Analysis Software* (SAS, versão 9.4). Na análise descritiva, calcularam-se a média e o desvio-padrão das respostas para cada item.

A consistência interna do instrumento foi medida pelo coeficiente *alfa de Cronbach*, sendo considerados aceitáveis valores acima de 0,60, por se tratar de estudo com análise fatorial exploratória (AFE). A validade de constructo da LAM-VB foi avaliada por meio da AFE, posteriormente à verificação da adequabilidade da amostra, que utilizou como critérios  $n > 100$ , coeficientes da matriz de correlação com valor acima de 0,30 e teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) com valor acima de 0,60. O método de extração dos fatores foi por componentes principais (CP), de acordo com o critério de Kaiser, isto é, com *eigenvalue* maior que um, além de analisar a variância explicada. A rotação dos fatores se deu pelo método ortogonal de *Varimax*, mantendo-se os itens com carga fatorial mínima de 0,30. Calculou-se a estimativa das comunalidades ( $h^2$ ), aceitando-se valores acima de 0,30<sup>(19)</sup>.

## ASPECTOS ÉTICOS

A pesquisa foi aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa sob o Protocolo nº 2.194.308/2017, de acordo com a Resolução 466/12. Todos os idosos participantes ou seus responsáveis assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE).

## RESULTADOS

Os participantes do estudo tinham entre 61 e 93 anos de idade, com média de 70,89 anos ( $DP = 7,64$ ), e eram, em sua maioria, do sexo feminino (62,76%), casados ou em união estável (61,20%), residiam com familiares (86,16%), possuíam entre um e quatro anos de estudo (50,52%) e renda pessoal de até um salário mínimo (48,95%) (Tabela 1).

**Tabela 1** – Distribuição dos idosos participantes do estudo segundo características sociodemográficas – Maringá, PR, Brasil, 2018.

Variáveis	n (%)
<b>Sexo (n=384)</b>	
Masculino	143 (37,24%)
Feminino	241 (62,76%)
<b>Faixa etária (n=379)</b>	
60 a 69 anos	190 (50,13%)
70 a 79 anos	131 (34,56%)
80 anos ou +	58 (15,31%)
<b>Estado civil (n=384)</b>	
Solteiro(a)	21 (5,47%)
Casado(a)/União estável	235 (61,20%)
Separado(a)	28 (7,29%)
Viúvo(a)	100 (26,04%)
<b>Reside (n=383)</b>	
Sozinho(a)	53 (13,84%)
Com familiares	330 (86,16%)
<b>Escolaridade (n=384)</b>	
Analfabeto(a)	45 (11,72%)
1 a 4 anos de estudo	194 (50,52%)
5 a 8 anos de estudo	60 (15,63%)
9 a 11 anos de estudo	49 (12,76%)
11 anos de estudo ou +	36 (9,37%)
<b>Renda pessoal (n=380)</b>	
Nenhuma	52 (13,68%)
Até 1 salário mínimo*	186 (48,95%)
1 a 2 salários mínimos*	59 (15,53%)
2 a 3 salários mínimos*	44 (11,58%)
3 salários mínimos* ou +	39 (10,26%)

\*Salário mínimo no período da coleta: R\$ 954,00. Nota: (n=384).

A LAM-VB foi preenchida por 29,65% dos idosos e, para os demais, pela pesquisadora/acadêmica. Em ambos, o tempo médio de preenchimento foi dez minutos.

Na primeira fase da AFE, analisaram-se a matriz de correlação e o coeficiente alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) para cada domínio e para a LAM-VB global. O domínio cognitivo apresentou resultados acima de 0,30 na correlação entre itens e o coeficiente  $\alpha$  (0,85), que indicou boa confiabilidade, não sofreu alterações significativas na simulação para exclusão de itens; assim, foram considerados os 12 itens para a análise. O mesmo ocorreu no domínio afetivo, em que os valores da correlação entre itens foram maiores do que 0,50 e o coeficiente  $\alpha$  (0,92) não mostrou alterações relevantes caso algum item fosse excluído (Tabela 2).

Já no domínio comportamental, sete itens apresentaram correlação abaixo de 0,30 e, portanto, foram excluídos da análise após verificações sucessivas para a eliminação de cada um: 25) “Pratico atividades de lazer com frequência.”;

27) “Conforme minha renda permite, compro produtos e equipamentos para usar nas minhas atividades de lazer.”; 30) “Se pudesse escolher, viveria em um lugar ou uma cidade que oferece mais opções de lazer.”; 31) “Pratico algumas atividades de lazer mesmo quando elas não foram planejadas.”; 32) “Assistiria a um seminário ou a uma aula para poder praticar melhor as atividades de lazer.”; 33) “Apoio a ideia de aumentar meu tempo disponível para participar de atividades de lazer.”; e 36) “Dou prioridade para o lazer entre as minhas outras atividades.”. Para os cinco itens retidos (Tabela 2), a correlação retornou valores maiores do que 0,30 e confiabilidade suficiente ( $\alpha = 0,65$ ).

Para o total de 29 itens retidos para análise, o coeficiente  $\alpha$  foi de 0,92, revelando boa confiabilidade do instrumento. Ainda na Tabela 2, observa-se que todos os itens apresentaram correlações acima de 0,30 e que o coeficiente  $\alpha$  do domínio comportamental passou de 0,60 a 0,90, aproximadamente, ao se considerar o instrumento como um todo.

Na segunda etapa da AFE, procedeu-se à extração de fatores por componentes principais e obtiveram-se cinco fatores com *eigenvalues*  $\geq 1$ , com as respectivas variâncias explicadas, em ordem decrescente: fator 1 – 10,03 (34,60%); fator 2 – 2,10 (7,25%); fator 3 – 1,76 (6,10%); fator 4 – 1,71 (4,25%); fator 5 – 1,23 (3,70%). Todavia, optou-se por considerar a parcimônia do modelo e retirar da modelagem os fatores 4 e 5, cujo ganho em explicação da variabilidade total dos dados seria de apenas 7,95%. Os três fatores juntos explicaram 47,95% da variância total dos dados. A amostra apresentou tamanho apropriado para a análise fatorial e adequabilidade do ajuste do modelo excelente (KMO = 0,92).

Os três domínios apresentaram cargas fatoriais acima de 0,30 (Tabela 3), levando em conta uma amostra maior do que 350 sujeitos. No entanto, ao calcular a estimativa das comunalidades, verificou-se que os itens um e dois, que já haviam indicado cargas fatoriais pequenas, mostraram também baixas comunalidades (0,19 e 0,27, respectivamente). Assim sendo, optou-se por excluir tais itens — a saber: 1) “Participar de atividades de lazer é uma forma inteligente de utilizar o tempo.”; e 2) “As atividades de lazer são benéficas para os indivíduos e para a sociedade.” — e proceder a nova análise fatorial.

Na segunda extração de fatores por componentes principais do instrumento com 27 itens, obtiveram-se quatro fatores com *eigenvalues*  $\geq 1$ , com as respectivas variâncias explicadas, em ordem decrescente: fator 1: 9,69 (35,91%); fator 2: 2,08 (7,73%); fator 3: 1,74 (6,45%); fator 4: 1,09 (4,07%). O fator 4 foi retirado da análise, considerando a parcimônia do modelo e a pequena variância explicada que acrescentaria. A explicação da variância total dos dados pelos três fatores aumentou de 47,95% para 50% e o KMO (0,92) não apresentou alterações. Para a LAM-VB com 27 itens, o coeficiente  $\alpha$  foi de 0,89 e para os domínios cognitivo, afetivo e comportamental permaneceram, respectivamente, em 0,85, 0,92 e 0,65.

O primeiro fator, operacionalizado pelos itens 13 a 24, explicou 35,91% da variabilidade total dos dados, tornando-se a dimensão mais importante para explicar as atitudes dos idosos relacionadas ao lazer, e foi interpretado como sendo o domínio afetivo da LAM-VB. O segundo fator, que

compreende os itens de três a 12, explica 7,73% da variabilidade dos dados e foi interpretado como sendo o domínio cognitivo do instrumento. O terceiro fator, composto pelos

itens 26, 28, 29, 34 e 35, apresentou uma variância explicada de 6,45% e foi interpretado como sendo o domínio comportamental da LAM-VB (Tabela 3).

**Tabela 2** – Média, desvio-padrão, correlação entre itens e consistência interna segundo o domínio e instrumento global – Maringá, PR, Brasil, 2018.

Itens	Média	DP	Correlação entre itens do domínio	$\alpha^*$ domínio se o item for excluído	Correlação item-total	$\alpha^*$ instrumento global se o item for excluído
<b>Cognitiva / n = 384</b>						
1	4,78	0,63	0,39	0,85	0,37	0,90
2	4,73	0,70	0,39	0,85	0,39	0,90
3	4,51	0,87	0,40	0,86	0,34	0,90
4	4,80	0,63	0,60	0,84	0,49	0,90
5	4,79	0,64	0,57	0,84	0,45	0,90
6	4,69	0,80	0,56	0,84	0,51	0,90
7	4,78	0,64	0,67	0,83	0,54	0,90
8	4,60	0,86	0,51	0,85	0,49	0,90
9	4,76	0,68	0,62	0,84	0,57	0,90
10	4,83	0,57	0,54	0,84	0,51	0,90
11	4,76	0,66	0,55	0,84	0,50	0,90
<b>Afetiva</b>						
12	4,87	0,50	0,69	0,84	0,63	0,90
13	4,83	0,57	0,57	0,92	0,49	0,90
14	4,75	0,71	0,72	0,91	0,61	0,89
15	4,81	0,67	0,70	0,92	0,63	0,89
16	4,79	0,67	0,67	0,92	0,59	0,89
17	4,71	0,74	0,73	0,91	0,66	0,89
18	4,84	0,58	0,77	0,91	0,67	0,89
19	4,79	0,64	0,76	0,91	0,69	0,89
20	4,63	0,85	0,74	0,91	0,68	0,89
21	4,63	0,87	0,58	0,92	0,56	0,89
22	4,81	0,70	0,67	0,92	0,57	0,89
23	4,79	0,64	0,79	0,91	0,70	0,89
24	4,63	0,84	0,54	0,92	0,48	0,90
<b>Comportamental / n = 384</b>						
26	4,17	1,41	0,37	0,62	0,35	0,90
28	4,23	1,37	0,41	0,60	0,34	0,90
29	4,01	1,47	0,47	0,57	0,45	0,90
34	3,65	1,58	0,39	0,61	0,37	0,90
35	3,78	1,60	0,39	0,61	0,35	0,90

\*coeficiente alfa de Cronbach.

**Tabela 3** – Matriz de componentes principais após rotação de *Varimax* dos 27 itens da LAM-VB – Maringá, PR, Brasil, 2018.

	Item	Fator 1	Fator 2	Fator 3
Cognitivo	3-As pessoas costumam fazer amizades durante o lazer.	-0,05	0,46	0,38
	4-As atividades de lazer contribuem para a saúde dos indivíduos.	0,23	0,69	-0,02
	5-As atividades de lazer deixam as pessoas mais felizes.	0,09	0,69	0,09
	6-O lazer aumenta a produtividade dos indivíduos no trabalho.	0,23	0,61	0,12
	7-As atividades de lazer ajudam a renovar as energias das pessoas.	0,29	0,70	-0,03
	8-As atividades de lazer podem ser uma forma de aperfeiçoamento pessoal.	0,23	0,51	0,19
	9-As atividades de lazer ajudam os indivíduos a relaxar.	0,29	0,62	0,17
	10-As pessoas precisam de atividades de lazer.	0,30	0,45	0,08
	11-As atividades de lazer são boas oportunidades para o convívio social.	0,19	0,58	0,26
	12-As atividades de lazer são importantes.	0,44	0,63	0,07
Afetivo	13-Quando estou envolvido(a) em atividades de lazer, o tempo passa rápido.	0,60	0,20	0,03
	14-Minhas atividades de lazer me dão prazer.	0,75	0,20	0,08
	15-Valorizo as minhas atividades de lazer.	0,71	0,30	0,03
	16-Sinto-me à vontade durante meu lazer.	0,69	0,17	0,17
	17-Minhas atividades de lazer me proporcionam experiências prazerosas.	0,73	0,23	0,18
	18-Sinto que o lazer é bom para mim.	0,77	0,25	0,12
	19-Gosto de aproveitar cada momento quando estou envolvido(a) em atividades de lazer.	0,74	0,30	0,18
	20-Minhas atividades de lazer são revigorantes.	0,71	0,22	0,25
	21-Considero apropriado participar de atividades de lazer com frequência.	0,55	0,28	0,19
	22-Sinto que o tempo que utilizo em atividades de lazer não é tempo perdido.	0,70	0,22	0,00
	23-Gosto das minhas atividades de lazer.	0,79	0,25	0,15
	24-Minhas atividades de lazer recebem toda a minha atenção.	0,61	-0,05	0,28
Comportamental	26-Se eu pudesse escolher, aumentaria o tempo que passo praticando atividades de lazer.	0,02	0,25	0,59
	28-Faria mais atividades de lazer novas se tivesse mais tempo e dinheiro.	0,05	0,15	0,63
	29-Dedico bastante tempo e esforço para ser mais competente nas minhas atividades de lazer.	0,26	0,10	0,62
	34-Envolve-me em atividades de lazer mesmo quando tenho pouco tempo disponível.	0,22	0,03	0,56
	35-Dedicaria tempo em educação e preparação para as atividades de lazer.	0,17	0,00	0,62

No geral, 7,40% das cargas fatoriais dos itens tinham valores regulares (de 0,30 a 0,50), 66,67% apresentavam valores moderados (de 0,50 a 0,70) e 25,93% obtiveram valores altos (maiores que 0,70). No fator 1 (domínio afetivo), as cargas fatoriais variaram entre 0,55 (item 21) e 0,79 (item 23); no fator 2 (domínio cognitivo), a variação foi de 0,45 (item 10) a 0,70 (item sete); por fim, no fator 3 (domínio comportamental), 0,56 (item 34) e 0,63 (item 28) representaram a

menor e a maior carga fatorial, respectivamente. Em nenhum item foram observadas cargas fatoriais que pesavam em mais de um fator com diferença <0,15.

Tendo em vista que dois itens foram excluídos devido a baixos valores das comunalidades, o que indica que esses itens não estavam linearmente correlacionados ao grupo de variáveis do fator, procedeu-se a um novo cálculo dessas variáveis (Tabela 4).

**Tabela 4** – Comunalidades estimadas para os itens considerados na LAM-VB – Maringá, PR, Brasil, 2018.

Cognitiva												
Itens	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$h^{2*}$	***	***	0,36	0,53	0,49	0,44	0,58	0,35	0,50	0,36	0,43	0,60
Afetiva												
Itens	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
$h^{2*}$	0,40	0,61	0,59	0,53	0,62	0,67	0,66	0,62	0,41	0,55	0,70	0,45
Comportamental												
Itens	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
$h^{2*}$	**	0,42	**	0,42	0,46	**	**	**	**	0,36	0,41	**

\*comunalidade; \*\* itens excluídos do instrumento por apresentarem correlação entre itens abaixo de 0,30; \*\*\* itens excluídos do instrumento por apresentarem comunalidades abaixo de 0,30 na primeira análise.

Após a nova análise, todos os itens alcançaram resultados desejáveis, acima de 0,30.

## DISCUSSÃO

Foram avaliadas a estrutura fatorial e a confiabilidade da LAM-VB e constatou-se que o instrumento possui propriedades psicométricas adequadas à sua aplicação para a amostra de idosos estudada, tornando-se uma ferramenta útil para estudos nacionais sobre o lazer. A LAM-VB foi aplicada nas formas de auto e heteropreenchimento. A autoaplicação tem como vantagem a economia de recursos, especialmente ao usar questionários online, além de eliminar o viés do entrevistador; por outro lado, pode ser dificultada pelo viés do entrevistado, sobretudo entre os participantes com dificuldades de leitura<sup>(20)</sup>.

Os valores do coeficiente *alfa de Cronbach* para o instrumento global e para os três domínios atestaram confiabilidade satisfatória à LAM-VB. Os valores se assemelham mais aos encontrados na versão portuguesa reduzida da LAM<sup>(13)</sup>, para a qual o coeficiente foi 0,88 no instrumento global e 0,81, 0,85 e 0,76 nos domínios cognitivo, afetivo e comportamental, respectivamente, do que na versão original<sup>(17)</sup>, em que se obteve 0,94 na avaliação global e 0,91, 0,93 e 0,89 nos domínios cognitivo, afetivo e comportamental, nessa ordem. O domínio comportamental apresentou o menor coeficiente, achado que também corrobora as versões portuguesas original<sup>(17)</sup> e reduzida<sup>(13)</sup> da LAM. Acredita-se que o ocorrido se deva à heterogeneidade na composição de itens desse domínio<sup>(17)</sup> e possa indicar associação fraca entre atitude e comportamento, sugerindo que a atitude resulta de reações afetivas e cognitivas e que reflete intenções comportamentais, mas não prevê o comportamento<sup>(13)</sup>.

A presença de baixas correlações levou à análise empírica<sup>(19)</sup> para a exclusão de sete itens do domínio comportamental. Considerando-se a semelhança entre os idiomas, observou-se que a versão portuguesa reduzida da LAM manteve seis itens nesse domínio<sup>(13)</sup>, apoiados em cargas fatoriais maiores do que 0,50 e, destes, quatro correspondem a itens também mantidos na LAM-VB. Dois itens mantidos na primeira e excluídos na segunda relacionam-se à disposição do indivíduo em assistir aula ou seminário para realizar melhor suas atividades de lazer e à priorização do lazer dentre as suas atividades. Um item, que diz respeito ao aumento na frequência do lazer em face de maior disponibilidade de tempo e dinheiro, foi mantido na LAM-VB e excluído na versão reduzida de Portugal.

As diferenças podem ser justificadas pelo fato de que a versão portuguesa se destinou a jovens estudantes e a versão brasileira, a idosos. De fato, o nível educacional e a renda da maioria dos idosos da pesquisa levam a crer que a realização do lazer parece não estar atrelada à aquisição de conhecimento teórico ou à priorização de atividades, mas ao gerenciamento do tempo e à disponibilidade de recursos financeiros, condições frequentes na aposentadoria, fase caracterizada pelo desligamento das atividades laborais<sup>(6-7)</sup>.

A avaliação estrutural seguiu com o emprego da AFE em detrimento da análise fatorial confirmatória (AFC), ainda que se trate de um instrumento adaptado, considerando que

não há evidências empíricas prévias especificamente para as características da amostra selecionada<sup>(21-22)</sup>. O modelo mostrou boa adequabilidade para AFE pelo teste KMO após as adequações. A amostra de 384 casos pareceu satisfazer os pressupostos para o instrumento testado, pois, das 27 comunalidades, cinco apresentaram valor menor do que 0,4 e, dos três fatores, dois possuíam mais de seis itens. A literatura aponta que é necessária uma amostra de 400 sujeitos para comunalidades em torno de 0,30 e fatores com três itens; 200 sujeitos para comunalidades entre 0,40 e 0,70 e fatores com três a quatro itens; ou de 150 a 200 sujeitos para cargas fatoriais acima de 0,70 e pelo menos seis itens por fator<sup>(22)</sup>.

A extração de fatores ocorreu pela técnica de CP e utilizou-se a rotação *Varimax*. A rotação dos eixos permite que qualquer fator seja descoberto, tornando a solução arbitrária; logo, é indispensável a existência de uma teoria que fundamente o traço latente para que a rotação funcione como teste de hipótese e não como pesca delas<sup>(19)</sup>. A seleção dos fatores a serem retidos na análise se baseou na regra de Kaiser e na parcimônia do modelo e foi determinante, pois a insuficiência de fatores levaria à dificuldade de interpretação das cargas fatoriais e fatores excedentes criariam domínios com pouco significado teórico<sup>(22)</sup>. A análise da presente pesquisa suportou os fatores da versão original, mas nas versões da Coreia e da China, por exemplo, foram encontradas estruturas com quatro fatores<sup>(13)</sup>.

Os valores de carga fatorial encontrados foram predominantemente moderados. Recomenda-se um valor mínimo de 0,30 e diferença maior que 0,15 entre as cargas fatoriais de um mesmo item para os fatores existentes<sup>(21)</sup>. Quanto às comunalidades, que estimam a parte da variância de cada item explicada pelo fator comum subjacente, dois itens apresentaram valores inferiores a 0,30 em uma primeira AFE, indicando sua eliminação.

Do ponto de vista empírico, o entendimento do lazer como forma de tornar o tempo útil (item um) e como uma prática benéfica para toda sociedade (item dois) não pareceu coadunar com o restante do domínio. Em ambos, deve-se considerar o contexto sociocultural. A decisão de excluir itens implica a realização de nova análise para cada item eliminado, já que pequenas variações podem modificar substancialmente o resultado final da análise<sup>(21-22)</sup>.

No primeiro caso, a dualidade trabalho-lazer e a concepção defasada de ócio podem explicar a questão de utilidade do tempo, já que, para os idosos, pode haver o entendimento de que tempo útil é aquele que se gasta com trabalho, supervalorizado em relação ao lazer<sup>(2)</sup>. Na segunda situação, concepções de diversão postuladas pela sociedade contemporânea, ligadas a atividades desviantes, como abuso de álcool e entorpecentes<sup>(23)</sup>, podem ter levado a um conflito com a concepção de lazer para os idosos, que é subjetiva, tornando difícil a mensuração generalizada desse item. Para mudar tais perspectivas, seria ideal desenvolver intervenções educativas para o lazer<sup>(8)</sup> que, no Brasil, ainda são rudimentares.

Embora tenha conservado três fatores na estrutura fatorial, a LAM-VB apresentou uma conformação abreviada em relação à versão original<sup>(17)</sup>, com 10, 12 e 5 itens nos domínios cognitivo, afetivo e comportamental, respectivamente, e 27 itens no instrumento global, cuja validade de constructo e

confiabilidade foram satisfatórias, o que evidencia a influência de fatores culturais no constructo; portanto, é esperado que esse constructo se manifeste de maneira distinta em uma ou outra cultura<sup>(15)</sup>. A solução adotada pareceu a mais adequada para a população em questão, mas, naturalmente, deve ser reavaliada em pesquisas futuras.

O presente estudo possui limitações metodológicas. A amostra selecionada não representa os idosos brasileiros em geral, mas os do município onde os dados foram coletados. O uso de uma escala do tipo Likert para o cálculo do escore caracteriza variáveis qualitativas e de natureza politômica, enquanto a matriz de correlação de Pearson requer variáveis contínuas e pressupõe relações lineares, o que não invalida os resultados, tendo em vista o teste de adequabilidade do modelo. Não foi realizada a confiabilidade teste-reteste para avaliação de possíveis diferenças estatísticas entre auto e heteropreenchimento da LAM-VB. Ademais, sugere-se a realização de AFC para confirmação da estrutura fatorial apresentada.

## CONCLUSÃO

Os resultados desta pesquisa propuseram para a LAM-VB um modelo estrutural que conservou três fatores, sob o

critério da parcimônia, explicando 50% da variância dos dados e boa adequabilidade do ajuste do modelo (KMO = 0,92). Para os 27 itens totais do modelo final, o coeficiente  $\alpha$  foi de 0,89 para o instrumento global e 0,85, 0,92 e 0,65 para os domínios cognitivo, afetivo e comportamental, respectivamente. O instrumento pode ser administrado em seu formato atual, mas recomendam-se estudos complementares com populações distintas dentro do país e outros testes psicométricos para consolidar o instrumento e garantir sua reprodutibilidade.

Por se tratar de uma ferramenta adaptada, a LAM-VB permite comparações, em projetos multicêntricos, com outras culturas. No que tange à prática de enfermagem, a LAM-VB poderá auxiliar, no âmbito da saúde coletiva, a levantar indicadores de avaliação e monitoramento das ações de promoção da saúde, bem como no conhecimento da realidade social. O desenvolvimento de estratégias de educação para o lazer poderá transformar crenças e sentimentos dos idosos sobre esse fenômeno e moldar sua orientação global para a vida, com vistas a nutrir uma atitude positiva e facilitar o envolvimento em atividades de lazer.

## RESUMO

**Objetivo:** Avaliar a validade de constructo e a consistência interna da versão brasileira da *Leisure Attitude Measurement* para a pessoa idosa. **Método:** Estudo metodológico, de abordagem quantitativa. Os dados foram coletados durante três meses, por meio de visitas domiciliares, em amostra aleatória e representativa de 384 idosos. A consistência interna foi medida pelo coeficiente *alfa de Cronbach*. A validade de constructo foi avaliada pela análise fatorial exploratória. A extração dos fatores foi realizada por componentes principais, segundo o critério de Kaiser, com rotação pela solução *Varimax*. **Resultados:** Os participantes tinham em média 70,9 anos e eram, na maioria, mulheres, casados, residentes com familiares, com um a quatro anos de estudo e renda de até um salário mínimo. O modelo final do instrumento conservou três fatores, sob o critério da parcimônia, explicando 50% da variância dos dados, com 27 itens totais, distribuídos nos domínios cognitivo, afetivo e comportamental e com coeficiente *alfa de Cronbach* global de 0,89. **Conclusão:** O modelo estrutural proposto mostrou validade de constructo e consistência interna adequada e explicou 50% da variabilidade dos dados. Sua aplicação permitirá conhecer a realidade social e incentivar atitude positiva e engajamento de idosos no lazer.

## DESCRITORES

Idoso; Atividades de Lazer; Qualidade de Vida; Saúde do Idoso; Enfermagem Geriátrica; Estudo de Validação.

## RESUMEN

**Objetivo:** Evaluar la validez de constructo y la consistencia interna de la versión brasileña de la *Leisure Attitude Measurement* para los ancianos. **Método:** Estudio metodológico con enfoque cuantitativo. Los datos se recogieron durante tres meses, mediante visitas a domicilio, en una muestra aleatoria y representativa de 384 ancianos. La consistencia interna se midió mediante el coeficiente alfa de *Cronbach*. La validez de constructo se evaluó mediante el análisis factorial exploratorio. La extracción de factores se realizó por componentes principales, según el criterio de Kaiser, con rotación por solución *Varimax*. **Resultados:** Los participantes tenían una media de edad de 70,9 años y en su mayoría eran mujeres, casados, vivían con familiares, con entre uno y cuatro años de escolaridad e ingresos de hasta un salario mínimo. El modelo final del instrumento retuvo tres factores, bajo el criterio de parsimonia, explicando el 50% de la varianza de los datos, con un total de 27 ítems, distribuidos en los dominios cognitivo, afectivo y comportamental y con un coeficiente alfa de *Cronbach* global de 0,89. **Conclusión:** El modelo estructural propuesto mostró validez de constructo y consistencia interna adecuada y explicó el 50% de la variabilidad de los datos. Su aplicación permitirá conocer la realidad social y fomentar la actitud positiva y la participación de los ancianos en el ocio.

## DESCRIPTORES

Anciano; Actividades Recreativas; Calidad de Vida; Salud del Anciano; Enfermería Geriátrica; Estudio de Validación.

## REFERÊNCIAS

1. Andrade RD, Schwartz GM, Tavares GH, Pelegrini A, Teixeira CS, Felden EPG. Construct validity and internal consistency in the Leisure Practices Scale (EPL) for adults. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2018;23(2):519-28. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/1413-81232018232.11492016>.
2. Roscoche LF. Trabalho, lazer e religião: uma aproximação. *Licere*. 2016;19(2):388-420.
3. Castro VC, Carreira L. Leisure activities and attitude of institutionalized elderly people: a basis for nursing practice. *Rev Latino Am Enferm*. 2015;23(2):307-14. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/0104-1169.3650.2556>
4. Michèle J, Guillaume M, Alain T, Nathalie B, Claude F, Kamel G. Social and leisure activity profiles and well-being among the older adults: a longitudinal study. *Aging Ment Health*. 2019;23(1):77-83. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/13607863.2017.1394442>
5. Afshar PF, Foroughan M, Vedadhir A, Tabatabaie MG. Psychometric properties of the Persian Version of Social Adaptation Self-evaluation Scale in community-dwelling older adults. *Clin Interv Aging*. 2017;12:579-84. doi: <http://dx.doi.org/10.2147/CIA.S129407>

6. Pissinati PSC, Haddad MCFL, Munari DB, Martins JT, Gvozdz R. Aptitude for behavior change in the planning of retirement in preretirement workers. *Ciênc Cuid Saúde*. 2017;16(3):1-7. doi: <http://dx.doi.org/10.4025/ciencuccuidsaude.v16i3.38310>
7. Lee C, Payne LL, Berdychevsky L. The roles of leisure attitudes and self-efficacy on attitudes toward retirement among retirees: a sense of coherence theory approach. *Leisure Sci*. 2020;42(2):152-69. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/01490400.2018.1448025>
8. Kao IC, Chang LC. Long-term effects of leisure education on leisure needs and stress in older adults. *Educ Gerontol*. 2017;43(7):356-64. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/03601277.2017.1299447>
9. Earl JK, Gerrans P, Halim VA. Active and adjusted: Investigating the contribution of leisure, health and psychosocial factors to retirement adjustment. *Leisure Sci*. 2015;37(4):354-72. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/01490400.2015.1021881>
10. Ribeiro DKMN, Lenardt MH, Michel T, Setoguchi LS, Grden CRB, Oliveira ES. Contributory factors for the functional independence of oldest old. *Rev Esc Enferm USP*. 2015;49(1):89-96. doi: <https://doi.org/10.1590/S0080-623420150000100012>
11. Dattilo J, Lorek A, Mogle J, Sliwinski M, Freed S, Frysinger M, et. al. Perceptions of leisure by older adults who attend senior centers. *Leisure Sci*. 2015;37(4):373-90. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/01490400.2015.1016563>
12. Kim J, Irwin L, Kim M, Chin S, Kim J. The role of leisure engagement for health benefits among Korean older women. *Health Care Women Int*. 2015;36(12):1357-74. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/07399332.2015.1077843>
13. Teixeira A, Freire T. The Leisure Attitude Scale: psychometrics properties of a short version for adolescents and young adults. *Leisure Loisir*. 2013;37(1). doi: <http://dx.doi.org/10.1080/14927713.2013.776748>
14. Martínez-Rodríguez S, Iraurgi I, Gómez-Marroquin I, Carrasco M, Ortiz-Marqués N, Stevens AB. Psychometric properties of the Leisure Time Satisfaction Scale in family caregivers. *Psicothema*. 2016;28(2):207-13. doi: <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2015.278>
15. Ferreira HG, Barham EJ. Estrutura fatorial da versão brasileira do california older person's pleasant events Schedule. *Aval Psicol*. 2017;16(4):405-14. doi: <http://dx.doi.org/10.15689/ap.2017.1604.12627>
16. Streiner DL, Kottner J. Recommendations for reporting the results of studies of instrument and scale development and testing. *J Adv Nurs*. 2014;70(9):1970-9. doi: <http://dx.doi.org/10.1111/jan.12402>
17. Ragheb MG, Beard JG. Measuring Leisure Attitude. *J Leis Res*. 1982;14(2):155-67. doi: <https://doi.org/10.1080/00222216.1982.11969512>
18. Brucki SMD, Nitrini R, Caramelli P, Bertolucci PHF, Okamoto IH. Sugestões para o uso do mini-exame do estado mental no Brasil. *Arq Neuro Psiquiatr*. 2003;61(3B):777-81. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/S0004-282X2003000500014>
19. Hair Jr JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. *Multivariate data analysis*. London: Pearson; 2014.
20. Chu AHY, Ng SHX, Koh D, Müller-Riemenschneider F. Reliability and validity of the self- and interviewer-administered versions of the Global Physical Activity Questionnaire (GPAQ). *PLoS One*. 2015;10(9):e0136944. doi:10.1371/journal.pone.0136944
21. Reichenheim ME, Hokerberg YHM, Moraes CL. Assessing construct structural validity of epidemiological measurement tools: a seven-step roadmap. *Cad Saúde Pública*. 2014;30(5):927-39. doi: <http://dx.doi.org/10.1590/0102-311X00143613>
22. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *An Psicol*. 2014;30(3):1151-69. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
23. Stodolska M, Berdychevsky L, Shinew KJ. Gangs and deviant leisure. *Leisure Sci*. 2019;41(4):278-93. doi: <http://dx.doi.org/10.1080/01490400.2017.1329040>

#### Apoio financeiro:

Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES).



Este é um artigo em acesso aberto, distribuído sob os termos da Licença Creative Commons.