

ISSN 1980-3990 Versão eletrônica
ISSN 0104-7809 Versão impressa

O MUNDO DA SAÚDE

- São Paulo - Brasil - edição especial - 2023



especial



A revista O Mundo da Saúde é uma publicação que tem como objetivo principal informar e conscientizar seus leitores sobre diversos temas relacionados à saúde. Por meio de artigos científicos, os quais passam por um rigoroso processo de avaliação antes de serem aceitos para publicação, garantindo a qualidade da pesquisa apresentada, a revista se consolida como uma fonte confiável de informações relevantes para pesquisadores e estudantes da área.

Nesta edição especial, os leitores poderão encontrar diversos artigos de abrangência, como, por exemplo, “Taxas de mortalidade geral indígena nas unidades federativas do Brasil e sua (não) correlação com indicadores socioeconômicos e de saúde nos anos de 2000 e 2010”, estudo que objetivou calcular e avaliar a taxa de mortalidade geral na população indígena brasileira e investigar correlações com indicadores socioeconômicos (2000-2010)

Avaliar a associação de parâmetros hematológicos e bioquímicos no pré e pós-operatório com as complicações clínicas de forma geral e por órgão afetado no pós-operatório de cirurgia cardíaca, foi o objetivo do estudo: “Associação de exames hematológicos e bioquímicos e complicações pós-cirurgia cardiovascular”.

Para conhecer o “Perfil epidemiológico dos casos de sífilis congênita e gestacional no Estado do Piauí, Brasil”, os autores coletaram dados no período de 2007 a 2017.

Em se tratando da: “Síndrome Respiratória Aguda Grave por COVID-19: Perfil Clínico-Epidemiológico e Distribuição Espacial dos Óbitos nas Unidades Federativas do Brasil”, o estudo descreve as características clínico-epidemiológicas e a distribuição espacial dos óbitos de SRAG por COVID-19 nas unidades federativas do Brasil. Trata-

se de estudo descritivo e ecológico dos óbitos de SRAG por COVID-19 nos estados brasileiros, no período de março de 2020 a junho de 2021, a partir de dados secundários disponíveis no openDataSUS.

E por fim, no estudo: “Avaliação preliminar das propriedades psicométricas do *Fat Talk Questionnaire* em uma amostra de mulheres jovens”, foi considerado como objetivo do estudo realizar a avaliação preliminar de suas propriedades psicométricas. O FTQ foi aplicado em 99 jovens do sexo feminino (18 a 19 anos e 11 meses), juntamente com questões sociodemográficas, a Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) e o Body Shape Questionnaire (BSQ8) para avaliação da validade convergente (pelo teste correlação de Pearson).

Cabe ressaltar que uma edição especial é uma publicação que se difere das demais, pois envolve a seleção de temas relevantes para a comunidade acadêmica, tratado por diferentes autores em diferentes artigos, com o objetivo de fazer uma análise aprofundada sobre uma grande área e engloba diversas vertentes de estudo. Isso contribui para uma melhor compreensão da área e a possibilidade de desenvolvimento de novas pesquisas.

Finalmente, a edição é uma importante ferramenta para o avanço da ciência e do conhecimento na sociedade. Através dela, pesquisadores de diferentes partes do mundo podem compartilhar informações, trocar conhecimentos e contribuir para o desenvolvimento da ciência. As edições especiais são uma demonstração da relevância da ciência na sociedade atual e de seu crescente papel no mundo moderno.



Editorial - Special Edition Journal O Mundo da Saúde

4



The journal *O Mundo da Saúde* is a publication whose main objective is to inform and make its readers aware of various topics related to health. Through scientific articles, which undergo a rigorous evaluation process before being accepted for publication, ensuring the quality of the research presented, the journal consolidates itself as a reliable source of relevant information for researchers and students in the area. In this special edition, readers will be able to find several comprehensive articles, such as, for example, “Indigenous general mortality rates in the federative units of Brazil and their (non) correlation with socioeconomic and health indicators in the years 2000 and 2010”, a study that aimed to calculate and evaluate the overall mortality rate in the Brazilian indigenous population and investigate correlations with socioeconomic indicators (2000-2010). Evaluating the association of hematological and biochemical parameters in the pre- and postoperative period with clinical complications in general and by organ affected in the postoperative period of cardiac surgery, was the objective of the study: “Association of hematological and biochemical exams and post-operative complications cardiovascular surgery”. To know the “Epidemiological profile of cases of congenital and gestational syphilis in the State of Piauí, Brazil”, the authors collected data from 2007 to 2017. In terms of: “Severe Acute Respiratory Syndrome due to COVID-19: Clinical-



Epidemiological Profile and Spatial Distribution of Deaths in the Federative Units of Brazil”, the study describes the clinical and epidemiological characteristics and the spatial distribution of SARS deaths due to COVID-19. 19 in the federative units of Brazil. This is a descriptive and ecological study of SARS deaths due to COVID-19 in the Brazilian states, from March 2020 to June 2021, based on secondary data available on openDataSUS. And finally, in the study: “Preliminary assessment of the psychometric properties of the Fat Talk Questionnaire in a sample of young women”, the objective of the study was to carry out a preliminary assessment of its psychometric properties. The FTQ was applied to 99 young females (18 to 19 years and 11 months old), along with sociodemographic questions, the Rosenberg Self-Esteem Scale (EAR) and the Body Shape Questionnaire (BSQ8) to assess convergent validity (using the test Pearson correlation). It should be noted that a special edition is a publication that differs from the others, as it involves the selection of topics relevant to the academic community, addressed by different authors in different articles, with the aim of making an in-depth analysis of a large area and encompasses several study aspects. This contributes to a better understanding of the area and the possibility of developing new research. Finally, editing is an important tool for advancing science and knowledge in society. Through it, researchers from different parts of the world can share information, exchange knowledge and contribute to the development of science. The special editions are a demonstration of the relevance of science in today’s society and its growing role in the modern scenery.



S
U
M
Á
R
I
O



Associação de exames hematológicos e bioquímicos e complicações pós-cirurgia cardiovascular.....8	
Association of hematological and biochemical tests and complications after cardiovascular surgery.....20	
Perfil epidemiológico dos casos de sífilis congênita e gestacional no Estado do Piauí, Brasil.....32	
Epidemiological profile of congenital and gestational syphilis cases in the State of Piauí, Brazil.....44	
Taxas de mortalidade geral indígena nas unidades federativas do Brasil e sua (não) correlação com indicadores socioeconômicos e de saúde nos anos de 2000 e 2010.....56	
All-cause mortality rates for indigenous in the states of Brazil and their (non) correlation with socioeconomic and health indicators in the years 2000 and 2010.....68	
Síndrome Respiratória Aguda Grave por COVID-19: Perfil Clínico-Epidemiológico e Distribuição Espacial dos Óbitos nas Unidades Federativas do Brasil.....80	
Severe Acute Respiratory Syndrome by COVID-19: Clinical-Epidemiological Profile and Spatial Distribution of Deaths in the States of Brazil.....96	
Avaliação preliminar das propriedades psicométricas do Fat Talk Questionnaire em uma amostra de mulheres jovens.....112	
Preliminary assessment of the psychometric properties of the Fat Talk Questionnaire in a sample of young women.....124	

Associação de exames hematológicos e bioquímicos e complicações pós-cirurgia cardiovascular

Sandra Leontina Graube^{1,3}  Karen Rafaela Okaseski¹  Bruna Felipin Ludvig¹  Silvana Agnolletto Bewanger² 
Vivian Lemes Lobo Bittencourt³  Christiane de Fátima Colet¹  Eliane Roseli Winkelmann¹ 

¹ Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul – UNIJUI. Ijuí/RS, Brasil.

² Associação do Hospital de Caridade de Ijuí– HCI. Ijuí/RS, Brasil.

³ Universidade Regional Integrada do Alto Uruguai e Missões – URI. Santo Ângelo/RS, Brasil.

E-mail: elianew@unijui.edu.br

Resumo

A cirurgia cardíaca apresenta complicações pós-operatórias de severidade variável. Conhecer os preditores de tais complicações pode minimizar os riscos e aumentar a sobrevida do paciente. Visto que, estudos abordam complicações no pós-operatório, sem padronização de preditores de tais complicações. O objetivo deste estudo foi avaliar a associação de parâmetros hematológicos e bioquímicos no pré e pós-operatório com as complicações clínicas de forma geral e por órgão afetado no pós-operatório de cirurgia cardíaca. Estudo transversal, retrospectivo, analítico e documental. Critérios de inclusão: Cirurgias eletivas de revascularização do miocárdio e/ou trocas valvares com circulação extracorpórea de janeiro a dezembro de 2017, em pacientes maiores de 18 anos, sobreviventes até a alta hospitalar. Excluíram-se prontuários incompletos. Seguiram-se os preceitos éticos de pesquisa. Incluídos 194 pacientes. Alterações leucocitárias pré-operatórias aumentaram em 8,24 vezes a chance de complicações pós-operatórias ($p=0,039$); valores médios elevados de INR no primeiro pós-operatório foram associados a complicações ($p=0,036$); alterações de: creatinina ($p=0,020$) e INR ($p=0,002$) no primeiro e segundo pós-operatório tiveram associação com complicações, além de alterações na hemoglobina associadas a complicações cardíacas no terceiro dia pós-operatório ($p\leq 0,001$). Verificou-se associação entre: alteração leucocitária prévia a cirurgia e complicações pós-operatórias totais; alterações hematológicas e bioquímicas pós-operatórias e complicações de forma geral e por órgão afetado. Esses resultados podem subsidiar a elaboração de indicadores de risco. Também indica necessidade de aprimorar monitoramento dos níveis de leucócitos, INR hemoglobina e creatinina, percebidos como preditores de complicações cirúrgicas.

Palavras-chave: Procedimentos Cirúrgicos Cardiovasculares. Técnicas de Laboratório Clínico. Complicações Pós-Operatórias.

INTRODUÇÃO

Os hábitos de vida contemporâneos, associados ao aumento da expectativa de vida, elevam a ocorrência de doenças cardiovasculares¹. No Brasil, em 2018, 1.309.774 pessoas foram diagnosticadas com doenças do sistema circulatório². A cirurgia é uma modalidade terapêutica, e alguns dos procedimentos desenvolvidos com maior frequência são a revascularização do

miocárdio (CRM) e a correção de doenças valvares, utilizando-se a técnica convencional não pulsátil de circulação extracorpórea (CEA)³. Porém as mesmas causam condições fisiopatológicas complexas⁴, com importantes repercussões orgânicas, instabilidade clínica, com subsequente manifestação de complicações no período pós-operatório de gravidade e de causas diversas⁵.

DOI: 10.15343/0104-7809.202246209220



Alguns estudos abordam as complicações no pós-operatório^{6,7}, no entanto não se tem uma padronização quanto a preditores de tais complicações. Também, há escassez de estudos acerca dos parâmetros hematológicos e bioquímicos para previsão de desfechos cirúrgicos, visto que algumas publicações utilizam a mortalidade como desfecho principal, sem considerar a importância das demais complicações⁸, independente da complexidade, assim como da sua associação a fatores prévios ao procedimento cirúrgico^{6,7,8}. O que tornaria possível, o estabelecimento de cuidados, conforme a previsibilidade das complicações pós-operatórias^{9,10,11}. Percebe-se desta forma, controvérsias em relação a estudos que abordam a temática.

Logo, conhecer os preditores de complicações em pacientes submetidos a cirurgia cardíaca é necessário para reduzir riscos e melhorar a sobrevida. Entre estes destacam-se alterações hematológicas e bioquímicas que ainda não desencadearam

doenças, cujos níveis são avaliados conforme histórico clínico na rotina pré-operatória⁸, com a intenção de obter informações do paciente prévio ao procedimento⁷.

Em virtude da acurácia dos exames hematológicos e bioquímicos, de sua reprodutibilidade e da aplicabilidade para monitorização clínica, é possível inferir que sua mensuração contribui na identificação de potenciais complicações⁹, predizendo de forma individualizada os cuidados necessários ao paciente cirúrgico, a fim de elaborar estratégias preventivas^{10,11}.

Assim, pressupõem-se, que alterações hematológicas e bioquímicas, tanto prévias, quanto nos períodos trans e pós-operatório, contribuem para a manifestação de complicações clínicas. Este estudo, objetivou avaliar a associação de parâmetros hematológicos e bioquímicos no pré e pós-operatório com complicações clínicas de forma geral e por órgão afetado no pós-operatório de cirurgia cardíaca.

MÉTODOS

Estudo transversal, retrospectivo, analítico e documental, baseado na análise de dados contidos em prontuários de pacientes submetidos a cirurgia cardíaca. O estudo foi desenvolvido em um Hospital Geral Porte IV da Região Noroeste do estado do Rio Grande do Sul, Brasil. O Comitê de Ética e Pesquisa da Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul – UNIJUÍ, aprovou este estudo, conforme parecer 1.983.681. O fluxograma do estudo com a descrição dos critérios de inclusão e exclusão estão apresentados na figura 1.

As variáveis consideradas do perfil dos pacientes foram idade, sexo e fatores de risco cardiovascular: hipertensão arterial sistêmica, dislipidemia, diabetes mellitus, tabagismo, etilismo, sedentarismo, histórico de infarto

agudo do miocárdio, histórico familiar de doença arterial e antecedentes cirúrgicos.

Os fatores do estudo foram variáveis hematológicas e bioquímicas mensuradas em diferentes períodos, entre estes: período pré-operatório, coletados em até 15 dias precedentes ao procedimento cirúrgico, em laboratórios diferentes conforme a escolha do paciente e nos períodos pós-operatórios aferidos conforme avaliação e critérios clínicos individuais no pós-operatório imediato (POI), primeiro dia pós-operatório (1PO), segundo dia pós-operatório (2PO) e terceiro dia pós-operatório (3PO), tempos em que ocorreram percentual maior de realização de exames. Foram analisadas as seguintes variáveis: hematológicas - hematócrito, hemoglobina, leucócitos, plaquetas, tempo de protrombina.

(TP) e razão de normatização internacional (INR) e bioquímicas – creatinina. No pós-operatório foi acrescentado a variável glicose, pela relevância da aferição. Tais exames foram categorizados conforme referências atualizadas em resultados: adequado (níveis

normais), superior (níveis acima dos padrões de normalidade) e inferior (níveis abaixo dos padrões de normalidade).

Os parâmetros de referência dos exames hematológicos e bioquímicos são apresentados na Tabela 1.

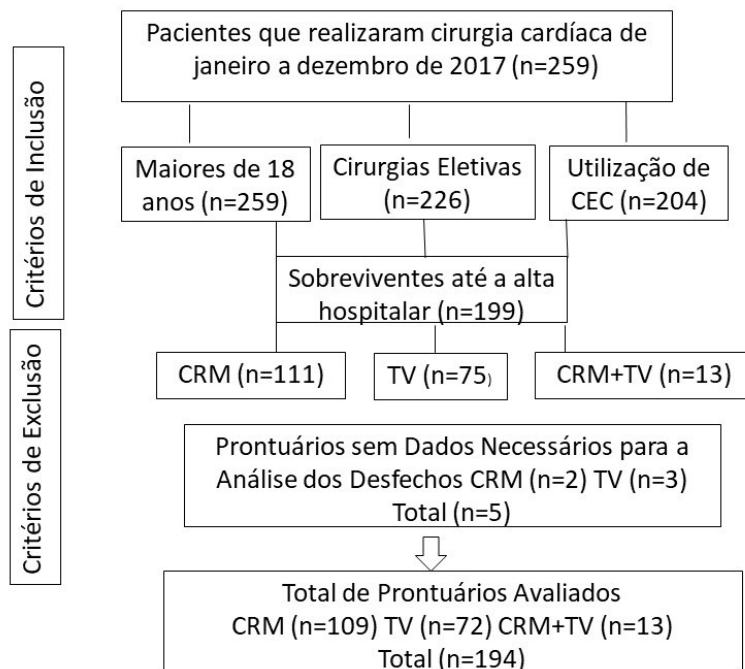


Figura 1 – Fluxograma de inclusão e exclusão dos prontuários do estudo. Ijuí, (RS), Brasil, 2017. CRM: cirurgia de revascularização do miocárdio; TV: cirurgia de troca de valva cardíaca; CEC: circulação extracorpórea.

Tabela 1 – Parâmetros de Referência dos Exames Hematológicos e Bioquímicos, utilizados para avaliação dos resultados dos exames dos pacientes. Ijuí, (RS), Brasil, 2017.

Exames Hematológicos e Bioquímicos	Parâmetros de Referência
Hematócrito	Homens 14 - 18 g/dL proposto por Azevedo ¹²
	Mulheres 12 - 16 g/dL proposto por Azevedo ¹²
Hemoglobina	Homens 40 - 54% proposto por Azevedo ¹²
	Mulheres 37 - 47% proposto por Azevedo ¹²
Leucócitos	4.000 a 11.000/mm ³ proposto por Azevedo ¹²
Plaquetas	150.000 a 450.000/mm ³ proposto por Yun <i>et. al.</i> ¹³
INR	0,8 a 1 proposto por Amaral <i>et. al.</i> ¹⁴
Tempo de Protrombina	10 a 15 segundos proposto por Pereira <i>et. al.</i> ¹⁵
Bioquímicos	
Creatinina	0,50 a 1,20 mg/dL proposto por Dusse <i>et. al.</i> ¹⁶
Glicose	70 a 100 mg/dL proposto por American Diabetes Association ¹⁷

Nota: g/dL: grama por decilitro; mg/dL: miligramas por decilitro; mm³: milímetro cúbico; INR: Razão De Normatização Internacional

Os desfechos do estudo foram complicações clínicas no pós-operatório a nível hospitalar, subdivididas conforme órgão afetado: cardíacas (infarto agudo do miocárdio, baixo débito cardíaco, síndrome vasoplégica, arritmias cardíacas, crise hipertensiva, pericardite e tamponamento cardíaco); respiratórias (insuficiência respiratória aguda, atelectasias, pneumotórax, derrame pleural, embolia pulmonar e pneumonia); renais (baixo débito urinário e insuficiência renal aguda); neurológicas (acidente vascular encefálico e estado confusional); circulatórias (sangramentos contínuos com repercussão hemodinâmica); gastrointestinais (hemorragia digestiva alta, perfuração de úlcera gastroduodenal, isquemia mesentérica, icterícia e colecistite aguda); tegumentares (ferida operatória com sinais de infecção) e termorregulação (hipertermia). Também foram estratificadas de forma generalizada em todo o período pós-operatório, independente do órgão afetado, descritas como complicações

gerais, assim como, categorizadas entre os períodos POI e 3PO, apresentados na tabela 3.

Para análise dos dados foram utilizados procedimentos da estatística descritiva, tais como: média e desvio padrão para as variáveis quantitativas e para as qualitativas, frequência absoluta e relativa. A normalidade dos dados foi testada por meio do teste de Kolmogorov-Smirnov. Para verificar a associação entre duas ou mais variáveis qualitativas foi utilizado o teste de hipótese de qui-quadrado de Pearson e teste exato de Fischer. Para as variáveis quantitativas utilizou-se teste de comparação de médias, para amostras paramétricas e independentes teste t-student e para testar a homogeneidade da variância Levene test. Também foram calculadas as Razões de Chance (RC) para verificar a associação entre alterações hematológicas e bioquímicas prévias a cirurgias e a apresentação de complicações pós-operatórias. Para todos os testes considerou-se nível de 5% de significância.

RESULTADOS

Houve predomínio do sexo masculino (71,1%), 31,4% eram tabagistas e 2,6% etilistas. Entre as comorbidades 30,4% apresentam dislipidemias, 88,7% hipertensão, 30,4% diabetes, 41,8% declararam-se sedentários, 28,9% já tiveram infarto agudo do miocárdio, 33,5% possuem histórico familiar para doenças cardiovasculares e 28,9% já haviam realizado cirurgias anteriores. A idade média foi de $62,6 \pm 9,9$ anos, mínimo de 31 anos e máximo de 83 anos e o tempo médio de

internação foi de $6,12 \pm 2,80$ dias.

Constatou-se nesse estudo aumento dos valores de leucócitos, acima dos parâmetros, nos exames prévios a intervenção cirúrgica aumenta em 8,24 vezes a chance de ter complicações pós-operatórias, com significância estatística ($p=0,039$) (Tabela 2). A média de leucócitos no período pré-operatório foi de $7.226/\text{mm}^3$, $\pm 2.496/\text{mm}^3$, mínimo de $1700/\text{mm}^3$ e máximo de $18.000/\text{mm}^3$.

Tabela 2 – Associação entre exames hematológicos e bioquímicos no período pré-operatório e complicações gerais no pós-operatório de cirurgia cardíaca (n = 194), Ijuí (RS), Brasil, 2017.

		Complicações			
		N	Sim (n/%)	Não(n/%)	Sig.
Hemoglobina	Adequado		49/51	47/49	0,521
	Alterado Superior	178	1/25	3/75	
	Alterado Inferior		42/53,8	36/46,2	
Hematócrito	Adequado		36/51,4	34/48,6	0,996
	Alterado Superior	180	2/50	2/50	
	Alterado Inferior		55/51,9	51/48,1	
Leucócitos	Adequado		79/49,4	81/50,6	0,039
	Alterado Superior	173	9/90	1/10	
	Alterado Inferior		2/66,7	1/33,3	
Plaquetas	Adequado		83/51,6	78/48,4	0,809
	Alterado Superior	177	2/66,7	1/33,3	
	Alterado Inferior		6/46,2	7/53,8	
INR	Adequado		58/48,7	61/51,3	0,786
	Alterado Superior	164	23/51,1	22/48,9	
	Alterado Inferior		-	-	
TP	Adequado		54/48,2	58/51,8	0,437
	Alterado Superior	130	5/50	5/50	
	Alterado Inferior		2/25	6/75	
Creatinina	Adequado		16/40	24/60	0,090
	Alterado Superior	168	26/56,5	20/43,4	
	Alterado Inferior		46/56	36/44	

Nota: Teste de Qui-quadrado de Pearson, com nível de significância $\leq 0,05\%$.

Ao associar a média de exames hematológicos e bioquímicos alterados no 1PO com a ocorrência de complicações gerais durante o período pós-operatório (Tabela 3) observou-se valores médios mais elevados de INR ($p= 0,036$) entre os pacientes que apresentaram complicações, destes 80,9% apresentaram níveis superiores de INR.

Já ao associar as médias dos níveis

hematológicos pré-operatórios ao 1PO constatou-se: ascensão dos leucócitos de $7,267/\text{mm}^3 \pm 2,51$ para $14,769/\text{mm}^3 \pm 4,48$ ($p \leq 0,001$) e de INR de $0,974 \pm 0,91$ para $1,06 \pm 0,18$ ($p= 0,263$); decréscimo da hemoglobina de $13,07 \text{ g/dL} \pm 1,77 \text{ g/dL}$ para $10,42 \text{ g/dL} \pm 1,50 \text{ g/dL}$ ($p \leq 0,001$) e hematócrito de $39,530\% \pm 5,07\%$ para $31,224\% \pm 4,65\%$ ($p \leq 0,001$).

Tabela 3 – Associação entre média de exames hematológicos e bioquímicos alterados no 1ºPO e complicações gerais no período pós-operatório de cardíaca (n = 194), Ijuí (RS), Brasil, 2017.

Exames alterados		Complicações			
		N	Média	Desvio Padrão	Sig.
Hemoglobina	Sim	93	10,433	1,4999	0,166
	Não	93	10,372	1,5517	
Hematócrito	Sim	93	31,289	4,5711	0,561
	Não	93	31,082	4,7375	
Leucócitos	Sim	93	15,16559	4,769115	0,189
	Não	93	14,32903	3,824679	
Plaquetas	Sim	93	164,93548	55,958992	0,864
	Não	93	163,58065	51,325119	
INR	Sim	91	1,3379	,36896	0,036
	Não	91	1,2367	,37988	
TP	Sim	58	1,0819	,22366	0,158
	Não	65	1,0383	,09955	
Creatinina	Sim	42	169,62	58,134	0,910
	Não	38	168,34	40,376	

Nota: Teste de t de Student, com nível de significância $\leq 0,05\%$.

A análise entre a associação de exames bioquímicos e hematológicos estratificados por dia após procedimento cirúrgico com as complicações até o 3PO (Tabela 4) demonstraram significância estatística entre complicações e alterações de INR no 1PO ($p=0,002$) e no 2PO ($p\leq 0,001$). A creatinina no 1PO ($p= 0,020$) também esteve associada a complicações, ainda que, apenas 5,2% dos pacientes apresentaram danos renais e 66,66% valores de creatinina estavam adequados.

Os valores médios da creatinina entre o pré-operatório e o POI apresentaram declínio de 1,239 mg/dL \pm 0,268 mg/dL para 1,104 mg/dL \pm 0,447 ($p\leq 0,001$). Já entre o POI e 1PO ocorreu aumento de 1,248 mg/dL \pm 0,269 para 1,285 mg/dL \pm 0,370 ($p=0,052$).

O INR demonstrou comportamento diferente: valores mínimos iguais entre o POI e o 1PO de

0,88; média com redução entre os períodos de 1,12 \pm 0,141 para 1,05 \pm 0,170 e valores máximos com elevação de 1,83 para 2,56. Ambos parâmetros demonstraram diminuição em todos os valores médios a partir do 2PO.

Quanto aos demais exames bioquímicos e hematológicos observa-se expressivas alterações, contudo sem significância estatística. A glicose apresentou valores médios iguais nos POI e 1PO, com aumento nos níveis mínimos e máximos. Os leucócitos exibiram valores médios, mínimos e máximos superiores no 1PO em relação ao POI. A contar do 2PO ocorreu redução de todos os níveis médios, tanto da glicose, como do TP. Já a hemoglobina, hematócrito, plaquetas e TP apresentaram comportamento de redução dos valores médios, máximos e mínimos a partir do POI.

Tabela 4 – Associação de exames hematológicos e bioquímicos (POI, 1PO, 2PO e 3PO) e complicações gerais entre POI e 3PO de cirurgia cardíaca (n = 194), Ijuí (RS), Brasil, 2017.

		Complicações															
		POI				1PO				2PO				3PO			
		N	Sim (n/%)	Não (n/%)	Sig.	N	Sim (n/%)	Não (n/%)	Sig.	N	Sim (n/%)	Não (n/%)	Sig.	N	Sim (n/%)	Não (n/%)	Sig.
HEMOG	A		17/21,8	28/25	0,855		12/15,4	12/11,1	0,391		0/0	0/0	0,414		1/2,2	2/3,5	0,581
	S	190	1/1,3	1/0,9		186	-	-		174				103	-	-	
	I		60/76,9	83/74,1			66/84,6	96/88,9			72/100	102/100			45/97,8	55/96,5	
HEMAT	A		14/17,9	25/22,3	0,775		2/2,6	4/3,7	0,504		-	-	0,585		1/2,2	1/1,8	0,696
	S	190	1/1,3	1/0,9		186	-	-		176	0/0	1/1		104	-	-	
	I		63/80,8	86/76,8			76/97,4	104/96,3			73/100	102/99			45/97,8	56/98,2	
LEUC	A		22/32,4	31/29,5	0,693		18/23,1	19/17,6	0,355		25/34,2	39/37,9	0,623		31/67,4	40/70,2	0,796
	S	173	46/67,6	74/70,5		186	60/76,9	89/82,4		176	48/65,8	64/62,1		103	15/32,6	17/29,8	
	I		-	-			-	-			-	-			-	-	
PLAQ	A		53/77,9	80/76,2	0,713		54/69,2	69/63,9	0,610		30/41,10	40/38,8	0,679		20/43,48	20/35,11	0,417
	S	173	0/0	1/1		186	5/6,4	11/10,2		176	-	-		103	0/0	1/1,74	
	I		15/22,1	24/22,9			19/24,4	28/25,9			43/58,90	63/61,2			26/56,52	36/63,15	
INR	A		9/13,8	16/15,7	0,745		9/19,1	25/47,3	0,002		6/19,4	33/61,1	≤0,001		4/25	6/60	0,074
	S	167	56/86,2	86/84,3		111	38/80,9	39/52,7		85	25/80,6	21/38,9		26	12/75	4/40	
	I		-	-			-	-			-	-			-	-	
TP	A		57/89,1	99/96,1	0,073		47/94	74/96,1	0,442		32/100	53/96,4	0,397		15/93,8	10/100	0,615
	S	167	7/10,9	4/3,9		127	3/6	3/3,9		87	0/0	2/3,6		26	1/6,2	0/0	
	I		-	-			-	-			-	-			-	-	
GLICO	A		6/7,9	9/8,3	0,929		3/7,7	0/0	0,111		3/16,7	9/42,9	0,077		2/22,2	6/40	0,279
	S	185	70/92,1	100/91,7		80	36/92,3	41/100		39	15/83,3	12/57,1		19	6/66,7	5/33,3	
	I		-	-			-	-			-	-			1/11,1	4/26,7	
CREAT	A		53/74,6	79/76,3	0,670		29/38,2	59/55,7	0,020		42/59,2	69/69	0,184		23/53,05	36/64,3	0,278
	S	173	18/25,4	23/22,5		182	47/61,8	47/44,3		174	29/40,8	31/31		99	20/46,5	20/35,7	
	I		-	-			-	-			-	-			-	-	

Nota: Teste de t de Student e Teste Exato de Fischer, com nível de significância ≤0,05%.

Ao associar as alterações dos exames hematológicos e bioquímicos estratificados por dia do pós-operatório e complicações conforme órgão afetado verifica-se significância estatística entre alterações na hemoglobina no POI com complicações cardíacas no 3PO ($p \leq 0,001$).

Entre as complicações mais frequentes neste

estudo destacam-se: as respiratórias em 36,1% dos pacientes, destas 54,3% derrame pleural, 21,4% derrame pleural e atelectasia e 12,9% atelectasia, seguida de complicações cardíacas em 8,8% dos pacientes, destas 70,6% arritmia cardíaca, 17,6%, baixo débito cardíaco e 5,9% Infarto agudo do miocárdio. Do total de complicações cardíacas 2,2% ocorreram no 3PO.

DISCUSSÃO

Estudos prévios^{7,18} afirmam que a avaliação pré-operatória prediz riscos que embasam a tomada de decisão quanto a realização do procedimento, estabilização do quadro clínico ou até cancelamento da cirurgia, caso o risco exceda o benefício. Garante também adequada evolução pós-operatória com redução da permanência hospitalar e necessidade de cuidados intensivos.

Percebe-se, nesse estudo, parâmetros hematológicos e bioquímicos com pequenas variações da taxa de normalidade no período pré-operatório, fato este que condiz com os pressupostos da literatura quanto à avaliação criteriosa anterior ao procedimento cirúrgico, a fim de minimizar os riscos, garantir segurança e eficácia terapêutica.

Alterações leucocitárias, em especial as acima dos níveis normais, apresentaram associação com complicações pós-operatórias gerais, assim como maiores chances de desenvolver complicações. A contagem elevada de leucócitos é considerada um marcador de risco cardiovascular¹⁹ que desempenha importante função nas doenças inflamatórias, como na doença coronariana, pois está relacionada a intensidade da resposta inflamatória²⁰, a qual é a principal força motriz no prolongamento da condição patológica nos eventos cardíacos²¹ por ativar vias imunológicas inatas, assim como leucócitos inflamatórios para realizar o processo de fagocitose na ferida operatória²².

A ascensão da contagem total de leucócitos ocorreu até o primeiro dia pós-operatório, fato que pode estar associado aos efeitos inflamatórios da circulação extracorpórea que compreendem ativação de leucócitos, sobretudo, nas primeiras 24 horas após cirurgia²³. A resposta inflamatória, quando exacerbada, pode ocasionar várias alterações fisiológicas nos diferentes órgãos e sistemas²⁴.

Estudo desenvolvido com pacientes submetidos à cirurgia cardíaca associam aumen-

to de leucócitos totais pré-operatórios a maior risco de arritmias²⁵, porém, os dados ainda são insuficientes para esclarecer os principais mecanismos envolvidos na elevação de contagem de leucócitos prévio a cirurgia e seu potencial como preditor de complicações pós-operatórias. Assim como sua relação com a manifestação de complicações cirúrgico gerais.

Pacientes com complicações decorrentes da intervenção cirúrgica demonstraram valores médios de INR superiores no 1PO, comportamento este mantido até o 2PO. Também verificamos redução média do INR entre o POI e o 1PO, com pico máximo após 24 horas de intervenção cirúrgica em relação ao pré-operatório.

O INR mensura alterações da via extrínseca da coagulação, indicado para monitorização laboratorial na terapia de anticoagulação oral, porém, é amplamente utilizado em outras populações devido a sua reprodutibilidade e baixo custo²⁶. Não há evidências da resolubilidade da monitorização do INR na cirurgia cardíaca, visto a complexidade do procedimento cirúrgico²⁷.

A capacidade de predição de risco do INR é controversa, entretanto valores elevados podem indicar risco de sangramento/hemorragia²⁶. Vários estudos^{28,29} relacionam alterações do coagulograma a complicações hemorrágicas. Não há relatos consistentes na literatura que avaliam a associação de alterações de INR a complicações nos demais sistemas do corpo humano. Nesta pesquisa observamos associação entre manifestar complicações pós-operatórias independente do órgão afetado e elevação dos valores médios de INR.

Associam-se complicações gerais no período pós-operatório com a ativação do sistema hemostático durante a circulação extracorpórea, responsável pela atividade pró e anticoagulante, as quais sofrem influência hereditária. Com relação aos níveis das proteínas de coagulação, estas determinam a susceptibilidade de com-

plicações cirúrgicas. Na modalidade convencional, apesar da diluição e hemodepressão de células estáticas e proteínas, há pequeno efeito na geração de trombina³⁰, principal agente da coagulação sanguínea, com ação em múltiplos pontos no processo hemostático³¹.

A elevação desta após reperfusão pode estar relacionada a lesão de isquemia-reperfusão do miocárdio e na recuperação hemodinâmica prejudicada. Seu nível basal se normaliza de horas a dias após ocorrência deste processo^{30,32}. Ao observar os valores de INR nos consecutivos dias de pós-operatório em nosso estudo evidenciou-se comportamento contraditório com elevação dos valores máximos até o 1PO e redução dos níveis médios, associado a diminuição do total de exames mensurados.

A creatinina foi outra alteração bioquímica, ocorrida no 1ºPO foi a creatinina, associada a presença de complicações gerais do POI ao 3PO. Em nosso estudo este parâmetro bioquímico demonstrou redução dos valores médios do período pré-operatório para o POI, com subsequente elevação no 1PO.

Em contraponto a nosso estudo a elevação do nível basal de creatinina pré-operatório $\geq 0,4$ mg/dL é considerada fator de risco para complicações graves³³, seu aumento é estimado em torno de 36 horas após pico inicial, com posterior declínio^{34,35}. Todavia, alterações subclínicas também são preditores de intercorrências que podem desencadear danos renais⁴, dados estes que condizem com os achados desse estudo, visto que, dos pacientes que manifestaram danos renais, a maioria exibiu parâmetros adequados.

Destaca-se, entre as causas da alteração de creatinina: circulação extracorpórea; fluxo não pulsátil; efeitos nefrotóxicos de drogas utilizadas no pré, trans e pós-operatório^{33,36}; hiper e hipotensão arterial, insuficiência cardíaca congestiva e isquêmica descompensadas; episódios de parada cardíaca; hipovolemia e tromboembolismos³⁶.

No presente estudo, devido à ausência

de diretrizes que orientem acerca da mensuração de parâmetros hematológicos e bioquímicos na cirurgia cardíaca, avaliamos os exames realizados por indicação clínica por até 72 horas. Visto que a invasividade da cirurgia cardíaca altera tais parâmetros imediato a intervenção cirúrgica, os quais passam por processo de estabilização por meio da homeostase a partir do 2PO²³. Já a manifestação de complicações clínicas pode-se estender por um período maior, a fim de verificar essa faixa temporal associamos as alterações hematológicas e bioquímicas a complicações durante o pós-operatório, assim como a um momento mais restrito do POI ao 3PO, com a intenção de verificar possíveis divergências.

Alterações de hemoglobina no POI apresentaram associação significativa com complicações cardíacas no 3PO. Há relação descrita na literatura de alterações deste parâmetro no pré-operatório ao maior risco de morbidade pós-operatória⁸, o que indica a necessidade de avaliação criteriosa dos níveis de hemoglobina pré-operatórios, a fim de determinar o cancelamento do procedimento ou acompanhamento nos períodos após intervenção. Entre as causas de redução dos níveis de hemoglobina posterior a cirurgia, encontram-se: sangramento (intra e pós-operatório) e hemodiluição originada pela circulação extracorpórea³⁷. Também, relaciona-se a diminuição da hemoglobina a um aumento paralelo das proteínas inflamatórias, em especial no infarto agudo do miocárdio, de tal forma é possível presumir associação entre queda de hemoglobina a resposta inflamatória decorrente da cirurgia cardíaca³⁸, observada no presente estudo. O declínio deste parâmetro bioquímico pode estar relacionado a síndrome de baixo débito cardíaco³⁹, o que justifica sua associação significativa a complicações cardíacas.

Estudos^{25,40} que avaliaram a relação de alterações nos parâmetros hematológicos com complicações pós-operatórias não esclarecem o motivo dessas associações, porém pressupõem

que os índices alterados refletem estado inflamatório crônico subclínico.

Ao relacionar exames hematológicos e bioquímicos pré e pós-operatórios a manifestação de complicações clínicas em pacientes eletivos e sobreviventes, este estudo traz um diferencial para a lacuna literária acerca de preditores de complicações pós-operatórias. Entre as limitações do estudo destacam-se, pesquisa retrospectiva, em prontuários, unicêntrica, ausên-

cia de descrição padronizada de complicações pós-operatórias da cirurgia cardíaca na literatura. Assim como, falta de protocolo de exames hematológicos e bioquímicos pré e pós-operatórios conforme grau de risco, com rotina estabelecida para coleta que contemple, não somente critérios para mensuração, mas que considere potenciais medicamentos e doenças prévias interferentes nas análises. Por fim, a não realização de acompanhamento no pós-operatório tardio.

CONCLUSÃO

Entre os principais achados deste estudo destacam-se: 1) associação entre alterações leucocitárias anteriores a intervenção cirúrgica e complicações; 2) associação entre a média de alterações de INR e complicações; 3) associação de exames alterados de INR e creatinina estratificados por dia após procedimento cirúrgico e complicações no período do POI ao 3PO; 4) associação entre alterações na hemoglobina e complicações cardíacas.

Este estudo, mostrou provável associação, com fortes indícios entre alterações hematológicas, tanto pré e pós-operatórias e alterações bioquímicas após intervenção cirúrgica com a manifestação de complicações. Os resultados podem subsidiar a elaboração de indicadores de risco para pacientes

de menor gravidade clínica submetidos a cirurgia de revascularização do miocárdio ou trocas valvares com técnica convencional não pulsátil de circulação extracorpórea.

Com sugestão de aprimorar o monitoramento dos níveis hematológicos e bioquímicos, em especial de leucócitos, hemoglobina, INR e creatinina, percebidos conforme nossos resultados como preditores de complicações pós-operatórias. Porém, não é possível afirmar que tais associações contemplem os critérios de preditores independentes. Para isto, são necessários mais estudos acerca da temática a fim de subsidiar evidências, com o intuito de possibilitar cuidado seguro e eficaz ao paciente cirúrgico cardíaco.

AGRADECIMENTOS: Ao Hospital de Caridade de Ijuí e Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul - UNIJUI pela parceria na condução do estudo. As agências de fomento da FAPERGS - Fundação de Amparo à pesquisa do Estado do RS e CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico pela concessão de bolsas de Iniciação Científica.

Declaração do autor CRediT

Validação: Graube SL; Winkelmann ER. Análise estatística: Colet CF. Análise formal: Colet CF. Investigação: Graube SL; Okaseski KR; Ludvig BF. Recursos: Graube SL; Winkelmann ER. Elaboração do rascunho original: Graube SL. Redação e revisão: Graube SL; Okaseski KR; Ludvig BF; Bewanger SA; Bittencourt VLL, Colet CF; Winkelmann ER. Visualização: Graube SL; Winkelmann ER. Supervisão: Bewanger SA; Winkelmann ER. Administração do projeto: Winkelmann ER.

Todos os autores leram e concordaram com a versão publicada do manuscrito

REFERÊNCIAS

1. Mello JM, Oliveira BPKD Muller EV, Grden CRB, Pinheiro FK, Borges WS. Internações por doenças crônicas não transmissíveis do sistema circulatório, sensíveis à atenção primária à saúde. Texto contexto - Enferm. 2017;26(1):1-11. doi: 10.1590/0104-07072017003390015.
2. Brasil. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do SUS (DATASUS). Procedimentos Hospitalares do SUS: por local de internação: Brasil. Brasília. Ministério da Saúde; 2018. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?sih/cnv/qiuf.def>
3. Dordetto PR, Pinto GC, Camargo RTCS. Pacientes submetidos à cirurgia cardíaca: caracterização sociodemográfica, perfil clínico-epidemiológico e complicações. Revista da Fac. Ciênc. Méd. Sorocaba. 2016;18(3):144-149. doi: 10.5327/Z1984-4840201625868
4. Altınkaya Çavuş M, Gökbulut Bektaş Ş, Demir A. Postoperative renal damage in heart surgery. GKDA Derg. 2019;25(2):126-132. doi:10.5222/GKDAD.2019.29200
5. Hussain, SMA, Amer H. Complications of coronary artery bypass grafting. Int. J. Med. Rev. 2019;6(1):1-5. doi:10.29252/IJMR-060101
6. Goldfarb M, Drudi L, Almohammadi M, Langlois Y, Noiseux N, Perrault L, Piazza N, Afilalo J. Outcome reporting in cardiac surgery trials: systematic review and critical appraisal. J. Am. Heart Association. 2015 Aug 17;4(8): e002204. doi:10.1161/JAHA.115.002204
7. Balcı E, Aykut A, Demir A, Sabuncu Ü, Koçulu R, Karadeniz Ü. In-hospital mortality and complications following coronary artery bypass surgery; is it possible to predict with preoperative values? JARSS. 2019;27(1):56-62. doi:10.5222/jarss.2019.32042
8. Aydinli B, Demir A, Ozmen H, Vezir Ö, Ünal U, Özdemir M. Can preoperative HbA1c values in coronary surgery be a predictor of mortality? Turk. J. Anesthesiol Reamin. 2018; 46 (3): 184-190. doi:10.5152/TJAR.2018.46667
9. Biomarcadores em Cardiologia - Parte 1 – Na insuficiência Cardíaca e nas Cardiomiopatias Específicas. Arq. Bras. Cardiol. [Internet]. 2014;103(6):451-459. doi:10.5935/abc.20140184
10. Khan F, Hashmi S, Naeem SS, Fatima B, Hanif H, Khan MZ, Fatimi SH. Perio-perative determinants of prolonged CICU stay after coronary artery bypass graft surgery in elderly at a private tertiary care hospital: A case control study. J Pak Med Assoc. 2016; 66 (10):19-23. Disponível em: https://ecommons.aku.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1121&context=pakistan_fhs_mc_surg_surg
11. Arthur CP, Mejia OA, Osternack D, Nakazone MA, Goncharov M, Lisboa LA, Dallan LA, Pomerantzef PM, Jatene FB, de Estudo REPLICCAR G. É Necessário Personalizar a Avaliação da Função Renal na Estratificação de Pacientes Submetidos à Cirurgia Cardíaca? Arq Bras Cardiol. 2017;109(4):290-298. doi:10.5935/abc.20170129
12. Azevedo MR. Hematologia Básica: Fisiopatologia e Diagnóstico Laboratorial. 6a ed. Rio de Janeiro: Thieme Revinter; 2019.
13. Yun SH, Sim EH, Goh RY, Park JI, Han JY. Ativação de Plaquetas: os Mecanismos e Potenciais Biomarcadores. Biomed Res. Int. 2016;2016: 1-5. doi:10.1155/2016/9060143
14. Amaral COF, Nascimento FM, Pereira FD, Parizi AGS, Straioto FG, Amaral MSP. Bases para interpretação de exames laboratoriais na prática odontológica. Cient. Ciênc. Biol. Saúde. 2014;16(3):37-229. Disponível em: <https://journalhealthscience.pgskroton.com.br/article/view/459>
15. Pereira JPM, Faustino SMM, Rodrigues ÁSN. Análise dos problemas encontrados na execução do coagulograma em laboratórios da cidade de Macapá-Amapá. Ciênc. Equatorial. 2011;1(1):1-8. Disponível em: <https://periodicos.unifap.br/index.php/cienciaequatorial/article/viewFile/396/247>
16. Dusse LMS, Rios DRA, Sousa LPN Moraes RMMS, Domingueti CP, Gomes KB. Biomarcadores da função renal: do que dispomos atualmente? Rer. bras. anal. clin. 2017;49(1): 41-51. doi:10.21877/2448-3877.201600427
17. Classification and diagnosis of diabetes: standards of medical care in diabetes. Diabetes Care. 2019;42(1):13-28. doi:10.2337/dc19-S002
18. Johansson T, Fritsch G, Flamm M, Hansbauer B, Bachofner N, Mann E, Bock M, Sönnichsen AC. Effectiveness of non-cardiac preoperative testing in non-cardiac elective surgery: systematic review. Br J Anaesth. 2013;110(6):926-939. doi:10.1093/bja/aet071.
19. Bekler A, Erbag G, Sen H, Gazi E, Ozcan S. Predictive value of elevated neutrophil-lymphocyte ratio for left ventricular systolic dysfunction in patients with non ST-elevated acute coronary syndrome. Pak J Med Sci 2015;31(1):159-163. doi:10.12669/pjms.311.59677
20. Wang J, Song J, Wu J, He C, Xu C, Liu Y. Leukocyte count and leukocyte subsets reveal compensatory mechanisms in coronary heart disease. Clin. Chim. Acta 2013; 418: 79-85. doi: 10.1016/j.cca.2012.12.028
21. Cheng B, Chen HC, Chou IW, Tang TW, Hsieh PC. Leveraging early post-injury inflammatory responses to cardiac regeneration. J Biomed Sci. 2017;24(1):7. doi:10.1186/s12929-017-0315-22
22. Bonaventura A, Montecucco F, Dallegri F. Cell recruitment in myocardial ischemia / reperfusion injury. Eur J Clin Invest. 2016;46(6):590-601. doi:10.1111/eci.126333
23. Gabriel EA, Locali RF, Matsuoka PK, Cherbo T, Buffolo E. Cirurgia de revascularização do miocárdio com circulação extracorpórea: características bioquímicas, hormonais e celulares. Braz J Cardiovasc Surg. 2011;26(4):525-531. doi:10.5935/1678-9741.20110041
24. Laffey JG, Boylan JF, Cheng DC. The systemic inflammatory response to cardiac surgery: implications for the anesthesiologist. Anesthesiology. 2002;97(1):215-52. doi:10.1097/00000542-200207000-00030
25. Jour TY, Soleimani AU, Kiabi AUF, Zeydi AU, Mohammad AU. Can white blood cell count be used as a predictor of atrial

- fibrillation following cardiac surgery? A short literature review. *Anadolu Kardiyol Derg.* 2014 (2): 216-7. doi:10.5152/akd.2014.530
26. Weber CF, Görlinger K, Meininger D, Herrmann E, Bingold T, Moritz A, Cohn LH, Zacharowski K. Point-of-care testing: A prospective randomized clinical trial of efficacy in patients with coagulopathic heart surgery. *Anesthesiology* 2012; 117 (3): 531-547. doi:10.1097/ALN.0b013e318264c644
27. Whiting P, Maiwenn AI, Westwood M, Corro-Ramos I, Ryder S, Armstrong N, Misso k, Ross J, Severens J, Kleijnenet J. Viscoelastic point-of-care testing to assist with the diagnosis, management and monitoring of haemostasis: a systematic review and costeffectiveness analysis. *Health Technol.* 2015;19(58):1-227. doi:10.3310/hta19580.
28. Elizondo LC, Muguercía H, Díaz I. Acquired coagulopathies in patients admitted to the intensive care unit of hermanos ameijeiras clinical-surgical hospital. *Cuban J. Med.* 2017; 56:26-38. Disponível em: http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-75232017000100004&lng=es
29. Lorga Filho, A M et al. Diretrizes brasileiras de antiagregantes plaquetários e anticoagulantes em cardiologia. *Arq. Bras. Cardiol.* 2013; 101(3): 01-95. doi:10.5935/abc.2013S009.
30. Sniecinski RM, Levy JH. Management of anticoagulation associated with cardiopulmonary bypass. *Best Pract Res Clin Anaesthesio.* 2015; 29 (2): 189-202. doi:10.1016/j.bpa.2015.03.005.
31. Martini FH, Ober W C, Bartholomew EC, Nath JL. *Anatomia e fisiologia humana: uma abordagem visual.* 1ª ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2014.
32. Lin L, Wang X, Yu Z. Ischemia-reperfusion Injury in the Brain: Mechanisms and Potential Therapeutic Strategies. *Biochem Pharmacol (Los Angel).* 2016;5(4):213. doi:10.4172/2167-0501.1000213.
33. Santos CA, Barboza OMA, Brandi AC, Hussein BPH, Menin BJC, Santos MA, Fernandes GM, Braile DM. Fatores de risco para mortalidade de pacientes submetidos à revascularização miocárdica *Rer. Bras. Cir. Cardiovas.* 2014; 29(4): 513-520. doi:10.5935/1678-9741.20140073.
34. Joslin J, Ostermann M. Care of the critically ill emergency department patient with acute kidney injury. *Emerg Med Int.* 2012; 2012:760623. doi:10.1155/2012/7606233
35. Gündüz E, Aydoğdu Titiz T. Kardiyak cerrahi ile ilişkili akut böbrek hasarı ve saptanmasında biyomarkerler, *GKDA Derg.* 2019;25(2):79-88. doi:10.5222/GKDAD.2019.63497
36. Singbartl K, Kellum JA. AKI in the ICU: definition, epidemiology, risk stratification, and outcomes. *Kidney Int.* 2012; 81:819-25. doi:10.1038/ki.2011.339
37. Mann DL, Zipes DP, Libby P, Bonow RO. Braunwald: Tratado de Doenças Cardiovasculares. 10ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier; 2017. Disponível em: <https://eu-ireland-custom-media-prod.s3-eu-west-1.amazonaws.com/Brasil/Downloads/e-sample%20MANN-9788535283174.pdf>
38. Wang R, Neuenschwander FC, Nascimento BR. Inflamação pós-Infarto Agudo do Miocárdio: “Médico ou Monstro”. *Arq. Bras. Cardiol.* 2020;115(6):1-2. Disponível em: https://abccardiol.org/wp-content/uploads/articles_xml/0066-782X-abc-115-06-1112/0066-782X-abc-115-06-1112.x44344.pdf
39. Benedetto U, Ng C, Frati G, Biondi-Zoccai G, Vitulli P, Zeinah M, Raja SG. Miniaturized cardiopulmonary bypass versus myocardial revascularization without cardiopulmonary bypass: a meta-analysis of randomized controlled trials. *Int. J. Surgery.* 2015; 14:96-104. doi:10.1016/j.ijssu.2014.12.021.
40. Fadini GP, Marcuzzo L, Marescotti MC, Kreutzenberg SV, Avogaro U. Elevated white blood cell count is associated with prevalence and development of the metabolic syndrome and its components in the general population. *Acta diabetol.* 2012; 49(6): 445–51. doi:10.1007/s00592-012-0402-5.

Recebido: 01 outubro 2021.
Aceito: 14 junho 2022.
Publicado: 03 agosto 2022.



Association of hematological and biochemical tests and complications after cardiovascular surgery

Sandra Leontina Graube^{1,3}  Karen Rafaela Okaseski¹  Bruna Felipin Ludvig¹  Silvana Agnolletto Bewanger²
Vivian Lemes Lobo Bittencourt³  Christiane de Fátima Colet¹  Eliane Roseli Winkelmann¹ 

¹ Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul – UNIJUI. Ijuí/RS, Brasil.

² Associação do Hospital de Caridade de Ijuí– HCI. Ijuí/RS, Brasil.

³ Universidade Regional Integrada do Alto Uruguai e Missões – URI. Santo Ângelo/RS, Brasil.

E-mail: elianew@unijui.edu.br

Abstract

Cardiac surgery has postoperative complications of varying severities. Knowing the predictors of such complications can minimize risks and increase patient survival. However, studies address postoperative complications without any standardization of predictors of such complications. The objective of this study was to evaluate the association of hematological and biochemical parameters in the pre- and postoperative period with general clinical complications and those according to organ affected in the postoperative period of cardiac surgery. This is a cross-sectional, retrospective, analytical and documentary study. Inclusion criteria: Elective myocardial revascularization surgeries and/or valve replacements with a cardiopulmonary bypass from January to December 2017, in patients older than 18 years old, survivors until hospital discharge. Incomplete medical records were excluded. Ethical research precepts were followed. 194 patients were included. Preoperative leukocyte alterations increased the chance of postoperative complications by 8.24 times ($p=0.039$); high mean INR values in the first postoperative period were associated with complications ($p=0.036$); changes in creatinine ($p=0.020$) and INR ($p=0.002$) in the first and second postoperative period were associated with complications, in addition to changes in hemoglobin associated with cardiac complications on the third postoperative day ($p\leq 0.001$). There was an association between: leukocyte alteration prior to surgery and total postoperative complications; postoperative hematological and biochemical changes and complications in general and by affected organ. These results can support the development of risk indicators. This also indicates the need to improve monitoring of leukocyte levels, INR, hemoglobin, and creatinine, perceived as predictors of surgical complications.

Keywords: Cardiovascular Surgical Procedures. Clinical Laboratory Techniques. Postoperative Complications.

INTRODUCTION

Contemporary lifestyle habits, associated with increased life expectancy, increase the occurrence of cardiovascular diseases¹. In Brazil, in 2018, 1,309,774 people were diagnosed with diseases of the circulatory system². Surgery is a therapeutic modality, and some of the most frequently performed procedures are myocardial revascularization (MRS) and the correction of valvular diseases, using the

conventional non-pulsatile cardiopulmonary bypass (CPB) technique³. However, they cause complex pathophysiological conditions⁴, with important organic repercussions, clinical instability, with subsequent manifestations of severe complications in the postoperative period and of different causes⁵.

Some studies address postoperative complications^{6,7}, however, there is no standar-

DOI: 10.15343/0104-7809.202246209220

dization regarding predictors of such complications. There is also a lack of studies on hematological and biochemical parameters for predicting surgical outcomes, since some publications use mortality as the main outcome, without considering the importance of other complications⁸, regardless of complexity, as well as their association with factors prior to the surgical procedure^{6,7,8}. These factors make it possible to establish care according to the predictability of postoperative complications^{9,10,11}. Therefore, controversies in relation to studies that address the theme are perceived.

Furthermore, knowing the predictors of complications in patients undergoing cardiac surgery is necessary to reduce risks and improve survival. Among these, hematological and biochemical alterations that have not yet triggered diseases stand out, whose levels are evaluated according to clinical history in the

preoperative routine⁸, with the intention of obtaining information from the patient prior to the procedure⁷.

Due to the accuracy of hematological and biochemical tests, their reproducibility and applicability for clinical monitoring, it is possible to infer that their measurement contributes to the identification of potential complications⁹, individually predicting the necessary care needed for the surgical patient, in order to develop preventive strategies^{10,11}.

Thus, it is assumed that hematological and biochemical alterations, both prior to and in the trans- and postoperative periods, contribute to the manifestation of clinical complications. This study aimed to evaluate the association of hematological and biochemical parameters in the pre- and postoperative period with general clinical complications and those according to organ affected in the postoperative period of cardiac surgery.

METHODS

This is a cross-sectional, retrospective, analytical and documentary study, based on the analysis of data contained in the medical records of patients undergoing cardiac surgery. The study was carried out at a Level IV General Hospital in the Northwest Region of the state of Rio Grande do Sul, Brazil. The Ethics and Research Committee of the Regional University of the Northwest of the State of Rio Grande do Sul – UNIJUÍ, approved this study, according to opinion No. 1.983.681. The study flowchart with the description of the inclusion and exclusion criteria are shown in figure 1.

The variables considered in the patients' profiles were age, sex, and cardiovascular risk factors: systemic arterial hypertension, dyslipidemia, diabetes mellitus, smoking, alcohol consumption, sedentary lifestyle, history of acute myocardial infarction,

family history of arterial disease, and surgical history.

The study factors were hematological and biochemical variables measured in different periods, including: preoperative period, collected within 15 days prior to the surgical procedure, in different laboratories according to the patient's choice and in the postoperative periods measured according to evaluation and individual clinical criteria in the immediate postoperative period (IPO), first postoperative day (1PO), second postoperative day (2PO), and third postoperative day (3PO), which are times where there was a higher percentage of examinations. The following variables were analyzed: hematological variables - hematocrit, hemoglobin, leukocytes, platelets, prothrombin time (PT), and international normalization ratio (INR); and the biochemical variable - creatinine. In the

postoperative period, the glucose variable was added, due to the relevance of the measurement. Such exams were categorized according to updated references in results: adequate (normal levels), high (levels above

normality standards) and low (levels below normality standards).

The reference parameters of hematological and biochemical tests are presented in Table 1.

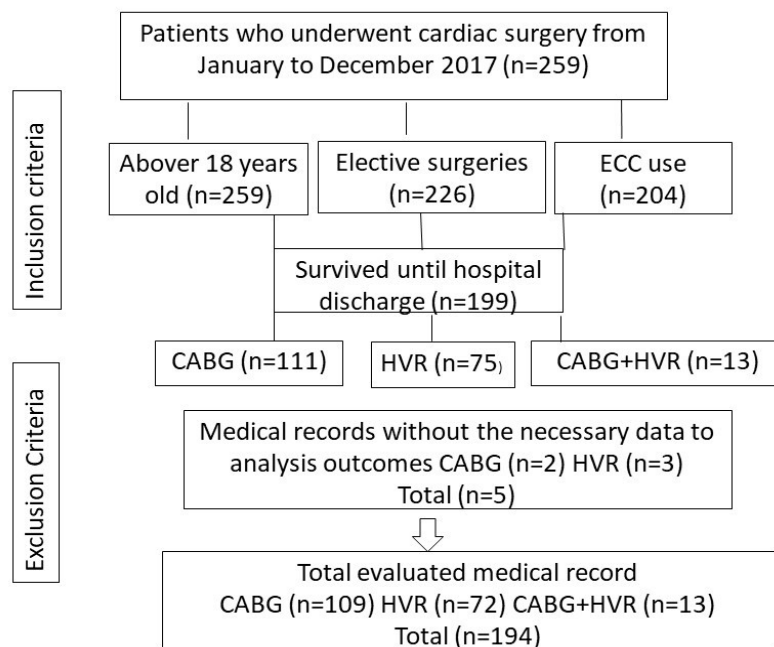


Figure 1 – Flowchart of inclusion and exclusion of the medical records. Ijuí, (RS), Brazil, 2017.

MRS: myocardial revascularization surgery; HVR: heart valve replacement surgery; ECC: extracorporeal circulation

Table 1 – Reference Parameters of Hematological and Biochemical Exams, used to evaluate the results of patient exams. Ijuí, (RS), Brazil, 2017.

Hematological and Biochemical Exams	Reference Parameters
Hematocrit	Men 14 - 18 g/dL proposed by Azevedo ¹²
	Women 12 - 16 g/dL proposed by Azevedo ¹²
Hemoglobin	Men 40 - 54% proposed by Azevedo ¹²
	Women 37 - 47% proposed by Azevedo ¹²
Leukocytes	4,000 to 11,000/mm ³ proposed by Azevedo ¹²
Platelets	150,000 to 450,000/mm ³ proposed by Yun <i>et. al.</i> ¹³
INR	0.8 to 1 proposed by Amaral <i>et. al.</i> ¹⁴
Prothrombin time	10 to 15 seconds proposed by Pereira <i>et. al.</i> ¹⁵
Biochemical Variables	
Creatinine	0.50 to 1.20 mg/dL proposed by Dusse <i>et. al.</i> ¹⁶
Glucose	70 to 100 mg/dL proposed by the American Diabetes Association ¹⁷

Note: g/dL: gram per deciliter; mg/dL: milligrams per deciliter; mm³: cubic millimeter; INR: International Normalized Ratio.

The study outcomes were postoperative clinical complications at the hospital level, subdivided according to the affected organ: cardiac (acute myocardial infarction, low cardiac output, vasoplegic syndrome, cardiac arrhythmias, hypertensive crisis, pericarditis, and cardiac tamponade); respiratory (acute respiratory failure, atelectasis, pneumothorax, pleural effusion, pulmonary embolism, and pneumonia); renal (low urine output and acute kidney failure); neurological (stroke and confusional state); circulatory (continuous bleeding with hemodynamic repercussion); gastrointestinal (upper gastrointestinal bleeding, perforation of gastroduodenal ulcer, mesenteric ischemia, jaundice, and acute cholecystitis); integumentary (operative wound with signs of infection); and thermoregulation (hyperthermia). They were also stratified in a generalized way throughout the postoperative period, regardless of the affected organ, described as general

complications, as well as categorized between the IPO and PO3 periods, shown in table 3.

Descriptive statistical procedures were used for data analysis, such as: mean and standard deviation for quantitative variables, and for qualitative variables, absolute and relative frequency were used. Data normality was tested using the Kolmogorov-Smirnov test. To verify the association between two or more qualitative variables, Pearson's chi-squared hypothesis test and Fischer's exact test were used. For quantitative variables, a comparison of means test was used, for parametric and independent samples Student's t-test was used, and to test the homogeneity of variance Levene's test was applied. Odds Ratios (OR) were also calculated to verify the association between hematological and biochemical alterations prior to surgery and the presentation of postoperative complications. For all tests, a 5% level of significance was considered.

RESULTS

There was a predominance of males (71.1%), 31.4% were smokers, and 2.6% were alcoholics. Among the comorbidities, 30.4% had dyslipidemia, 88.7% hypertension, 30.4% diabetes, 41.8% declared themselves to be sedentary, 28.9% have had an acute myocardial infarction, 33.5% have a family history of cardiovascular diseases, and 28.9% had already undergone previous surgeries. The mean age was 62.6 ± 9.9 years, a minimum of 31 years and a maximum of 83 years, and the

mean length of stay was 6.12 ± 2.80 days.

In this study, an increase in leukocyte values was observed, above the parameters, in tests prior to surgical intervention, thus, increasing the chance of having postoperative complications by 8.24 times, with a statistical significance ($p=0.039$) (Table 2). The mean number of leukocytes in the preoperative period was $7,226 \pm 2,496/\text{mm}^3$, with a minimum of $1700/\text{mm}^3$ and maximum of $18,000/\text{mm}^3$.

Table 2 – Association between hematological and biochemical tests in the preoperative period and general complications in the postoperative period of cardiac surgery (n=194), Ijuí (RS), Brazil, 2017.

		Complications			
		N	Yes (n/%)	No (n/%)	Sig.
Hemoglobin	Adequate		49/51	47/49	0.521
	Altered Higher	178	1/25	3/75	
	Altered Lower		42/53.8	36/46.2	
Hematocrit	Adequate		36/51.4	34/48.6	0.996
	Altered Higher	180	2/50	2/50	
	Altered Lower		55/51.9	51/48.1	
Leukocytes	Adequate		79/49.4	81/50.6	0.039
	Altered Higher	173	9/90	1/10	
	Altered Lower		2/66.7	1/33.3	
Platelets	Adequate		83/51.6	78/48.4	0.809
	Altered Higher	177	2/66.7	1/33.3	
	Altered Lower		6/46.2	7/53.8	
INR	Adequate		58/48.7	61/51.3	0.786
	Altered Higher	164	23/51.1	22/48.9	
	Altered Lower		-	-	
PT	Adequate		54/48.2	58/51.8	0.437
	Altered Higher	130	5/50	5/50	
	Altered Lower		2/25	6/75	
Creatinine	Adequate		16/40	24/60	0.090
	Altered Higher	168	26/56.5	20/43.4	
	Altered Lower		46/56	36/44	

Note: Pearson's Chi-squared test, with significance level $\leq 0.05\%$.

When associating the mean of altered hematological and biochemical tests on 1PO with the occurrence of general complications during the postoperative period (Table 3), higher mean values of INR ($p= 0.036$) were observed among the patients who had complications, of these 80.9% had higher levels of INR.

When associating the means of preoperative

hematological levels with 1PO, leukocytes rise from $7.267 \pm 2.51/\text{mm}^3$ to $14.769 \pm 4.48/\text{mm}^3$ ($p \leq 0.001$) and INR from 0.974 ± 0.91 to 1.06 ± 0.18 ($p=0.263$). Furthermore, a decrease in hemoglobin from 13.07 ± 1.77 g/dL to 10.42 ± 1.50 g/dL ($p \leq 0.001$) as well as in hematocrit from $39.530 \pm 5.07\%$ to $31.224 \pm 4.65\%$ ($p \leq 0.001$) was observed.

Table 3 – Association between the mean number of altered hematological and biochemical tests on the 1st PO and general complications in the cardiac postoperative period (n=194), Ijuí (RS), Brazil, 2017.

Altered exams		Complications			
		N	Mean	Standard Deviation	Sig.
Hemoglobin	Yes	93	10.433	1.4999	0.166
	No	93	10.372	1.5517	
Hematocrit	Yes	93	31.289	4.5711	0.561
	No	93	31.082	4.7375	
Leucocytes	Yes	93	15.16559	4.769115	0.189
	No	93	14.32903	3.824679	
Platelets	Yes	93	164.93548	55.958992	0.864
	No	93	163.58065	51.325119	
INR	Yes	91	1.3379	0.36896	0.036
	No	91	1.2367	0.37988	
PT	Yes	58	1.0819	0.22366	0.158
	No	65	1.0383	0.09955	
Creatinine	Yes	42	169.62	58.134	0.910
	No	38	168.34	40.376	

Note: Student's t test, with significance level $\leq 0.05\%$.

The analysis between the association of stratified biochemical and hematological tests per day after the surgical procedure with complications up to 3PO (Table 4) showed statistical significance between complications and changes in INR on 1PO ($p=0.002$) and on 2PO ($p\leq 0.001$). 1PO creatinine ($p=0.020$) was also associated with complications, although only 5.2% of patients had kidney damage and in 66.66% creatinine values were adequate.

Mean creatinine values between the preoperative period and the IPO showed a decline from 1.239 ± 0.268 mg/dL to 1.104 ± 0.447 mg/dL ($p\leq 0.001$). Between IPO and 1PO there was an increase from 1.248 ± 0.269 mg/dL to 1.285 ± 0.370 mg/dL ($p=0.052$).

The INR displayed a different tendency: minimum values were equal between IPO and

1PO (0.88); the mean decreased between the periods from 1.12 ± 0.141 to 1.05 ± 0.170 ; and maximum values increased from 1.83 to 2.56. Both parameters demonstrated a decrease in all mean values from 2PO onwards.

As for the other biochemical and hematological tests, significant changes were observed, however, without statistical significance. Glucose showed equal mean values in IPO and 1PO, with an increase in minimum and maximum levels. Leukocytes showed higher mean, minimum and maximum values at 1PO compared to IPO. After 2PO, there was a reduction in all mean levels, in both glucose and PT. Moreover, hemoglobin, hematocrit, platelets, and PT showed a decrease in the average, maximum, and minimum values starting from IPO.



Table 4 – Association of hematological and biochemical tests (IPO, 1PO, 2PO, and 3PO) and general complications between IPO and 3PO of cardiac surgery (n=194), Ijuí (RS), Brazil, 2017.

		Complications															
		IPO				IPO				2PO				3PO			
		N	Yes (n/%)	No (n/%)	Sig.	N	Yes (n/%)	No (n/%)	Sig.	N	Yes (n/%)	No (n/%)	Sig.	N	Yes (n/%)	No (n/%)	Sig.
HEMOG	A		17/21.8	28/25	0.855		12/15.4	12/11.1	0.391		0/0	0/0	0.414		1/2.2	2/3.5	0.581
	H	190	1/1.3	1/0.9		186	-	-		174				103	-	-	
	L		60/76.9	83/74.1			66/84.6	96/88.9			72/100	102/100			45/97.8	55/96.5	
HEMAT	A		14/17.9	25/22.3	0.775		2/2.6	4/3.7	0.504		-	-	0.585		1/2.2	1/1.8	0.696
	H	190	1/1.3	1/0.9		186	-	-		176	0/0	1/1		104	-	-	
	L		63/80.8	86/76.8			76/97.4	104/96.3			73/100	102/99			45/97.8	56/98.2	
LEUC	A		22/32.4	31/29.5	0.693		18/23.1	19/17.6	0.355		25/34.2	39/37.9	0.623		31/67.4	40/70.2	0.796
	H	173	46/67.6	74/70.5		186	60/76.9	89/82.4		176	48/65.8	64/62.1		103	15/32.6	17/29.8	
	L		-	-			-	-			-	-			-	-	
PLAT	A		53/77.9	80/76.2	0.713		54/69.2	69/63.9	0.610		30/41.10	40/38.8	0.679		20/43.48	20/35.11	0.417
	H	173	0/0	1/1		186	5/6.4	11/10.2		176	-	-		103	0/0	1/1.74	
	L		15/22.1	24/22.9			19/24.4	28/25.9			43/58.90	63/61.2			26/56.52	36/63.15	
ISR	A		9/13.8	16/15.7	0.745		9/19.1	25/47.3	0.002		6/19.4	33/61.1	≤0.001		4/25	6/60	0.074
	H	167	56/86.2	86/84.3		111	38/80.9	39/52.7		85	25/80.6	21/38.9		26	12/75	4/40	
	L		-	-			-	-			-	-			-	-	
PT	A		57/89.1	99/96.1	0.073		47/94	74/96.1	0.442		32/100	53/96.4	0.397		15/93.8	10/100	0.615
	H	167	7/10.9	4/3.9		127	3/6	3/3.9		87	0/0	2/3.6		26	1/6.2	0/0	
	L		-	-			-	-			-	-			-	-	
GLICO	A		6/7.9	9/8.3	0.929		3/7.7	0/0	0.111		3/16.7	9/42.9	0.077		2/22.2	6/40	0.279
	H	185	70/92.1	100/91.7		80	36/92.3	41/100		39	15/83.3	12/57.1		19	6/66.7	5/33.3	
	L		-	-			-	-			-	-			1/11.1	4/26.7	
CREAT	A		53/74.6	79/76.3	0.670		29/38.2	59/55.7	0.020		42/59.2	69/69	0.184		23/53.05	36/64.3	0.278
	H	173	18/25.4	23/22.5		182	47/61.8	47/44.3		174	29/40.8	31/31		99	20/46.5	20/35.7	
	L		-	-			-	-			-	-			-	-	

Note: Student's t test and Fisher's exact test, with significance level $\leq 0.05\%$.

When associating the changes in hematological and biochemical tests stratified by postoperative day and complications according to the affected organ, there is statistical significance between changes in hemoglobin on IPO with cardiac complications on 3PO ($p \leq 0.001$).

Among the most frequent complications in this study, the following stand out: respiratory

complications in 36.1% of the patients, of these 54.3% were pleural effusion, 21.4% pleural effusion and atelectasis, and 12.9% atelectasis, followed by cardiac complications in 8.8% of the patients, of which 70.6% had cardiac arrhythmia, 17.6% had low cardiac output, and 5.9% had acute myocardial infarction. Of the total number of cardiac complications, 2.2% occurred on 3PO.

DISCUSSION

Previous studies^{7,18} state that the preoperative evaluation predicts risks, which support decision-making regarding the performance of the procedure, stabilization of the clinical picture, or even cancellation of the surgery, if the risk exceeds the benefit. It also ensures adequate postoperative evolution with reduced hospital stay and the need for intensive care.

In this study, hematological and biochemical parameters can be seen with small variations in the normality rate in the preoperative period, a fact that is in line with the assumptions of the literature regarding the careful evaluation prior to the surgical procedure, in order to minimize risks, ensuring safety and therapeutic efficacy.

Leukocyte alterations, especially those above normal levels, were associated with general postoperative complications, as well as greater chances of developing complications. Elevated leukocyte count is considered a cardiovascular risk marker¹⁹, which plays an important role in inflammatory diseases, such as coronary heart disease, as it is related to the intensity of the inflammatory response²⁰. This response is the main driving force in the prolongation of the pathological condition in cardiac events²¹ by activating innate immune pathways, as well as inflammatory leukocytes to carry out the phagocytotic process in the surgical wound²².

The rise in the total leukocyte count occurred until the first postoperative day, a fact that may be associated with the inflammatory effects of cardiopulmonary bypass, which include leukocyte activation, especially in the first 24 hours after surgery²³. The inflammatory response, when exacerbated, can cause several physiological changes in different organs and systems²⁴.

A study developed with patients undergoing cardiac surgery associated an increase in preoperative total leukocytes with a higher risk of arrhythmias²⁵; however, the data are still

insufficient to clarify the main mechanisms involved in the elevation of leukocyte counts prior to surgery and its potential as a predictor of postoperative complications, as well as its relationship with the manifestation of general surgical complications.

Patients with complications resulting from the surgical intervention showed higher mean INR values on 1PO, a behavior that was maintained until 2PO. We also verified a mean reduction in INR between IPO and 1PO, with a maximum peak after 24 hours of surgical intervention compared to the preoperative period.

The INR measures changes in the extrinsic pathway of coagulation, indicated for laboratory monitoring in oral anticoagulation therapy; however, it is widely used in other populations due to its reproducibility and low cost²⁶. There is no evidence of the resolvability of monitoring INR in cardiac surgery, given the complexity of the surgical procedure²⁷.

The ability to predict the risk of INR is controversial, however high values may indicate risk of bleeding/hemorrhage²⁶. Several studies^{28,29} relate changes in the coagulogram to bleeding complications. There are no consistent reports in the literature that assess the association of INR changes with complications in other systems of the human body. In this study, we observed an association between manifesting postoperative complications regardless of the affected organ and increased mean INR values.

General complications in the postoperative period are associated with activation of the hemostatic system during cardiopulmonary bypass, responsible for pro- and anticoagulant activity, which suffer hereditary influences. The levels of clotting proteins determine the susceptibility of surgical complications. In the conventional modality, despite the dilution and hemodepression of static cells and proteins, there is little effect on the generation of thrombin³⁰,

which is the main agent of blood clotting that acts at multiple points in the hemostatic process³¹.

The elevation of this protein after reperfusion may be related to myocardial ischemia-reperfusion injury and impaired hemodynamic recovery. Its basal level normalizes from hours to days after the occurrence of this process^{30,32}. When observing the INR values on consecutive postoperative days in our study, a contradictory behavior was observed, with an increase in maximum values up to 1PO and a reduction in mean levels, associated with a decrease in the total number of tests measured.

Creatinine was another altered biochemical variable, which occurred on the 1st PO and was associated with the presence of general complications from IPO to 3PO. In our study, this biochemical parameter showed a reduction in mean values from the preoperative period to IPO, and a subsequent increase on 1PO.

In contrast to our study, the elevation of preoperative baseline creatinine level ≥ 0.4 mg/dL is considered a risk factor for serious complications³³, its increase is estimated around 36 hours after the initial peak, with a subsequent decline^{34,35}. However, subclinical changes are also predictors of events that can trigger kidney damage⁴. These data are in line with the findings of this study, since, of the patients who manifested kidney damage, most exhibited adequate parameters.

Among the causes of creatinine alteration, the following stand out: cardiopulmonary bypass; non-pulsatile flow; nephrotoxic effects of drugs used pre-, trans- and postoperatively^{33,36}; arterial hyper and hypotension, decompensated congestive and ischemic heart failure; cardiac arrest episodes; hypovolemia; and thromboembolism³⁶.

In the present study, due to the lack of guidelines that provide guidance on the measurement of hematological and biochemical parameters in cardiac surgery, we evaluated the

tests performed by clinical indication for up to 72 hours. Due to the invasiveness of cardiac surgery, such parameters change immediately after the surgical intervention, which then undergo a stabilization process through homeostasis starting from 2PO²³. On the other hand, the manifestation of clinical complications can extend for a longer period, in order to verify this time range, we associate hematological and biochemical alterations with complications during the postoperative period, as well as a more restricted time from IPO to 3PO, with the intention of verifying possible discrepancies.

Hemoglobin alterations at IPO showed a significant association with cardiac complications on 3PO. There is a relationship described in the literature of changes in this parameter in the preoperative period to the increased risk of postoperative morbidity⁸, which indicates the need for a careful assessment of preoperative hemoglobin levels, in order to determine the cancellation of the procedure or follow-up in the periods after intervention. Among the causes of reduced hemoglobin levels after surgery are: bleeding (intra- and postoperatively) and hemodilution caused by cardiopulmonary bypass³⁷. Also, the decrease in hemoglobin is related to a parallel increase in inflammatory proteins, especially in acute myocardial infarction, so it is possible to assume an association between a decrease in hemoglobin and the inflammatory response resulting from cardiac surgery³⁸, observed herein. The decline in this biochemical parameter may be related to low cardiac output syndrome³⁹, which justifies its significant association with cardiac complications.

Studies^{25,40} that evaluated the relationship between changes in hematological parameters and postoperative complications do not clarify the reason for these associations but assume that the altered indices reflect a subclinical chronic inflammatory state.

By relating pre- and postoperative hematological and biochemical tests to the manifestation of clinical complications in elective and surviving patients, this study contributes to improve the literary gap regarding predictors of postoperative complications. Among the limitations of the study, we highlight that this was a retrospective study, medical records were used, this was unicentric, and there was lack of a standardized description of postoperative

complications of cardiac surgery in the literature. Furthermore, there was the lack of a protocol for pre- and postoperative hematological and biochemical tests according to the degree of risk, with an established routine for collection that not only contemplates measurement criteria, but also considers potential drugs and previous diseases interfering in the analyses. Finally, there was a lack of follow-up in the late postoperative period.

CONCLUSION

Among the main findings of this study, the following stand out: 1) association between leukocyte changes prior to surgical intervention and complications; 2) association between mean INR changes and complications; 3) association of altered INR and creatinine tests stratified by day after the surgical procedure and complications from IPO to 3PO; 4) association between changes in hemoglobin and cardiac complications.

This study showed a probable association, with strong evidence, between hematological alterations, both pre- and postoperatively, and biochemical alterations after surgical intervention with the manifestation of complications. The results may support the

development of risk indicators for patients of lesser clinical severity undergoing coronary artery bypass graft surgery or valve replacement with a conventional non-pulsatile cardiopulmonary bypass technique.

We suggest improving the monitoring of hematological and biochemical levels, especially of leukocytes, hemoglobin, INR, and creatinine, perceived according to our results as predictors of postoperative complications. However, it is not possible to say that such associations meet the criteria of independent predictors. Therefore, more studies are needed on the subject in order to subsidize evidence, to enable safe and effective care for heart surgery patients.

ACKNOWLEDGMENTS: We thank Hospital de Caridade de Ijuí and Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul - UNIJUI for their partnership in conducting the study. The funding agencies of FAPERGS - Research Support Foundation of the State of RS and CNPq - National Council for Scientific and Technological Development for granting the Scientific Initiation grants.

Author statement CRediT

Validation: Graube SL; Winkelmann ER. Statistical analysis: Colet CF. Formal analysis: Colet CF. Research: Graube SL; Okaseski KR; Ludvig BF. Resources: Graube SL; Winkelmann ER. Elaboration of the original draft: Graube SL. Writing and proofreading: Graube SL; Okaseski KR; Ludvig BF; Bewanger SA; Bittencourt VLL, Colet CF; Winkelmann ER. Visualization: Graube SL; Winkelmann ER. Supervision: Bewanger SA; Winkelmann ER. Project management: Winkelmann ER.

All authors have read and agreed with the published version of the manuscript

REFERENCES

1. Mello JM, Oliveira BPKD Muller EV, Grden CRB, Pinheiro FK, Borges WS. Internações por doenças crônicas não transmissíveis do sistema circulatório, sensíveis à atenção primária à saúde. Texto contexto - Enferm. 2017;26(1):1-11. doi: 10.1590/0104-07072017003390015.
2. Brasil. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do SUS (DATASUS). Procedimentos Hospitalares do SUS: por local de internação: Brasil. Brasília. Ministério da Saúde; 2018. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?sih/cnv/qiuf.def>
3. Dordetto PR, Pinto GC, Camargo RTCS. Pacientes submetidos à cirurgia cardíaca: caracterização sociodemográfica, perfil clínico-epidemiológico e complicações. Revista da Fac. Ciênc. Méd. Sorocaba. 2016;18(3):144-149. doi: 10.5327/Z1984-4840201625868
4. Altınkaya Çavuş M, Gökbulut Bektaş Ş, Demir A. Postoperative renal damage in heart surgery. GKDA Derg. 2019;25(2):126-132. doi:10.5222/GKDAD.2019.29200
5. Hussain, SMA, Amer H. Complications of coronary artery bypass grafting. Int. J. Med. Rev. 2019;6(1):1-5. doi:10.29252/IJMR-060101
6. Goldfarb M, Drudi L, Almohammadi M, Langlois Y, Noiseux N, Perrault L, Piazza N, Afilalo J. Outcome reporting in cardiac surgery trials: systematic review and critical appraisal. J. Am. Heart Association. 2015 Aug 17;4(8): e002204. doi:10.1161/JAHA.115.002204
7. Balci E, Aykut A, Demir A, Sabuncu Ü, Koçulu R, Karadeniz Ü. In-hospital mortality and complications following coronary artery bypass surgery; is it possible to predict with preoperative values? JARSS. 2019;27(1):56-62. doi:10.5222/jarss.2019.32042
8. Aydinli B, Demir A, Ozmen H, Vezir Ö, Ünal U, Özdemir M. Can preoperative HbA1c values in coronary surgery be a predictor of mortality? Turk. J. Anesthesiol Reamin. 2018; 46 (3): 184-190. doi:10.5152/TJAR.2018.46667
9. Biomarcadores em Cardiologia - Parte 1 – Na insuficiência Cardíaca e nas Cardiomiopatias Específicas. Arq. Bras. Cardiol. [Internet]. 2014;103(6):451-459. doi:10.5935/abc.20140184
10. Khan F, Hashmi S, Naeem SS, Fatima B, Hanif H, Khan MZ, Fatimi SH. Perio-perative determinants of prolonged CICU stay after coronary artery bypass graft surgery in elderly at a private tertiary care hospital: A case control study. J Pak Med Assoc. 2016; 66 (10):19-23. Disponível em: https://ecommons.aku.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1121&context=pakistan_fhs_mc_surg_surg
11. Arthur CP, Mejia OA, Osternack D, Nakazone MA, Goncharov M, Lisboa LA, Dallan LA, Pomerantzef PM, Jatene FB, de Estudo REPLICCAR G. É Necessário Personalizar a Avaliação da Função Renal na Estratificação de Pacientes Submetidos à Cirurgia Cardíaca? Arq Bras Cardiol. 2017;109(4):290-298. doi:10.5935/abc.20170129
12. Azevedo MR. Hematologia Básica: Fisiopatologia e Diagnóstico Laboratorial. 6a ed. Rio de Janeiro: Thieme Revinter; 2019.
13. Yun SH, Sim EH, Goh RY, Park JI, Han JY. Ativação de Plaquetas: os Mecanismos e Potenciais Biomarcadores. Biomed Res. Int. 2016;2016: 1-5. doi:10.1155/2016/9060143
14. Amaral COF, Nascimento FM, Pereira FD, Parizi AGS, Straioto FG, Amaral MSP. Bases para interpretação de exames laboratoriais na prática odontológica. Cient. Ciênc. Biol. Saúde. 2014;16(3):37-229. Disponível em: <https://journalhealthscience.pgskroton.com.br/article/view/459>
15. Pereira JPM, Faustino SMM, Rodrigues ÁSN. Análise dos problemas encontrados na execução do coagulograma em laboratórios da cidade de Macapá-Amapá. Ciênc. Equatorial. 2011;1(1):1-8. Disponível em: <https://periodicos.unifap.br/index.php/cienciaequatorial/article/viewFile/396/247>
16. Dusse LMS, Rios DRA, Sousa LPN Moraes RMMS, Domingueti CP, Gomes KB. Biomarcadores da função renal: do que dispomos atualmente? Rer. bras. anal. clin. 2017;49(1): 41-51. doi:10.21877/2448-3877.201600427
17. Classification and diagnosis of diabetes: standards of medical care in diabetes. Diabetes Care. 2019;42(1):13-28. doi:10.2337/dc19-S002
18. Johansson T, Fritsch G, Flamm M, Hansbauer B, Bachofner N, Mann E, Bock M, Sönnichsen AC. Effectiveness of non-cardiac preoperative testing in non-cardiac elective surgery: systematic review. Br J Anaesth. 2013;110(6):926-939. doi:10.1093/bja/aet071.
19. Bekler A, Erbag G, Sen H, Gazi E, Ozcan S. Predictive value of elevated neutrophil-lymphocyte ratio for left ventricular systolic dysfunction in patients with non ST-elevated acute coronary syndrome. Pak J Med Sci 2015;31(1):159-163. doi:10.12669/pjms.311.59677
20. Wang J, Song J, Wu J, He C, Xu C, Liu Y. Leukocyte count and leukocyte subsets reveal compensatory mechanisms in coronary heart disease. Clin. Chim. Acta 2013; 418: 79-85. doi: 10.1016/j.cca.2012.12.028
21. Cheng B, Chen HC, Chou IW, Tang TW, Hsieh PC. Leveraging early post-injury inflammatory responses to cardiac regeneration. J Biomed Sci. 2017;24(1):7. doi:10.1186/s12929-017-0315-22
22. Bonaventura A, Montecucco F, Dallegri F. Cell recruitment in myocardial ischemia / reperfusion injury. Eur J Clin Invest. 2016;46(6):590-601. doi:10.1111/eci.126333
23. Gabriel EA, Locali RF, Matsuoka PK, Cherbo T, Buffolo E. Cirurgia de revascularização do miocárdio com circulação extracorpórea: características bioquímicas, hormonais e celulares. Braz J Cardiovasc Surg. 2011;26(4):525-531. doi:10.5935/1678-9741.20110041
24. Laffey JG, Boylan JF, Cheng DC. The systemic inflammatory response to cardiac surgery: implications for the anesthesiologist. Anesthesiology. 2002;97(1):215-52. doi:10.1097/00000542-200207000-00030

25. Jour TY, Soleimani AU, Kiabi AUF, Zeydi AU, Mohammad AU. Can white blood cell count be used as a predictor of atrial fibrillation following cardiac surgery? A short literature review. *Anadolu Kardiyol Derg.* 2014 (2): 216-7. doi:10.5152/akd.2014.530
26. Weber CF, Görlinger K, Meininger D, Herrmann E, Bingold T, Moritz A, Cohn LH, Zacharowski K. Point-of-care testing: A prospective randomized clinical trial of efficacy in patients with coagulopathic heart surgery. *Anesthesiology* 2012; 117 (3): 531-547. doi:10.1097/ALN.0b013e318264c644
27. Whiting P, Maiwenn AI, Westwood M, Corro-Ramos I, Ryder S, Armstrong N, Misso k, Ross J, Severens J, Kleijnenet J. Viscoelastic point-of-care testing to assist with the diagnosis, management and monitoring of haemostasis: a systematic review and costeffectiveness analysis. *Health Technol.* 2015;19(58):1-227. doi:10.3310/hta19580.
28. Elizondo LC, Muguercia H, Díaz I. Acquired coagulopathies in patients admitted to the intensive care unit of hermanos ameijeiras clinical-surgical hospital. *Cuban J. Med.* 2017; 56:26-38. Disponível em: http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-75232017000100004&lng=es
29. Lorga Filho, A M et al. Diretrizes brasileiras de antiagregantes plaquetários e anticoagulantes em cardiologia. *Arq. Bras. Cardiol.* 2013; 101(3): 01-95. doi:10.5935/abc.2013S009.
30. Sniecinski RM, Levy JH. Management of anticoagulation associated with cardiopulmonary bypass. *Best Pract Res Clin Anaesthesio.* 2015; 29 (2): 189-202. doi:10.1016/j.bpa.2015.03.005.
31. Martini FH, Ober W C, Bartholomew EC, Nath JL. *Anatomia e fisiologia humana: uma abordagem visual.* 1ª ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2014.
32. Lin L, Wang X, Yu Z. Ischemia-reperfusion Injury in the Brain: Mechanisms and Potential Therapeutic Strategies. *Biochem Pharmacol (Los Angel).* 2016;5(4):213. doi:10.4172/2167-0501.1000213.
33. Santos CA, Barboza OMA, Brandi AC, Hussein BPH, Menin BJC, Santos MA, Fernandes GM, Braile DM. Fatores de risco para mortalidade de pacientes submetidos à revascularização miocárdica. *Rer. Bras. Cir. Cardiovas.* 2014; 29(4): 513-520. doi:10.5935/1678-9741.20140073.
34. Joslin J, Ostermann M. Care of the critically ill emergency department patient with acute kidney injury. *Emerg Med Int.* 2012; 2012:760623. doi:10.1155/2012/7606233
35. Gündüz E, Aydoğdu Titiz T. Kardiyak cerrahi ile ilişkili akut böbrek hasarı ve saptanmasında biyomarkerler, *GKDA Derg.* 2019;25(2):79-88. doi:10.5222/GKDDAD.2019.63497
36. Singbartl K, Kellum JA. AKI in the ICU: definition, epidemiology, risk stratification, and outcomes. *Kidney Int.* 2012; 81:819-25. doi:10.1038/ki.2011.339
37. Mann DL, Zipes DP, Libby P, Bonow RO. *Braunwald: Tratado de Doenças Cardiovasculares.* 10ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier; 2017. Disponível em: <https://eu-ireland-custom-media-prod.s3-eu-west-1.amazonaws.com/Brasil/Downloads/e-sample%20MANN-9788535283174.pdf>
38. Wang R, Neuenschwander FC, Nascimento BR. Inflamação pós-Infarto Agudo do Miocárdio: “Médico ou Monstro”. *Arq. Bras. Cardiol.* 2020;115(6):1-2. Disponível em: https://abccardiol.org/wp-content/uploads/articles_xml/0066-782X-abc-115-06-1112/0066-782X-abc-115-06-1112.x44344.pdf
39. Benedetto U, Ng C, Frati G, Biondi-Zoccai G, Vitulli P, Zeinah M, Raja SG. Miniaturized cardiopulmonary bypass versus myocardial revascularization without cardiopulmonary bypass: a meta-analysis of randomized controlled trials. *Int. J. Surgery.* 2015; 14:96-104. doi:10.1016/j.ijssu.2014.12.021.
40. Fadini GP, Marcuzzo L, Marescotti MC, Kreutzenberg SV, Avogaro U. Elevated white blood cell count is associated with prevalence and development of the metabolic syndrome and its components in the general population. *Acta diabetol.* 2012; 49(6): 445–51. doi:10.1007/s00592-012-0402-5.

Submitted: 01 october 2021.
Approved: 14 june 2022.
Published: 03 august 2022.



Perfil epidemiológico dos casos de sífilis congênita e gestacional no Estado do Piauí, Brasil

Magda Coeli Vitorino Sales¹  Adriana Vasconcelos Gomes²  Fernanda Cláudia Miranda Amorim¹ 
Juliana Macêdo Magalhães¹  Maria Elizabeth Ribeiro Gonçalves³  Roberta Cavalcante Muniz Lira⁴ 

¹ Centro Universitário Uninovafapi – UNINOVAFAPI. Teresina/PI, Brasil.

² Centro Universitário Uninta - UNINTA. Tianguá/CE, Brasil.

³ Maternidade Dona Evangelina Rosa – MDER. Teresina/PI, Brasil.

⁴ Universidade Federal do Ceará – UFC. Sobral/CE, Brasil.

E-mail: magdacoeli@hotmail.com

Resumo

O estudo buscou conhecer o perfil epidemiológico da sífilis congênita e em gestantes residentes no estado do Piauí no período de 2007 a 2017. Realizou-se um estudo epidemiológico do tipo ecológico entre os meses de janeiro e fevereiro de 2019 no Sistema de Informação de Agravos de Notificação e Sistema de Informação Sobre Nascidos Vivos. A incidência de sífilis congênita foi crescente durante o período estudado (2007 a 2017) com destaque para a Região de Saúde “Entre Rios”. Em relação aos neonatos, são prevalentemente diagnosticados com até 6 dias de vida (94,5%), sexo masculino (49,9%), raça/cor parda (66,4%), sífilis recente (82,8%) e evolução vivos (91,9%). As gestantes têm faixa etária de 20 a 39 anos (69,9%), cor parda (70,5%), baixa escolaridade (28,9%), realizaram pré-natal (85,4%), receberam diagnóstico durante pré-natal (46,6%), não realizaram teste treponêmico (46,2%), o teste não-treponêmico foi reativo (86,8%), apresentaram forma primária da doença (30,5%) e parceiros sem tratamento (60,8%). Faz-se necessário melhorar as ações de vigilância e assistência pré-natal que resultem no planejamento e adoção de intervenções a fim de modificar o quadro epidemiológico.

Palavras-chave: Sífilis congênita. Análise Espacial. Epidemiologia. Incidência.

INTRODUÇÃO

A Sífilis é uma infecção sexualmente transmissível (IST) causada pelo *Treponema pallidum* que resulta em prejuízos à qualidade de vida e em aumento substancial nas taxas de morbidade e mortalidade¹. Pode ser transmitida pelo contato sexual com lesões infecciosas das membranas mucosas ou pele lesada, via transfusão sanguínea ou transplacentária, culminando, neste último caso, em Sífilis congênita (SC)².

Quando não detectada e tratada preco-

mente, a SC está associada à ocorrência de aborto espontâneo, morte fetal ou infantil, baixo peso ao nascer e prematuridade culminando em internações nas unidades de terapia intensiva e maiores custos hospitalares². Nascidos vivos infectados podem desenvolver manifestações clínicas que envolvem múltiplos sistemas orgânicos, incluindo distúrbios hepáticos, sangue, sistema esquelético, olhos e sistema nervoso central³.

DOI: 10.15343/0104-7809.202246357368P

Estima-se que anualmente haja 6 milhões de casos de sífilis no mundo e que a sífilis gestacional (SG) causa mais de 300.000 mortes fetais e neonatais a cada ano colocando mais de 215.000 bebês em risco aumentado de morte prematura⁴. Nas Américas, houve cerca de 22.800 casos de sífilis congênita em 2015 com taxa crescente de 1,7 caso por 1.000 nascidos vivos⁴. No Brasil, a incidência é crescente e influencia a taxa em toda a América, pois uma análise excluindo o Brasil mostra taxas estáveis de SC no continente desde o ano de 2009⁵.

No ano de 2020, 61.441 casos de sífilis em gestantes, 22.065 casos de sífilis congênita com taxa de incidência de 7,7/1.000 nascidos vivos e 186 óbitos por Sífilis Congênita com taxa de mortalidade de 6,5/100.000 nascidos vivos foram notificados no Sistema de Informação de Agravos de Notificação (Sinan)⁵. A taxa de incidência da Região Nordeste apresentou-se igual à do país (7,7 casos/1.000 nascidos vivos) e todas as regiões apresentaram tendência de aumento⁵.

Diante do cenário global, a Organização Mundial da Saúde (OMS) estabeleceu a meta de notificar 0,5 ou menos casos de sífilis congênita por 1.000 nascidos vivos em 80%

dos países até 2030⁴. A ocorrência da sífilis na população geral e na atenção à saúde materno-infantil demanda planejamento e implementação de ações de vigilância, monitoramento, diagnóstico e tratamento adequado em tempo oportuno. Dessa forma, estudos estratégicos regionais permitem atuação mais eficaz com adoção de medidas de intervenção a partir da realidade local⁶⁻⁷.

A análise epidemiológica da SC e da SG viabiliza conhecer características e fatores que influenciam as políticas de saúde no território. Podem, portanto, auxiliar no planejamento de ações para garantir melhoria na assistência pré-natal e na prevenção/controlar da transmissão vertical da doença por meio do cuidado integral e resolutivo. A distribuição espacial subsidia compreender sobre regiões e pontos da rede de atenção à saúde que demandam maior atenção com vistas a atender ao princípio da equidade, além de ser relevante para orientar gestores e profissionais de saúde no planejamento de ações preventivas, de diagnóstico e de tratamento precoce. Nesse interim, este estudo teve como objetivo conhecer o perfil epidemiológico da sífilis congênita e em gestantes residentes no Estado do Piauí no período de 2007 a 2017.

MÉTODO

Trata-se de um estudo epidemiológico do tipo ecológico realizado entre os meses de janeiro e março de 2019, com base em dados secundários, valendo-se de registros do Sistema de Informação de Agravos de Notificação (Sinan) e do Sistema de Informação Sobre Nascidos Vivos (SINASC) a respeito dos casos de sífilis congênita e gestacional ocorridos no Estado do Piauí (Brasil) no período de 2007 a 2017.

O Piauí possui área territorial de 251.611,929 km² distribuídos em 244 municípios, população estimada de 3.264.531

pessoas e Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) de 0,646. A divisão do Estado compõe 11 Regiões de Saúde com os respectivos municípios de referência: I Planície Litorânea - Parnaíba, II Cocais - Piri-piri, III Entre Rios - Teresina, IV Carnaubais - Campo Maior, V Vale do Guaribas - Picos, VI Vale do Canindé - Oeiras, VII Vale do Sambito - Valença do Piauí, VIII Vale Rios Piauí e Itaueiras - Floriano, IX Serra da Capivara - São Raimundo Nonato, X Chapada das Mangabeiras - Bom Jesus e XI Tabuleiros Alto Parnaíba - Uruçuí⁸⁻⁹. (Figura 1)



Fonte: Plano Estadual de Saúde do Piauí. 2016 – 2019

Figura 1 – Mapa das regiões de Saúde do Estado do Piauí.

A população-alvo desse estudo constituiu-se dos casos de sífilis congênita e gestacional notificados no Sistema de Informação de Agravos de Notificação (Sinan) e no Sistema de Informação Sobre Nascidos Vivos (SINASC) nas 11 Regiões de Saúde do Estado do Piauí durante o período de 2007 a 2017. Os dados foram coletados no sítio virtual do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), atualizados em 07 de maio de 2018 e disponíveis gratuitamente sob domínio público em endereço eletrônico (<http://datasus.saude.gov.br/>)¹⁰.

Com o propósito de descrever o objeto de estudo foram coletadas, por meio de formulário, para cada ano, informações sobre a ocorrência de SC e SG. As características maternas e dos neonatos foram extraídas nos registros do Sinan de sífilis congênita (faixa etária do neonato no diagnóstico, sexo, raça/cor, classificação e evolução final dos casos, escolaridade da mãe, realização de pré-natal, diagnóstico da sífilis materna, tratamento do parceiro), e de sífilis gestacional (faixa etária da gestante, raça/cor, realização do teste treponêmico/não-treponêmico e classificação clínica da sífilis na gestante). No SINASC foram coletados

os registros de nascidos vivos no Piauí para o mesmo período e no ano de 2017 utilizou-se dados preliminares, os únicos disponibilizados até o momento deste estudo.

Os dados que constituem o estudo foram compilados e apresentados em gráfico da taxa de incidência de SC, evolução temporal da proporção de casos notificados de SC e SG, distribuição espacial da incidência de SC; as variáveis estudadas foram segregadas em características do neonato e características maternas. O cálculo da incidência de casos de sífilis congênita foi realizado com base no número de nascidos vivos no SINASC e o número absoluto de casos de Sífilis Congênita coletado do Sinan correspondente ao período de análise. Para tanto, empregou-se a fórmula: coeficiente de incidência = (número de casos novos da doença/número de nascidos vivos no período)*1.000¹¹.

Para análise da distribuição espacial por Regiões de Saúde foi calculada a incidência de SC/1000 nascidos vivos por município de residência e, com a finalidade de atenuar as oscilações anuais dos dados, estes foram subdivididos em dois quadriênios (2007/2008/2009/2010; 2011/2012/2013/2014) e um triênio (2015/2016/2017) que correspondem ao período total de análise, 2007-2017.

Para organização, processamento dos dados e construção dos mapas, utilizaram-se os recursos do programa Microsoft Excel® 2016 e do software TabWin versão 4.1.5 (Tab para Windows, do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde, DATASUS). Para viabilizar análise, empregou-se a estatística descritiva por meio de medidas de tendência central e frequências absolutas. Os resultados foram apresentados por meio de figuras e tabelas e as variáveis foram estratificadas com distribuição de frequência absoluta e relativa.

Por se tratar de dados secundários de domínio público em que a identidade do participante é preservada, não houve necessidade de submeter o projeto ao Comitê de Ética em Pesquisa (CEP) como regulamentado pelo Conselho Nacional de Saúde na Resolução nº 466/2012¹².

RESULTADOS

No período de 2007 a 2017, foram notificados 1.858 casos de sífilis congênita no estado do Piauí. A partir do ano de 2009, houve uma contínua progressão da taxa de incidência com considerável aumento no ano de 2015 (Figura 2). No último triênio (2015-2017), observa-se também que o número de casos notificados de SC é expressivamente superior aos de SG (Figura 3).

A distribuição espacial das taxas de incidência de Sífilis Congênita no período pesquisado (Figura 4) mostrou aumento das taxas em todos os períodos e regiões de saúde com maior ocorrência de SG e SC. As taxas de incidência de Sífilis Congênita foram maiores nas regiões do Vale dos Guaribas e Serra da Capivara no primeiro quadriênio; no segundo quadriênio, essas mantiveram-se e houve maiores taxas também nas regiões de Tabuleiros dos Rios Piauí e Itaueiras e do Vale Canindé. Considerando o triênio 2015-2017, houve mudança na configuração do mapa na região Litorânea e no Noroeste do Estado onde destacou-se a III Região de Saúde (Entre Rios). (Figura 4)

A tabela 1 apresenta as variáveis referentes

aos neonatos e os dados sociodemográficos e clínicos maternos. Observa-se que os casos de SC foram diagnosticados com até 6 dias de vida (94,5%) com distribuição semelhante entre os sexos masculino (49,9%) e feminino (46,8%). A raça/cor parda (66,4%) foi majoritária, a classificação clínica da sífilis foi recente (82,8%) e a evolução do neonato, vivo (91,9%).

Os dados sociodemográficos e clínicos maternos evidenciam maior ocorrência de casos em gestantes com faixa etária de 20-39 anos (69,9%); de raça/cor parda (70,5%); nível de escolaridade de 5º ao 9º ano incompleto do Ensino Fundamental (28,9%) e Ensino Médio incompleto (17,3%). Das quais realizaram (85,4%) e receberam diagnóstico durante o pré-natal (46,6%) ou no momento do parto/curetagem (33,2%), não realizaram teste treponêmico (46,2%) ou o fizeram e obtiveram resultado reativo (42,1%). Prevaleceram gestantes com teste não treponêmico realizado e com resultado reativo (86,8%), com classificação clínica da doença na fase primária (30,5%) ou latente (25,3%) e parceiros que não receberam tratamento (60,8%). (Tabela 1)

Tabela 1 – Caracterização dos casos de Sífilis Congênita segundo características do neonato e dados sócio-demográficos/clínicos maternos. Piauí, Brasil, 2007-2017.

Variáveis	N	%	N	%
Neonato				
Faixa Etária*				
até 6 dias	1.756	94,5	-	-
7-27 dias	41	2,2	-	-
28 dias a <1 ano	59	3,2	-	-
1 ano (12 a 23 meses)	1	0,1	-	-
2 a 4 anos	1	0,1	-	-
Sexo*				
Feminino	870	46,8	-	-
Masculino	927	49,9	-	-
Ignorado	61	3,3	-	-
Variáveis				
Raça/cor*				
Parda	1.234	66,4	-	-
Branca	322	17,3	-	-
Preta	68	3,7	-	-
Amarela	7	0,4	-	-
Indígena	2	0,1	-	-
Ignorado	225	12,1	-	-
Classificação final*				
Sífilis Congênita Recente	1.539	82,8	-	-
Sífilis Congênita Tardia	1	0,1	-	-
Natimorto/Aborto por Sífilis	49	2,6	-	-

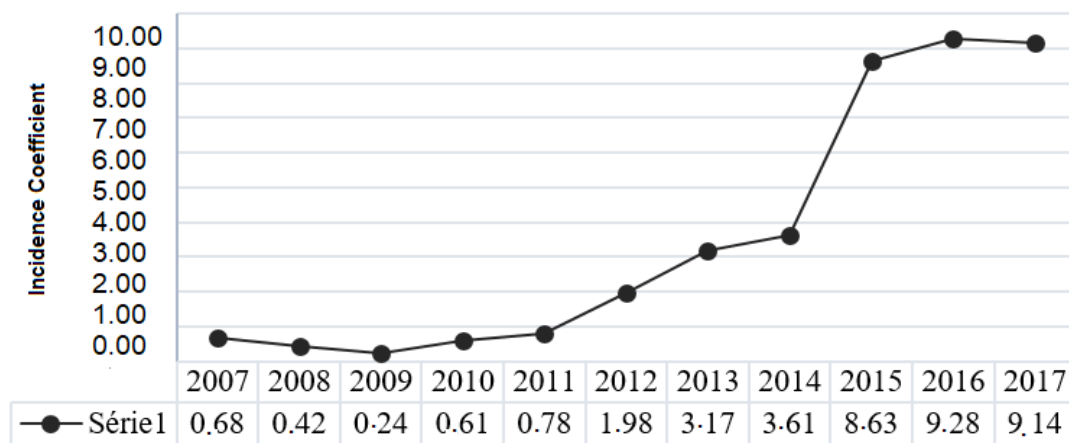
continua...

... continuação tabela 1

Variáveis	N	%	N	%
Descartado	87	4,7	-	-
Ignorado/Branco	182	9,8	-	-
Evolução*				
Vivo	1.592	91,9	-	-
Óbito pelo agravo notificado	42	2,4	-	-
Óbito por outra causa	27	1,6	-	-
Ignorado/Branco	71	4,1	-	-
Gestante				
Faixa Etária**				
10-14	-	-	41	2,0
15-19	-	-	546	26,7
20-39	-	-	1.429	69,9
40-59	-	-	29	1,4
Raça/cor**				
Branca	-	-	228	11,1
Preta	-	-	291	14,2
Amarela	-	-	23	1,1
Parda	-	-	1.441	70,5
Indígena	-	-	4	0,2
Ignorado/Branco	-	-	58	2,8
Escolaridade*				
Analfabeto	-	-	25	1,3
1º ao 4º ano incompleto do EF	-	-	187	10,1
4º ano completo do EF	-	-	84	4,5
5º ao 9º ano incompleto do EF	-	-	537	28,9
Ensino fundamental completo	-	-	176	9,5
Ensino médio incompleto	-	-	321	17,3
Ensino médio completo	-	-	250	13,5
Educação superior incompleta	-	-	27	1,5
Educação superior completa	-	-	13	0,7
Não se aplica	-	-	19	1,0

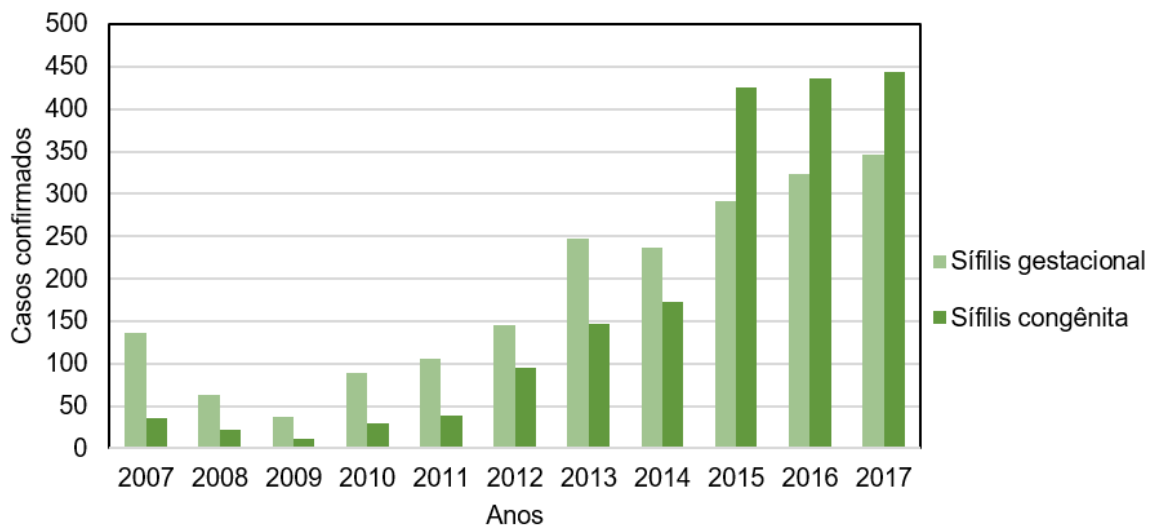
Variáveis	N	%	N	%
Ignorado/Branco	-	-	219	11,8
Realizou pré-natal*				
Sim	-	-	1.586	85,4
Não	-	-	240	12,9
Ignorado/Branco	-	-	32	1,7
Diagnóstico*				
Durante o pré-natal	-	-	866	46,6
No momento do parto/curetagem	-	-	616	33,2
Após o parto	-	-	328	17,7
Não realizado	-	-	14	0,8
Ignorado/Branco	-	-	34	1,8
Teste não-treponêmico**				
Reativo	-	-	1.775	86,8
Não reativo	-	-	56	2,7
Não realizado	-	-	117	5,7
Ignorado/Branco	-	-	97	4,7
Teste treponêmico**				
Reativo	-	-	861	42,1
Não reativo	-	-	71	3,5
Não realizado	-	-	945	46,2
Ignorado/Branco	-	-	168	8,2
Classificação Clínica**				
Primária	-	-	624	30,5
Secundária	-	-	174	8,5
Terciária	-	-	330	16,1
Latente	-	-	518	25,3
Ignorado/Branco	-	-	399	19,5
Tratamento do parceiro				
Sim	-	-	563	30,3
Não	-	-	1.130	60,8
Ignorado	-	-	165	8,9
Total	1.858	100	2.045	100

Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação
 *Dados obtidos no SINAN de Sífilis Congênita (n=1.858)
 **Dados obtidos no SINAN de Sífilis Gestacional (n=2.045)



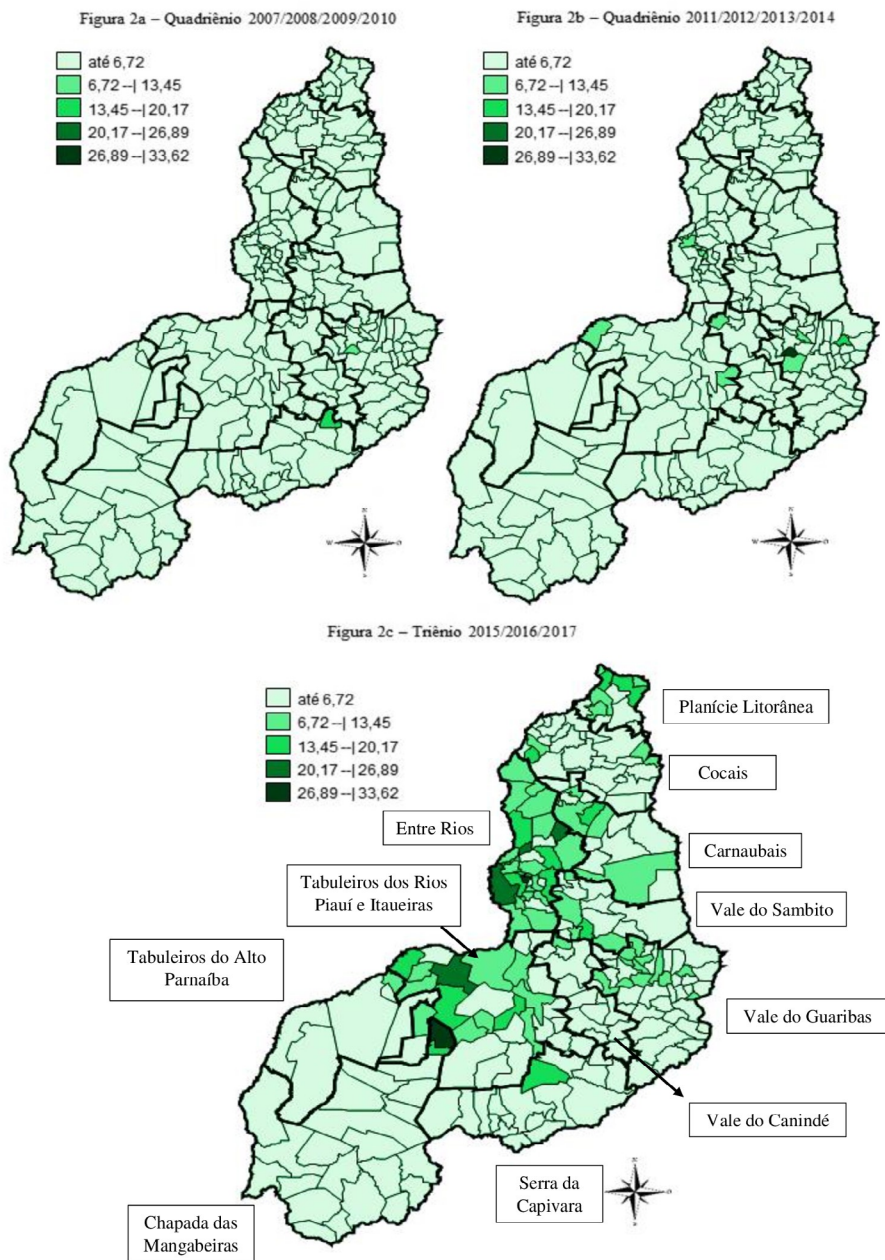
Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação e Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos

Figura 2 – Incidência anual de sífilis congênita por 1.000 nascidos vivos. Piauí, Brasil, 2007-2017.



Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação

Figura 3 – Distribuição temporal do número absoluto de casos de Sífilis Gestacional e Congênita.



Fonte: Sistema de Informação de Agravos de Notificação e Sistema de Informações de Nascidos vivos

Figura 4 – Distribuição espacial da Taxa de Incidência de Sífilis Congênita por 1.000 nascidos vivos por município de residência e Região de Saúde do estado do Piauí - Brasil, 2007 a 2017.

DISCUSSÃO

O estudo apresenta aspectos importantes e proporciona um olhar abrangente da sífilis congênita e gestacional no estado do Piauí. Observou-se o aumento significativo da taxa de incidência no período estudado, com maior expressividade a partir do ano de 2015, período de epidemia no Brasil. Este achado vai ao encontro de um estudo realizado no estado do Piauí que considerou os casos de SC a partir do ano de 2017 e evidenciou aumento expressivo dos casos nas cidades de Teresina, Parnaíba, Picos e Floriano¹³.

No ano de 2017, o Piauí apresentou taxa de incidência de SC correspondente à 9,14 casos/1.000 nascidos vivos, taxa que, além de superior à média nacional, distancia-se consideravelmente da meta estipulada no “Global health sector strategy on Sexually transmitted Infections 2016–2021”. Estudos nacionais que avaliaram incidência e distribuição espacial da doença encontraram resultados semelhantes nos estados do Rio de Janeiro, do Rio Grande do Sul, da Bahia e do Paraná¹⁴⁻¹⁷.

Nos Estados Unidos, houve redução da incidência durante 2008-2012 de 10,5 para 8,4 casos de sífilis congênita por 100.000 nascidos vivos. Entretanto, a taxa relatada durante 2012–2016, aumentou 86,9% em relação a 2012¹⁸. Na Nigéria, um estudo epidemiológico objetivou avaliar o progresso em direção à eliminação da sífilis congênita e concluiu que é necessário melhorar o acesso aos serviços de saúde de qualidade e ampliar a triagem e o tratamento da sífilis no atendimento pré-natal a fim de evitar uma epidemia de SC no país¹⁹.

Em contrapartida, em alguns países europeus, como o Reino Unido, a incidência da SC é controlada e monitorada pelos serviços de saúde e pelos sistemas de vigilância apresentando taxas abaixo do limiar de eliminação da OMS²⁰. Diversos fatores podem estar associados ao aumento de casos de SC, a citar: a escassez da penicilina benzatina desde o ano de 2014,

a perda de casos com encaminhamentos entre os níveis de atenção à saúde, a redução da subnotificação, mudanças nas práticas e no comportamento sexual, melhoria na cobertura do acompanhamento pré-natal com a implantação das equipes de saúde da família, a maior disponibilidade e o acesso a testes rápidos favorecendo o diagnóstico precoce^{4,15-16}.

O número de casos de SC notificados no período de 2015-2017 foi significativamente superior às notificações de SG. No estado do Piauí, a taxa de incidência de SC supera a taxa de detecção de sífilis em gestantes, além disso, o Estado apresenta a menor taxa de detecção das Unidades Federadas do Brasil⁵. Esse achado sugere possíveis dificuldades no rastreio e diagnóstico dos casos de SG durante o pré-natal ou que os casos diagnosticados não estão sendo notificados.

Quanto a distribuição espacial de SC, o aumento no número de casos verificado nos achados deste estudo pode ser reflexo da reorganização da assistência por meio da implementação das ações em rede de atenção à saúde no processo de territorialização, regionalização; pelo incremento nas ações de vigilância, bem como, por maior abrangência na realização das notificações pelos serviços de saúde ao longo do período analisado decorrente de maior acesso ao pré-natal na atenção primária.

Além destas considerações, o paulatino processo de implementação do Sinan poderia justificar a diferente conformação das taxas de incidência representadas nos mapas. No último triênio as regiões mais representativas são polos de referência da rede de assistência em saúde no Estado. Ressalta-se a concentração dos casos de SC na Região de Saúde “Entre Rios” que ocupa uma área de aproximadamente 19.952 km² com população residente de aproximadamente 1.167.710 habitantes, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 2010



A referida região possui 31 municípios e concentra a maior densidade demográfica do Estado (58,52 habitantes/km²). Nos aspectos econômicos, destaca-se, neste território, o turismo de negócio, a agricultura, a extração vegetal e a pecuária²¹.

Por abrigar a capital, nesta região estão localizadas as melhores condições do Estado no que se refere ao emprego e renda, à educação e ao acesso à rede de atenção à saúde²¹. O fato da área “Entre Rios” ser representativa na análise geoespacial pode relacionar-se à densidade populacional, às melhores taxas de notificações e à maior facilidade de acesso ao serviço de saúde e métodos diagnósticos. Ademais, a região é referência da assistência de média e alta complexidade, o que pode gerar um movimento migratório ou, possivelmente, expressar dificuldades inerentes ao acesso ou à descentralização dos serviços.

Por outro lado, a região sul é menos desenvolvida contribuindo para ocorrência de migração populacional para a capital em busca de assistência à saúde de melhor qualidade^{9,21}. Esse comportamento é outro fator que pode justificar a concentração dos casos na região, já que, na admissão do serviço, o endereço informado pela gestante pode não ser o endereço de residência e sim o de hospedagem. Desta maneira, esse evento de migração pode dificultar o conhecimento sobre a realidade epidemiológica das demais regiões do Estado.

Neste estudo, encontrou-se distribuição de SC semelhante entre os sexos, raça parda, com diagnóstico da doença em até 6 dias de vida na fase recente e neonatos que sobreviveram ao quadro infeccioso. Conclusões similares foram observadas em outras investigações, logo, salienta-se que o diagnóstico em tempo oportuno e o tratamento eficaz são medidas de baixo custo que evitam complicações fetais como o aborto e a morte neonatal^{16, 22-24}.

A SG foi predominante em adultas jovens em fase reprodutiva. Apesar deste resultado ser semelhante aos encontrados em outras fontes,

é relevante pensar em um olhar acolhedor utilizando de ações de prevenção e promoção da saúde também para adolescentes, visto que este grupo também foi representativo^{16, 23-24}.

Alguns estudos apontam a raça e as variáveis étnicas como influentes nas taxas de sífilis primária, secundária e congênita, sendo os índices mais elevados pertencentes à população negra²⁴⁻²⁵. Contudo, há pesquisas que apresentam prevalência em brancos sugerindo que as variáveis associadas à ocorrência da doença modificam-se conforme características geoespaciais, aspectos socioeconômicos e acesso ao serviço de saúde, fato que torna inoportuno a determinação de um perfil geral^{17, 24-25}.

O risco de SC aumenta potencialmente de acordo com as condições de desigualdade socioeconômicas e com os aspectos demográficos. A baixa escolaridade insere-se neste contexto como fator de vulnerabilidade^{23, 27-28}. A situação socioeconômica também influi na utilização dos serviços de atenção pré-natal e, embora a proporção de mulheres que não realizou pré-natal seja minoritária, sabe-se da relevância do cuidado pré-natal na redução da incidência da SC²⁵.

Cabe aos profissionais, durante o pré-natal, a diligência de captar precocemente a gestante e desenvolver práticas educativas e preventivas na perspectiva da integralidade ao passo que se busca atender demandas individuais e promover autonomia na saúde sexual e reprodutiva. São também os responsáveis por mediar a realização dos exames preconizados pela política de saúde nacional durante todo o período gestacional viabilizando triagem e tratamento precoce^{25, 27-29}.

Nesse estudo, evidenciou-se que menos da metade das mulheres receberam o diagnóstico de sífilis durante o pré-natal ou o receberam no momento do parto/curetagem. Este fato é um mal indicador e é sabido que a realização precoce da testagem para sífilis evita desfechos desfavoráveis²⁸. Por conseguinte, os achados su-

gerem falhas no acompanhamento pré-natal e reforçam a importância de melhorar a qualidade do atendimento na perspectiva de prevenção da doença. O acesso ao teste rápido deve ocorrer na primeira consulta pré-natal, no início do terceiro trimestre e na internação para o parto, independentemente dos resultados anteriores³⁰.

O diagnóstico durante a gestação de sífilis primária (estágio inicial da doença) e latente também foi referido em outros estudos e é um bom indicador, uma vez que favorece o tratamento precoce²⁶⁻²⁸. Neste estudo, quase a totalidade das gestantes diagnosticadas com sífilis realizou teste não-treponêmico e a maioria apresentou sorologia reagente. O teste não-treponêmico é utilizado em grande escala, pois, além do baixo custo, possibilita monitorar a resposta ao tratamento como evidenciado em outras pesquisas^{16, 24, 29}.

A ocorrência da não realização do teste treponêmico foi representativa, fato relevante, já que a realização do teste faz parte do rol de exames gratuitos a serem feitos no acompanhamento pré-natal. Das gestantes que realizaram o teste, a maioria apresentou resultado reagente, fato que corrobora com outros estudos nacionais e, em contrapartida, difere das diretrizes terapêuticas que, após a epidemia nacional, orientam iniciar a investigação pelo teste treponêmico, dado que este é o teste mais sensível ao diagnóstico da doença³⁰.

No Brasil, conforme a diretriz terapêutica do manejo de SG, é necessário garantir às gestantes com sífilis o monitoramento sorológico mensal até o termo e, após o parto, seguimento trimestral no primeiro ano e semestral no segundo ano. Essa conduta é fundamental para classificar a resposta ao tratamento, identificar possível

reinfecção e definir a conduta correta para cada caso³⁰.

Diante desse cenário, é fundamental sensibilizar e capacitar as equipes de saúde da família, pois elas são fundamentais na mudança do quadro epidemiológico de transmissão vertical. É principalmente na atenção básica que devem ser adotadas ações de controle eficazes que promovam resolubilidade e que impactem na situação de saúde das pessoas. Além disso, apesar da alta cobertura de assistência pré-natal, é, sobretudo, necessário melhorar a qualidade da assistência materno-infantil^{19, 23, 28-29}.

Estudos revelam que a baixa qualidade do pré-natal, o diagnóstico tardio e a falta de tratamento adequado e em tempo oportuno de mulheres grávidas e seus parceiros sexuais aumentam os casos de aborto espontâneo, natimortos e óbitos relacionados à SC^{15, 17, 24}. O não tratamento dos parceiros é apontado na literatura como recorrente e associado à mortalidade perinatal e neonatal²⁸. Neste sentido, é elementar que os parceiros sexuais sejam incluídos no pré-natal e corresponsáveis no processo de cuidado²⁴.

A análise desses dados elucidou a importância de reconhecer a SC como problema reemergente e pensar em ações de saúde locais que previnam de forma eficaz a ocorrência da doença que incide em falhas na atenção ao ciclo mãe-pai-feto. A limitação desse estudo está associada a utilização de banco de dados secundários, o que pode comprometer a precisão das informações e restringir uma análise mais profunda e detalhada de algumas variáveis. Todavia, ressalta-se que os dados disponíveis nesse sistema de informação norteiam as políticas públicas brasileiras.

CONCLUSÃO

No período analisado, constatou-se aumento progressivo da incidência e do diagnóstico e notificação de Sífilis Gestacional. Esse aumento ocorreu de maneira consideravelmente

desproporcional aos casos de Sífilis Congênita no último triênio (2015-2017), o que sugere subnotificação da SG e/ou falha no rastreamento durante a assistência pré-natal. Desse modo, os

resultados encontrados são mais inquietantes ao se considerar que esses números ainda podem expressar dados subestimados devido a falhas nas notificações.

A distribuição espacial mostrou a Região de Saúde “Entre Rios” com maior representatividade, podendo esse fenômeno decorrer da maior densidade demográfica na região ou de um processo migratório da população, possivelmente, em busca dos serviços de saúde. Os resultados apresentados nesse estudo são indicativos de falhas na assistência pré-natal e as informações apresentadas podem ser úteis para planejar ações vigilância nas regiões de saúde e potencializar o cuidado materno-infantil com intuito de melhorar o quadro epidemiológico.

No que se refere às caracterizações epidemiológicas, o diagnóstico de SC ocorre em até 6 dias de vida do neonato, raça/cor parda, classificação clínica da fase recente da doença, evolução vivo e não houve diferenças consideráveis na distribuição da variável sexo. A maior ocorrência de casos de sífilis foi em gestantes com 20 a 39 anos, raça/cor parda;

com baixa escolaridade.

No que se refere ao diagnóstico precoce, esse parâmetro não foi um bom indicador e menos da metade das gestantes receberam diagnóstico durante o pré-natal, momento onde há baixa realização do teste treponêmico. O teste não treponêmico foi o método que mais detectou sífilis nas fases primária ou latente. No que se refere aos parceiros, aponta-se que é necessário o desenvolvimento de estratégias para identificar fatores que podem estar interferindo no indicador de realização de tratamento.

Recomenda-se maior ênfase no investimento de ações de vigilância e o desenvolvimento de novos estudos a fim de elucidar as causas de taxas superiores à média nacional. Investigar fatores associados ao pré-natal, a saber: o não tratamento do parceiro, a detecção de SG, a ocorrência de reinfecção e tratamento inadequado da gestante, o manejo dos profissionais nos casos de SG e a eficácia dos protocolos vigentes, bem como, pesquisar acerca do conhecimento da população sobre a organização da assistência à saúde na rede de atenção, é elementar para melhor planejar as ações em saúde no território.

Declaração do autor CRediT

Conceituação: Vendas, MCV; Gomes, Av. Metodologia: Vendas, MCV; Gomes, Av. Validação: Vendas, MCV; Gomes, AV; Amorim, FCM; Magalhães, JM; Gonçalves, MER; Lira, RCM. Análise estatística: Vendas, MCV; Gomes, Av. Análise formal: Vendas, MCV; Gomes, AV; Amorim, FCM; Magalhães, JM; Gonçalves, MER; Lira, RCM. Investigação: Vendas, MCV; Gomes, Av. Recursos: Vendas, MCV; Gomes, Av. Elaboração do rascunho original: Gomes, AV. Redação-revisão e edição: Vendas, MCV; Gomes, AV; Amorim, FCM; Magalhães, JM; Gonçalves, MER; Lira, RCM. Visualização: Vendas, MCV; Gomes, AV; Amorim, FCM; Magalhães, JM; Gonçalves, MER; Lira, RCM. Supervisão: Vendas, MCV; Gomes, Av. Administração de projetos: Vendas, MCV.

Todos os autores leram e concordaram com a versão publicada do manuscrito.

REFERÊNCIAS

1. World Health Organization. Global guidance on criteria and processes for validation: elimination of mother-to-child transmission of HIV, syphilis and hepatitis B virus. Geneva (CH); 2021.
2. Cooper JM, Sánchez PJ. Congenital syphilis. *Semin Perinatol.* 2018;42(3):176-184. <https://doi.org/10.1053/j.semperi.2018.02.005>
3. Kidd S, Bowen V, Torrone E, Bolan G. Use of National Syphilis Surveillance Data to Develop a Congenital Syphilis Prevention Cascade and Estimate the Number of Potential Congenital Syphilis Cases Averted. *Sex Transm Dis.* 2018 Sep;45(9S Suppl 1):S23-S28. <https://doi.org/10.1097/OLQ.0000000000000838>
4. Pan American Health Organization. Elimination of mother-to-child transmission of HIV and syphilis in the Americas. Washington (DC); 2017.
5. Brasil. Ministério da Saúde. Boletim Epidemiológico Sífilis 2021. Brasília (DF); 2021. Disponível em: <http://portalms.saude.gov.br/boletins-epidemiologicos>

6. World Health Organization. WHO guidelines for the treatment of *Treponema pallidum* (syphilis). Geneva (CH); 2016.
7. Lazarini FM, Barbosa DA. Intervenção educacional na Atenção Básica para prevenção da sífilis congênita. *Rev LatinoAm Enfermagem*. 2017; 25(esp):e2845. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.1612.2845>
8. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Portal do IBGE. Brasil; 2019. <https://cidades.ibge.gov.br/?sigla=pr>
9. Brasil. Secretaria Estadual de Saúde do Piauí. Plano Estadual de Saúde 2020 a 2023. Teresina (PI); 2020.
10. Brasil. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do SUS. Brasília (DF); 2019. <http://datasus.saude.gov.br/>
11. Rouquayrol MZ, Gurgel M (org.). *Epidemiologia & Saúde*. 8. ed. Rio de Janeiro: MedBook, 2017.
12. Brasil. Ministério da Saúde. Conselho Nacional de Saúde. Resolução n. 466, de 12 de dezembro de 2012. Aprova diretrizes e normas regulamentadoras de pesquisas envolvendo seres humanos. Brasília (DF); 2012. http://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/cns/2013/res0466_12_12_2012.html
13. Cristiano Araújo Borges Marques, Helisson Coutinho Luz, Raimundo Nonato Cardoso Miranda Júnior. Perfil epidemiológico de sífilis gestacional e congênita no Estado do Piauí no período de 2017 a 2020. *Research, Society and Development*. 2020; 9(7):1-15,e400973991. <http://dx.doi.org/10.33448/rsd-v9i7.3991>
14. Reis GJ, Barcellos C, Pedrosa MM, Xavier DR. Diferenciais intraurbanos da sífilis congênita: análise preditiva por bairros do Município do Rio de Janeiro, Brasil. *Cad Saúde Pública*. 2018;34(9):e00105517. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00105517>
15. Teixeira LO, Belarmino V, Gonçalves CV, Mendoza-Sassi RA, et al. Tendência temporal e distribuição espacial da sífilis congênita no estado do Rio Grande do Sul entre 2001 e 2012. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2018,23 (8):2587-2597. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018238.25422016>
16. Vargas L, Amaral S, Arriaga M, Sarno M, Brites C. High prevalence of syphilis in parturient women and congenital syphilis cases in public maternities in Salvador-Bahia, Brazil. *BJOG*. 2018 ;125(10):1212-1214. <https://doi.org/10.1111/1471-0528.15304>
17. Signor M, Spagnolo LML, Tomberg JO, Gobatto M, Stofel NS. Spatial distribution and characterization of cases of congenital syphilis. *J Nurs UFPE* . 2018;12(2):398-406. <https://doi.org/10.5205/1981-8963-v12i2a230522p398-406-2018>
18. Centers for Disease Control and Prevention. 2016 Sexually transmitted diseases surveillance: Syphilis. United States; 2017. <https://www.cdc.gov/std/stats16/Syphilis.htm>
19. Adeyinka DA, Olakunde BO, Ozigbu CE, Agogo EA, Morka M, Atoba T, Obanubi C, et al. Elimination of mother-to-child transmission of syphilis: Is it a reality in Nigeria by 2020?. *Scand J Public Health*. 2018;46(8):794-797. <https://doi.org/10.1177/1403494817744988>
20. Simms I, Tookey PA, Goh BT, Lyall H, Evans B, Townsend CL, et al. The incidence of congenital syphilis in the United Kingdom: February 2010 to January 2015. *BJOG*. 2017; 124(1):72-77. <https://doi.org/10.1111/1471-0528.13950>
21. Brasil. Ministério da Saúde. QualISUS-Rede: subprojeto estadual/PI, Região de Saúde Entre Rios/Piauí. Brasília (DF): 2012. <http://portalms.saude.gov.br/acoes-e-programas/qualisus-rede/sobre-o-programa>
22. Kanai M, Arima Y, Shimada T, Hori N, Yamagishi T, Sunagawa T, et al. Sociodemographic characteristics and clinical description of congenital syphilis patients and their mothers in Japan: a qualitative study, 2016. *Sexual Health*. 2018;15(5):460-467. <https://doi.org/10.1071/SH18033>
23. Canto SVE, Araújo MAL, Miranda AE, Cardoso ARP, Almeida RLF. Fetal and infant mortality of congenital syphilis reported to the Health Information System. *PLoS One*. 2019 ;14(1):e0209906. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0209906>
24. Neto SES, Silva SSBE, Sartori AMC. Syphilis in pregnancy, congenital syphilis, and Factors associated with mother-to-child transmission in Itapeva, São Paulo, 2010 to 2014. *Rev Soc Bras Med Trop*. 2018 ;51(6):819-826. <https://doi.org/10.1590/0037-8682-0377-2017>
25. Lin JS, Eder ML, Bean SI. Screening for Syphilis Infection in Pregnant Women: Updated Evidence Report and Systematic Review for the US Preventive Services Task Force. *JAMA*. 2018;320(9):918-925. <https://doi.org/10.1001/jama.2018.7769>
26. Wozniak PS, Cantey JB, Zeray F, Leos NK, Sheffield JS, Wendel GD, et al. Congenital syphilis in neonates with nonreactive nontreponemal test results. *J Perinatol*. 2017;37(10):1112-1116. <https://doi.org/10.1038/jp.2017.103>
27. Dantas AL, Medeiros Jerônimo SHN, Teixeira GA, Lopes TRC, Cassiano AN, de Carvalho JB. Epidemiologic profile of acquired syphilis diagnosed and notified at a maternal-child university hospital. *Enferm Glob*. 2017;16(46):217-245. <https://dx.doi.org/10.6018/eglobal.16.2.229371>
28. Elarrat Canto SV, Leite Araújo MA, Espinosa Miranda A, Paulo Cardoso AR, Freitas de Almeida RL. Fetal and infant mortality of congenital syphilis reported to the Health Information System. *PLoS One*. 2019;14(1):e0209906. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0209906>
29. Padovani C, Oliveira RR, Peloso SM. Sífilis na gestação: associação das características maternas e perinatais em região do sul do Brasil. *Rev LatinoAm Enfermagem*. 2018;26(esp):e3019. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.2305.3019>
30. Brasil. Ministério da Saúde. Protocolo Clínico e Diretrizes Terapêuticas: Atenção Integral às Pessoas com Infecções Sexualmente Transmissíveis. Brasília (DF); 2018. <http://www.aids.gov.br/pt-br/pub/2015/protocolo-clinico-e-diretrizes-terapeuticas-para-atencao-integral-pessoas-com-infeccoes> <https://doi.org/>

Submitted: 30 november 2021.
Approved: 29 July 2022.
Published: 04 november 2022.



Epidemiological profile of congenital and gestational syphilis cases in the State of Piauí, Brazil

Magda Coeli Vitorino Sales¹  Adriana Vasconcelos Gomes²  Fernanda Cláudia Miranda Amorim¹ 
Juliana Macêdo Magalhães¹  Maria Elizabeth Ribeiro Gonçalves³  Roberta Cavalcante Muniz Lira⁴ 

¹ Centro Universitário Uninovafapi – UNINOVAFAPI. Teresina/PI, Brasil.

² Centro Universitário Uninta - UNINTA. Tianguá/CE, Brasil.

³ Maternidade Dona Evangelina Rosa – MDER. Teresina/PI, Brasil.

⁴ Universidade Federal do Ceará – UFC. Sobral/CE, Brasil.

E-mail: magdacoeli@hotmail.com

Abstract

This study aimed to identify the epidemiological profile of congenital syphilis in pregnant women residing in the State of Piauí from 2007 to 2017. An ecological epidemiological study was carried out between January and February 2019 in the Notifiable Diseases Information System and the Live Births Information System. The incidence of congenital syphilis increased during the period studied (2007 to 2017), with an emphasis in the “Entre Rios” Health Region. Regarding neonates, they were predominantly diagnosed with up to 6 days of life (94.5%), males (49.9%), mixed race/color (66.4%), recent syphilis (82.8%), and evolved to live (91.9%). Pregnant women are aged between 20 and 39 years (69.9%), brown color (70.5%), low schooling (28.9%), underwent prenatal care (85.4%), received diagnosis during prenatal care (46.6%), did not undergo a treponemal test (46.2%), the non-treponemal test was reactive (86.8%), had a primary form of the disease (30.5%), and partners without treatment (60.8%). It is necessary to improve surveillance and prenatal care actions that result in the planning and adoption of interventions in order to change this epidemiological picture.

Keywords: Congenital syphilis. Spatial Analysis. Epidemiology. Incidence.

INTRODUCTION

Syphilis is a sexually transmitted infection (STI) caused by *Treponema pallidum* that results in impaired quality of life and a substantial increase in morbidity and mortality rates¹. It can be transmitted through sexual contact with infectious lesions of the mucous membranes or damaged skin, via blood or transplacental transfusion, culminating, in the latter case, in congenital syphilis (CS)².

When not detected and treated early, CS

is associated with the occurrence of spontaneous abortion, fetal or infant death, low birth weight and prematurity, culminating in hospitalizations in intensive care units and higher hospital costs². Infected live births can develop clinical manifestations that involve multiple organ systems, including disorders of the liver, blood, skeletal system, eyes, and central nervous system³.

It is estimated that annually there are 6 million cases of syphilis in the world and

that gestational syphilis (GS) causes more than 300,000 fetal and neonatal deaths each year putting more than 215,000 babies at increased risk of premature death⁴. In the Americas, there were approximately 22,800 cases of congenital syphilis in 2015, with an increasing rate of 1.7 cases per 1,000 live births⁴. In Brazil, the incidence is increasing and influences the rate across the Americas, as an analysis excluding Brazil shows stable rates of CS on the continent since 2009⁵.

In 2020, 61,441 cases of syphilis in pregnant women, 22,065 cases of congenital syphilis with an incidence rate of 7.7/1,000 live births, and 186 deaths from Congenital Syphilis with a mortality rate of 6.5/100,000 live births were reported in the Notifiable Diseases Information System (SINAN)⁵. The incidence rate in the Northeast Region was the same as in the country (7.7 cases/1,000 live births) and all regions showed an increasing trend⁵.

In view of the global scenario, the World Health Organization (WHO) has set a target of reporting 0.5 or fewer cases of congenital syphilis per 1,000 live births in 80% of countries by 2030⁴. The occurrence of syphilis

in the general population and in healthcare maternal and child health demands planning and implementation of surveillance, monitoring, diagnosis, and appropriate treatment in a timely manner. Thus, regional strategic studies allow for more effective action with the adoption of intervention measures based on the local reality⁶⁻⁷.

The epidemiological analysis of CS and GS makes it possible to identify the characteristics and factors that influence health policies in the territory. They can, therefore, assist in the planning of actions to ensure improvement in prenatal care and in the prevention/control of vertical transmission of the disease through comprehensive and resolute care. Spatial distribution supports understanding of regions and points in the healthcare network that require greater attention in order to reach the principle of equity, in addition to being relevant to guide managers and health professionals in planning preventive, diagnostic, and early treatment actions. In the meantime, this study aimed to identify the epidemiological profile of congenital syphilis in pregnant women residing in the State of Piauí from 2007 to 2017.

METHODS

This is an ecological epidemiological study carried out between January and March 2019, based on secondary data, using records from the Notifiable Diseases Information System (SINAN) and the Live Births Information System (SINASC) regarding the cases of congenital and gestational syphilis that occurred in the State of Piauí (Brazil) from 2007 to 2017.

Piauí has a territorial area of 251,611,929 km² distributed in 244 municipalities, an estimated population of 3,264,531 people, and

a Human Development Index (HDI) of 0.646. The division of the State comprises¹¹ Health Regions with the respective reference municipalities: I Plain Litorânea - Parnaíba, II Cocais - Piripiri, III Entre Rios - Teresina, IV Carnaubais - Campo Maior, V Vale do Guaribas - Picos, VI Vale do Canindé - Oeiras, VII Vale do Sambito - Valença do Piauí, VIII Vale Rios Piauí and Itaueiras - Floriano, IX Serra da Capivara - São Raimundo Nonato, X Chapada das Mangabeiras - Bom Jesus, and XI Tabuleiros Alto Parnaíba - Uruçuí⁸⁻⁹. (Figure 1).



Source: Piauí State Health Plan. 2016 - 2019

Figure 1 - Map of the Health regions of the State of Piauí.

The target population of this study consisted of cases of congenital and gestational syphilis notified in the Notifiable Diseases Information System (SINAN) and in the Live Births Information System (SINASC) in the 11 Health Regions of the State of Piauí during the period from 2007 to 2017. Data were collected on the website of the Department of Informatics of the Unified Health System (DATASUS), updated on May 7, 2018, and freely available in the public domain at an electronic address (<http://datasus.saude.gov.br/>)¹⁰.

In order to describe the objective of study, information on the occurrence of CS and GS was collected through a form for each year. Maternal and newborn characteristics were extracted from the SINAN records of congenital syphilis (age group of the newborn at diagnosis, sex, race/color, classification, and outcome of cases, mother's education, prenatal care, diagnosis of maternal syphilis, partner's treatment), and gestational syphilis (age group of the pregnant woman, race/color, performance of the treponemal/non-treponemal test, and clinical classification of syphilis in the pregnant woman). From SINASC, records of live births in

Piauí were collected for the same period and in the year 2017, and preliminary data of the only ones available until the moment of this study were used.

The data that constitute the study were compiled and presented in a graph of the incidence rate of CS, temporal evolution of the proportion of reported cases of CS and GS, spatial distribution of the incidence of CS; and the variables studied were segregated into characteristics of the neonate and maternal characteristics. The calculation of the incidence of cases of congenital syphilis was performed based on the number of live births in SINASC and the absolute number of cases of Congenital Syphilis collected from SINAN corresponding to the period of analysis. For that purpose, the following formula was used: incidence coefficient = (number of new cases of the disease/number of live births in the period)*1.000¹¹.

In order to analyze the spatial distribution by Health Regions, the incidence of CS/1000 live births per municipality of residence was calculated and, in order to attenuate the annual fluctuations of the data, these were subdivided into two quadrennia (2007/2008/2009/2010; 2011/2012/2013/2014), and one triennium (2015/2016/2017) that correspond to the total period of analysis (2007-2017).

For organization, data processing, and map construction, the resources of the Microsoft Excel® 2016 program and the TabWin software version 4.1.5 (Tab for Windows, from the Informatics Department of the Unified Health System, DATASUS) were used. To perform analysis, descriptive statistics were used through measures of central tendency and absolute frequencies. The results were presented through figures and tables and the variables were stratified with absolute and relative frequency distribution.

As these are secondary data in the public domain where the identity of the participant is preserved, there was no need to submit the project to the Research Ethics Committee (REC) as regulated by the National Health Council in Resolution No. 466/2012¹².

RESULTS

In the period from 2007 to 2017, 1,858 cases of congenital syphilis were reported in the State of Piauí. From 2009 onwards, there was a continuous progression of the incidence rate with a considerable increase in 2015 (Figure 2). In the last triennium (2015-2017), it is also observed that the number of reported cases of CS is significantly higher than that of GS (Figure 3).

The spatial distribution of the incidence rates of Congenital Syphilis in the researched period (Figure 4) showed an increase in rates in all periods and health regions with higher occurrence of GS and CS. The incidence rates of Congenital Syphilis were higher in the regions of Vale dos Guaribas and Serra da Capivara in the first four years. In the second quadrennium, these rates were maintained and there were also higher rates in the regions of Tabuleiros of the Piauí and Itaueiras Rivers and the Canindé Valley. Considering the triennium of 2015-2017, there was a change in the configuration of the map in the coastal region and in the Northwest of the state, where the III Health Region (Entre Rios) stood out. (Figure 4).

Table 1 presents the variables referring to the neonates and the maternal sociodemo-

graphic and clinical data. It is observed that CS cases were diagnosed with up to 6 days of life (94.5%) with a similar distribution between males (49.9%) and females (46.8%). Brown race/color (66.4%) was the majority, the clinical classification of syphilis was recent (82.8%), and the outcome of the neonate was living (91.9%).

The maternal sociodemographic and clinical data show a higher occurrence of cases in pregnant women aged 20-39 years (69.9%); of mixed race/color (70.5%); level of schooling from 5th to 8th grade incomplete of Elementary School (28.9%) and incomplete High School (17.3%). They also performed (85.4%) and received diagnosis during prenatal care visits (46.6%) or at the time of delivery/curettage (33.2%), did not undergo treponemal test (46.2%) or did and obtained a positive result (42.1%). Pregnant women who performed a non-treponemal test and had a positive result (86.8%), with clinical classification of the disease in the primary (30.5%) or latent (25.3%) phase, and partners who did not receive treatment (60.8%) prevailed. (Table 1)

Table 1 - Characterization of Congenital Syphilis cases according to newborn characteristics and maternal sociodemographic/clinical data. Piauí, Brazil, 2007-2017.

Variables	N	%	N	%
Neonate				
Age Group*				
up to 6 days	1,756	94.5	-	-
7-27 days	41	2.2	-	-
28 days to <1 year	59	3.2	-	-
1 year (12 to 23 months)	1	0.1	-	-
2 to 4 years	1	0.1	-	-
Sexo*				
Female	870	46.8	-	-
Male	927	49.9	-	-
Ignored	61	3.3	-	-

Variables	N	%	N	%
Race/color*				
Brown	1,234	66.4	-	-
White	322	17.3	-	-
Black	68	3.7	-	-
Yellow	7	0.4	-	-
Indigenous	2	0.1	-	-
Ignored	225	12.1	-	-
Final classification*				
Recent Congenital Syphilis	1,539	82.8	-	-
Late congenital syphilis	1	0.1	-	-
Stillbirth/Abortion due to Syphilis	49	2.6	-	-

to be continued...

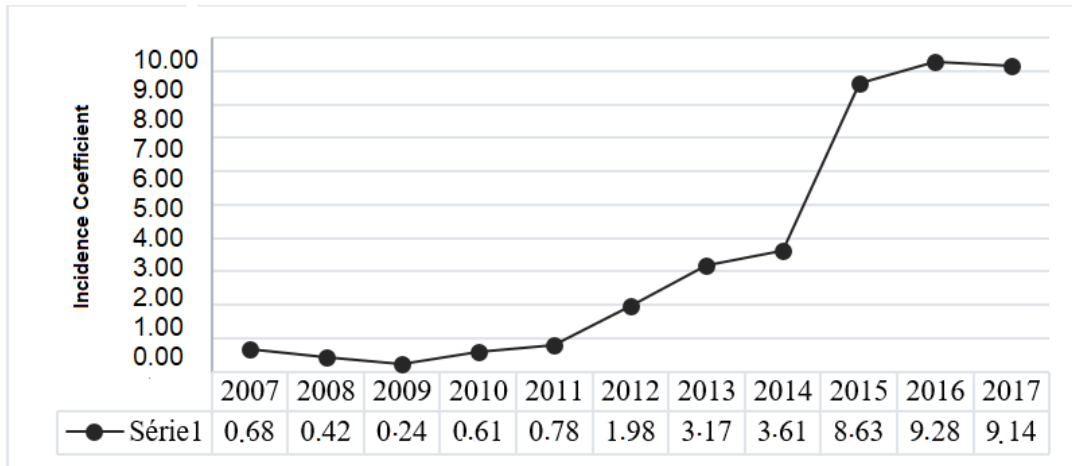


... continuation table 1

Variables	N	%	N	%
Discarded	87	4.7	-	-
Ignored/Blank	182	9.8	-	-
Outcome*				
Alive	1,592	91.9	-	-
Death by the notified injury	42	2.4	-	-
Death from another cause	27	1.6	-	-
Ignored/Blank	71	4.1	-	-
Pregnant woman				
Age Group**				
10-14	-	-	41	2.0
15-19	-	-	546	26.7
20-39	-	-	1,429	69.9
40-59	-	-	29	1.4
Race/color*				
Brown	-	-	228	11.1
White	-	-	291	14.2
Black	-	-	23	1.1
Yellow	-	-	1,441	70.5
Indigenous	-	-	4	0.2
Ignored	-	-	58	2.8
Education*				
Illiterate	-	-	25	1.3
Incomplete 1 st to 4 th grade	-	-	187	10.1
Completed 4 th grade	-	-	84	4.5
Incomplete 5 th to 8 th grade	-	-	537	28.9
Complete primary education	-	-	176	9.5
Incomplete high school	-	-	321	17.3
Complete high school	-	-	250	13.5
Incomplete higher education	-	-	27	1.5
Complete higher education	-	-	13	0.7
Not applicable	-	-	19	1.0

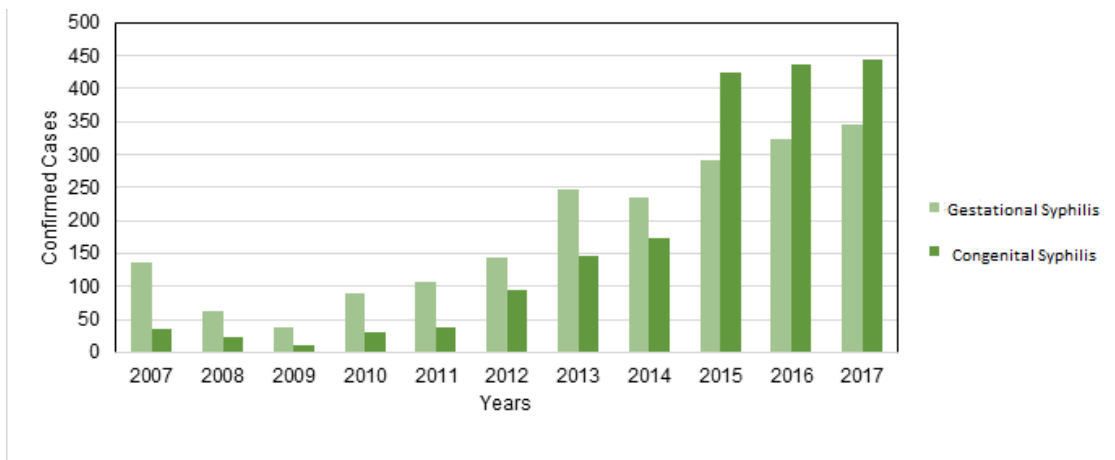
Variables	N	%	N	%
Ignored/Blank	-	-	219	11.8
Performed prenatal care*				
Yes	-	-	1,586	85.4
No	-	-	240	12.9
Ignored / Blank	-	-	32	1.7
Diagnosis*				
During the prenatal period	-	-	866	46.6
At the time of delivery/ curettage	-	-	616	33.2
After delivery	-	-	328	17.7
Not performed	-	-	14	0.8
Ignored / Blank	-	-	34	1.8
Non-treponemal test**				
Reactive	-	-	1,775	86.8
non-reactive	-	-	56	2.7
Not performed	-	-	117	5.7
Ignored / Blank	-	-	97	4.7
Treponemal test**				
Reactive	-	-	861	42.1
non-reactive	-	-	71	3.5
Not performed	-	-	945	46.2
Ignored / Blank	-	-	168	8.2
Clinical Classification**				
Primary	-	-	624	30.5
Secondary	-	-	174	8.5
Tertiary	-	-	330	16.1
Latent	-	-	518	25.3
Ignored / Blank	-	-	399	19.5
Partner treatment				
Yes	-	-	563	30.3
No	-	-	1,130	60.8
Ignored	-	-	165	8.9
Total	1,858	100	2,045	100

Source: Notifiable Diseases Information System
 *Data obtained from the Congenital Syphilis SINAN (n=1,858)
 **Data obtained from the Gestational Syphilis SINAN (n=2,045)



Source: Notifiable Diseases Information System and Live Births Information System

Figure 2 - Annual incidence of congenital syphilis per 1,000 live births. Piauí, Brazil, 2007-2017.



Source: Notifiable Diseases Information System

Figure 3 - Temporal distribution of the absolute number of cases of Gestational and Congenital Syphilis.



Figure 2a - Quadrenium 2007/2008/2009/2010

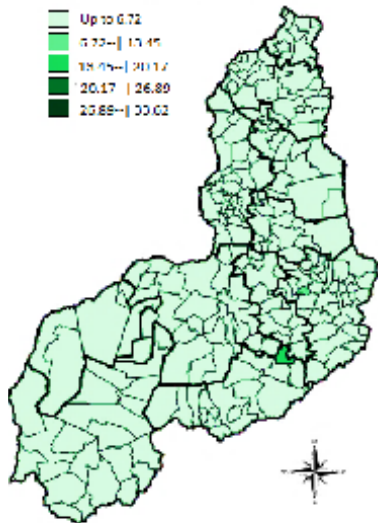
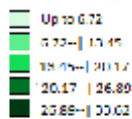


Figure 2b - Quadrantium 2011/2012/2013/2014

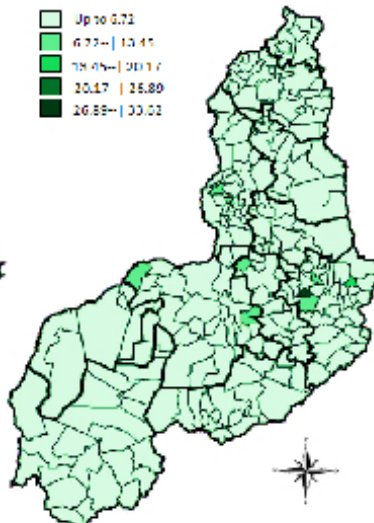
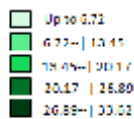
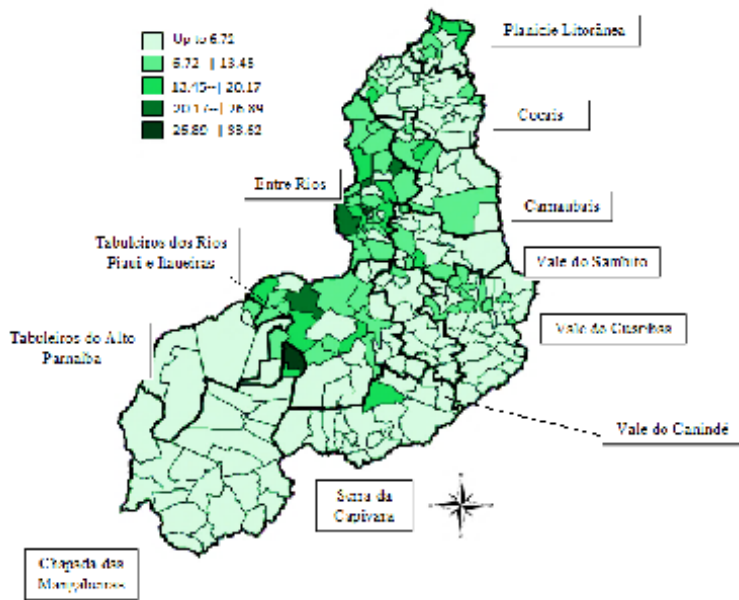
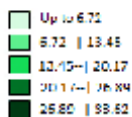


Figure 2c - Trienium 2015/2016/2017



Source: Notifiable Diseases Information System and Live Births Information System

Figure 4 - Spatial distribution of the Congenital Syphilis Incidence Rate per 1,000 live births by municipality of residence and Health Region of the State of Piauí - Brazil, 2007 to 2017.

DISCUSSION

This study presents important aspects and provides a comprehensive look at congenital and gestational syphilis in the State of Piauí. There was a significant increase in the incidence rate in the period studied, with greater significance from the year 2015, an epidemic period in Brazil. This finding is in line with a study carried out in the State of Piauí that considered the cases of CS from the year 2017 and showed a significant increase in cases in the cities of Teresina, Parnaíba, Picos, and Floriano¹³.

In 2017, Piauí presented an incidence rate of CS corresponding to 9.14 cases/1,000 live births, a rate that, in addition to being higher than the national average, is considerably distant from the target stipulated in the “Global health sector strategy on Sexually Transmitted Infections 2016–2021”. National studies that evaluated the incidence and spatial distribution of the disease found similar results in the states of Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Bahia, and Paraná¹⁴⁻¹⁷.

In the United States, there was a reduction in incidence during 2008-2012 from 10.5 to 8.4 cases of congenital syphilis per 100,000 live births. However, the rate reported during 2012–2016 increased by 86.9% compared to 2012¹⁸. In Nigeria, an epidemiological study aimed to assess progress towards the elimination of congenital syphilis and concluded that it is necessary to improve access to health services for quality and expand the screening and treatment of syphilis in prenatal care in order to avoid an epidemic of CS in the country¹⁹.

On the other hand, in some European countries, such as the United Kingdom, the incidence of CS is controlled and monitored by health services and surveillance systems, with rates below the WHO elimination threshold²⁰. Several factors may be associated with the increase in CS cases, to mention: the shortage

of benzathine penicillin since 2014, the loss of cases with referrals between healthcare levels, the reduction of underreporting, changes in practices and in the sexual behavior, improved coverage of prenatal care with the implementation of family health teams, greater availability and access to rapid tests favoring early diagnoses^{4, 15-16}.

The number of CS cases reported in the period 2015-2017 was significantly higher than GS notifications. In the State of Piauí, the incidence rate of CS exceeds the detection rate of syphilis in pregnant women; in addition, the state has the lowest detection rate from among the Federated Units of Brazil⁵. This finding suggests possible difficulties in screening and diagnosing GS cases during prenatal care or that diagnosed cases are not being reported.

As for the spatial distribution of CS, the increase in the number of cases verified in the findings of this study may be a reflection of the reorganization of care through the implementation of actions in the healthcare network in the process of territorial and regional organization, the increase in surveillance actions, as well as the greater coverage in the performance of notifications by the health services throughout the analyzed period, possibly due to greater access to prenatal care in primary care centers.

Furthermore, the gradual process of implementing SINAN could justify the different conformations of incidence rates represented in the maps. In the last three years, the most representative regions are reference centers of the healthcare network in the State. The concentration of CS cases in the “Entre Rios” Health Region is noteworthy, which occupies an area of approximately 19,952 km² with a resident population of approximately 1,167,710 inhabitants, according to data from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) in

2010. This region has 31 municipalities and has the highest population density in the state (58.52 inhabitants/km²). Among economic characteristics, business tourism, agriculture, plant extraction, and livestock stand out in this territory²¹.

As it houses the capital, the best conditions in the State are located in this region in terms of employment and income, education, and access to the healthcare network²¹. The fact that the “Entre Rios” area is representative in geospatial analysis may be related to population density, better notification rates, and easier access to health services and diagnostic methods. Furthermore, the region is a reference point for medium and high complexity care, which can generate a migratory movement or, possibly, express inherent difficulties in accessing or decentralizing services.

On the other hand, the southern region is less developed, contributing to the occurrence of population migration to the capital in search of better-quality healthcare^{9,21}. This behavior is another factor that may justify the concentration of cases in the region, since, upon admission to the service, the address informed by the pregnant woman may not be the address of residence, but the address of lodging. Therefore, this migration event can make it difficult to identify the epidemiological reality of the other regions of the state.

In this study, a similar distribution of CS was found between the sexes, brown race, with diagnosis of the disease within 6 days of life in the more recent phase, and neonates who survived the infectious condition. Similar conclusions were observed in other investigations; therefore, it is emphasized that timely diagnosis and effective treatment are low-cost measures that avoid fetal complications such as abortion and neonatal death^{16, 22-24}.

GS was predominant in young adults in the reproductive phase. Although this result is

similar to those found in other sources, it is relevant to think of a welcoming look using prevention and health promotion actions also for adolescents, since this group also stood out^{16, 23-24}.

Some studies point to race and ethnic variables as influential in the rates of primary, secondary and congenital syphilis, with the highest rates belonging to the black population²⁴⁻²⁵. However, there are studies that present prevalence in whites, suggesting that the variables associated with the occurrence of the disease change according to geospatial characteristics, socioeconomic aspects, and access to health services, a fact that makes the determination of a general profile inopportune^{17, 24-25}.

The risk of CS potentially increases according to the conditions of socioeconomic inequality and demographic aspects. Low education is inserted in this context as a vulnerability factor^{23, 27-28}. The socioeconomic situation also influences the use of prenatal care services and, although the proportion of women who did not undergo prenatal care is a minority, the importance of prenatal care in reducing the incidence of CS is known²⁵.

It is up to professionals, during prenatal care, to diligently identify the pregnant women early and develop educational and preventive practices with a wholistic perspective, while seeking to meet individual demands and promote autonomy in sexual and reproductive health. They are also responsible for mediating the exams recommended by the national health policy throughout the gestational period, making screening and early treatment possible^{25, 27-29}.

In this study, it was shown that less than half of the women received the diagnosis of syphilis during prenatal care or received it at the time of delivery/curettage. This fact is a poor indicator, and it is known that early testing for syphilis avoids unfavorable outcomes²⁸. Therefore, the

findings suggest failures in prenatal care and reinforce the importance of improving the quality of care from the perspective of disease prevention. Access to the rapid test must occur at the first prenatal consultation, at the beginning of the third trimester, and at the time of admission for delivery, regardless of previous results³⁰.

The diagnosis of primary (initial stage of the disease) and latent syphilis during pregnancy has also been reported in other studies and is a good indicator, as it favors early treatment²⁶⁻²⁸. In this study, almost all the pregnant women diagnosed with syphilis underwent a non-treponemal test and most had a positive serology. The non-treponemal test is used on a large scale because, in addition to its low cost, it makes it possible to monitor the response to treatment, as evidenced in other studies^{16, 24, 29}.

The occurrence of not performing the treponemal test stood out; a relevant fact, since the test is part of the list of free exams to be performed in prenatal care. Of the pregnant women who underwent the test, the majority presented a positive result, a fact that corroborates other national studies and, on the other hand, differs from the therapeutic guidelines that, after the national epidemic, suggest starting the investigation with the treponemal test, since this test is more sensitive for the diagnosis of the disease³⁰.

In Brazil, according to the therapeutic guideline for the management of GS, it is necessary to guarantee that pregnant women with syphilis receive monthly serological monitoring until term and, after delivery, quarterly follow-up in the first year and every six months in the second year. This conduct is

essential to classify the response to treatment, identify possible reinfection, and define the correct conduct for each case³⁰.

Given this scenario, it is essential to sensitize and train family health teams, as they are fundamental in changing the epidemiological picture of vertical transmission. It is mainly in primary care that effective control actions must be adopted that promote resolutions and impact people's health situation. Furthermore, despite the high coverage of prenatal care, it is, above all, necessary to improve the quality of maternal and child care^{19, 23, 28-29}.

Studies reveal that the poor quality of prenatal care, late diagnosis and the lack of adequate and timely treatment of pregnant women and their sexual partners increase the cases of spontaneous abortion, stillbirths, and deaths related to CS^{15, 17, 24}. The non-treatment of partners is pointed out in the literature as recurrent and associated with perinatal and neonatal mortality²⁸. Therefore, it is essential that sexual partners are included in prenatal care and are co-responsible in the healthcare process²⁴.

The analysis of these data elucidated the importance of recognizing CS as a reemerging problem and thinking about local health actions that effectively prevent the occurrence of the disease that causes failures in the care of the mother-father-fetus cycle. The limitation of this study is associated with the use of secondary databases, which can compromise the accuracy of the information and restrict a deeper and more detailed analysis of some variables. However, it is noteworthy that the data available in this information system could guide Brazilian public policies.

CONCLUSION

In the analyzed period, there was a progressive increase in the incidence and diagnosis and notification of Gestational Syphilis. This increase was considerably

disproportionate to Congenital Syphilis cases in the last triennium (2015-2017), which suggests underreporting of GS and/or failure to screen during prenatal care. Thus, the results found

are more disturbing when considering that these numbers can still express underestimated data due to failures in the notification process.

The spatial distribution showed the “Entre Rios” Health Region had a greater representation, and this phenomenon may result from the greater population density in the region or from a migratory process of the population, possibly in search of health services. The results presented in this study are indicative of failures in prenatal care and the information presented may be useful to plan surveillance actions in health regions and enhance maternal and child healthcare to improve the epidemiological situation.

With regards to epidemiological characterizations, there was the diagnosis of CS occurs within 6 days of the neonate’s life, who were brown race/color, had a clinical classification of the recent phase of the disease, and an outcome of living stood out; however, no considerable differences in the distribution of the variable sex. The highest occurrence of syphilis cases was in pregnant women aged between 20 and 39 years old, of a mixed race/color, and low education.

Concerning early diagnosis, this parameter was not a good indicator and less than half of the pregnant women were diagnosed during prenatal care, when there is low performance of the treponemal test. The non-treponemal test was the method that most detected syphilis in the primary or latent stages. With regards to partners, it is pointed out that it is necessary to develop strategies to identify factors that may be interfering with the treatment performance indicator.

Greater emphasis is recommended on investing in surveillance actions and the development of new studies in order to elucidate the causes of rates above the national average. Investigate factors associated with prenatal care, namely: non-treatment of the partner, detection of GS, the occurrence of reinfection and inadequate treatment of the pregnant woman, the management of professionals in cases of GS, and the effectiveness of current protocols. Furthermore, researching the population's knowledge about the organization of healthcare in the care network is essential to better plan health actions in the territory.

Author statement CRediT

Conceptualization: Sales, MCV; Gomes, Av. Methodology: Sales, MCV; Gomes, Av. Validation: Sales, MCV; Gomes, AV; Amorim, FCM; Magalhaes, JM; Goncalves, MER; Lira, RCM. Statistical analysis: Sales, MCV; Gomes, Av. Formal analysis: Sales, MCV; Gomes, AV; Amorim, FCM; Magalhaes, JM; Goncalves, MER; Lira, RCM. Research: Sales, MCV; Gomes, Av. Resources: Sales, MCV; Gomes, Av. Elaboration of the original draft: Gomes, AV. Writing-review and editing: Sales, MCV; Gomes, AV; Amorim, FCM; Magalhaes, JM; Goncalves, MER; Lira, RCM. Visualization: Sales, MCV; Gomes, AV; Amorim, FCM; Magalhaes, JM; Goncalves, MER; Lira, RCM. Supervision: Sales, MCV; Gomes, Av. Project management: Sales, MCV.

All authors read and agreed with the published version of the manuscript.

REFERENCES

1. World Health Organization. Global guidance on criteria and processes for validation: elimination of mother-to-child transmission of HIV, syphilis and hepatitis B virus. Geneva (CH); 2021.
2. Cooper JM, Sánchez PJ. Congenital syphilis. *Semin Perinatol.* 2018;42(3):176-184. <https://doi.org/10.1053/j.semperi.2018.02.005>
3. Kidd S, Bowen V, Torrone E, Bolan G. Use of National Syphilis Surveillance Data to Develop a Congenital Syphilis Prevention Cascade and Estimate the Number of Potential Congenital Syphilis Cases Averted. *Sex Transm Dis.* 2018 Sep;45(9S Suppl 1):S23-S28. <https://doi.org/10.1097/OLQ.0000000000000838>
4. Pan American Health Organization. Elimination of mother-to-child transmission of HIV and syphilis in the Americas. Washington (DC); 2017.
5. Brasil. Ministério da Saúde. Boletim Epidemiológico Sífilis 2021. Brasília (DF); 2021. Disponível em: <http://portalms.saude.gov.br/boletins-epidemiologicos>

6. World Health Organization. WHO guidelines for the treatment of *Treponema pallidum* (syphilis). Geneva (CH); 2016.
7. Lazarini FM, Barbosa DA. Intervenção educacional na Atenção Básica para prevenção da sífilis congênita. *Rev LatinoAm Enfermagem*. 2017; 25(esp):e2845. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.1612.2845>
8. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Portal do IBGE. Brasil; 2019. <https://cidades.ibge.gov.br/?sigla=pr>
9. Brasil. Secretaria Estadual de Saúde do Piauí. Plano Estadual de Saúde 2020 a 2023. Teresina (PI); 2020.
10. Brasil. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do SUS. Brasília (DF); 2019. <http://datasus.saude.gov.br/>
11. Rouquayrol MZ, Gurgel M (org.). *Epidemiologia & Saúde*. 8. ed. Rio de Janeiro: MedBook, 2017.
12. Brasil. Ministério da Saúde. Conselho Nacional de Saúde. Resolução n. 466, de 12 de dezembro de 2012. Aprova diretrizes e normas regulamentadoras de pesquisas envolvendo seres humanos. Brasília (DF); 2012. http://bvsmms.saude.gov.br/bvsmms/saudelegis/cns/2013/res0466_12_12_2012.html
13. Cristiano Araújo Borges Marques, Helisson Coutinho Luz, Raimundo Nonato Cardoso Miranda Júnior. Perfil epidemiológico de sífilis gestacional e congênita no Estado do Piauí no período de 2017 a 2020. *Research, Society and Development*. 2020; 9(7):1-15,e400973991. <http://dx.doi.org/10.33448/rsd-v9i7.3991>
14. Reis GJ, Barcellos C, Pedrosa MM, Xavier DR. Diferenciais intraurbanos da sífilis congênita: análise preditiva por bairros do Município do Rio de Janeiro, Brasil. *Cad Saúde Pública*. 2018;34(9):e00105517. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00105517>
15. Teixeira LO, Belarmino V, Gonçalves CV, Mendoza-Sassi RA, et al. Tendência temporal e distribuição espacial da sífilis congênita no estado do Rio Grande do Sul entre 2001 e 2012. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2018,23 (8):2587-2597. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018238.25422016>
16. Vargas L, Amaral S, Arriaga M, Sarno M, Brites C. High prevalence of syphilis in parturient women and congenital syphilis cases in public maternities in Salvador-Bahia, Brazil. *BJOG*. 2018 ;125(10):1212-1214. <https://doi.org/10.1111/1471-0528.15304>
17. Signor M, Spagnolo LML, Tomberg JO, Gobatto M, Stofel NS. Spatial distribution and characterization of cases of congenital syphilis. *J Nurs UFPE* . 2018;12(2):398-406. <https://doi.org/10.5205/1981-8963-v12i2a230522p398-406-2018>
18. Centers for Disease Control and Prevention. 2016 Sexually transmitted diseases surveillance: Syphilis. United States; 2017. <https://www.cdc.gov/std/stats16/Syphilis.htm>
19. Adeyinka DA, Olakunde BO, Ozigbu CE, Agogo EA, Morka M, Atoba T, Obanubi C, et al. Elimination of mother-to-child transmission of syphilis: Is it a reality in Nigeria by 2020?. *Scand J Public Health*. 2018;46(8):794-797. <https://doi.org/10.1177/1403494817744988>
20. Simms I, Tookey PA, Goh BT, Lyall H, Evans B, Townsend CL, et al. The incidence of congenital syphilis in the United Kingdom: February 2010 to January 2015. *BJOG*. 2017; 124(1):72-77. <https://doi.org/10.1111/1471-0528.13950>
21. Brasil. Ministério da Saúde. QualISUS-Rede: subprojeto estadual/PI, Região de Saúde Entre Rios/Piauí. Brasília (DF): 2012. <http://portalms.saude.gov.br/acoes-e-programas/qualisus-rede/sobre-o-programa>
22. Kanai M, Arima Y, Shimada T, Hori N, Yamagishi T, Sunagawa T, et al. Sociodemographic characteristics and clinical description of congenital syphilis patients and their mothers in Japan: a qualitative study, 2016. *Sexual Health*. 2018;15(5):460-467. <https://doi.org/10.1071/SH18033>
23. Canto SVE, Araújo MAL, Miranda AE, Cardoso ARP, Almeida RLF. Fetal and infant mortality of congenital syphilis reported to the Health Information System. *PLoS One*. 2019 ;14(1):e0209906. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0209906>
24. Neto SES, Silva SSB, Sartori AMC. Syphilis in pregnancy, congenital syphilis, and Factors associated with mother-to-child transmission in Itapeva, São Paulo, 2010 to 2014. *Rev Soc Bras Med Trop*. 2018 ;51(6):819-826. <https://doi.org/10.1590/0037-8682-0377-2017>
25. Lin JS, Eder ML, Bean SI. Screening for Syphilis Infection in Pregnant Women: Updated Evidence Report and Systematic Review for the US Preventive Services Task Force. *JAMA*. 2018;320(9):918-925. <https://doi.org/10.1001/jama.2018.7769>
26. Wozniak PS, Cantey JB, Zeray F, Leos NK, Sheffield JS, Wendel GD, et al. Congenital syphilis in neonates with nonreactive nontreponemal test results. *J Perinatol*. 2017;37(10):1112-1116. <https://doi.org/10.1038/jp.2017.103>
27. Dantas AL, Medeiros Jerônimo SHN, Teixeira GA, Lopes TRC, Cassiano AN, de Carvalho JB. Epidemiologic profile of acquired syphilis diagnosed and notified at a maternal-child university hospital. *Enferm Glob*. 2017;16(46):217-245. <https://dx.doi.org/10.6018/eglobal.16.2.229371>
28. Elarrat Canto SV, Leite Araújo MA, Espinosa Miranda A, Paulo Cardoso AR, Freitas de Almeida RL. Fetal and infant mortality of congenital syphilis reported to the Health Information System. *PLoS One*. 2019;14(1):e0209906. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0209906>
29. Padovani C, Oliveira RR, Peloso SM. Sífilis na gestação: associação das características maternas e perinatais em região do sul do Brasil. *Rev LatinoAm Enfermagem*. 2018;26(esp):e3019. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.2305.3019>
30. Brasil. Ministério da Saúde. Protocolo Clínico e Diretrizes Terapêuticas: Atenção Integral às Pessoas com Infecções Sexualmente Transmissíveis. Brasília (DF); 2018. <http://www.aids.gov.br/pt-br/pub/2015/protocolo-clinico-e-diretrizes-terapeuticas-para-atencao-integral-pessoas-com-infecoes> <https://doi.org/>

Submitted: 30 november 2021.
Approved: 29 July 2022.
Published: 04 november 2022.



Taxas de mortalidade geral indígena nas unidades federativas do Brasil e sua (não) correlação com indicadores socioeconômicos e de saúde nos anos de 2000 e 2010

Arthur Arantes da Cunha¹  Rodolfo Antonio Corona¹  Giovana Carvalho Alves¹ 
Maira Tiyomi Sacata Tongu Nazima¹  Emerson Augusto Castilho-Martins¹ 

¹ Universidade Federal do Amapá – UNIFAP. Macapá/AP, Brasil.
E-mail: emersonmartins@unifap.br

Resumo

Em 2010, a população indígena representava 0,2% da população brasileira e estava localizada, em maior parte, na Amazônia Legal. No Brasil, existem leis de proteção à população indígena, além de uma Política Nacional de Atenção à Saúde dos Povos Indígenas. Entretanto, grande parte da população indígena encontra-se em vulnerabilidade social e sanitária, que são mais acentuadas em determinadas regiões do país. Diante disso, este estudo objetivou calcular e avaliar a taxa de mortalidade geral na população indígena brasileira e investigar correlações com indicadores socioeconômicos e de saúde. Trata-se de um estudo ecológico baseado em dados oficiais (2000 e 2010). Os quantitativos de óbitos foram extraídos do Sistema de Informações sobre Mortalidade. Os dados de população indígena foram extraídos de Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. As taxas de mortalidade geral foram calculadas por unidade federativa e correlacionadas, por meio do teste de correlação de Pearson, com indicadores socioeconômicos e de saúde extraídos da plataforma Atlas Brasil. Observou-se, no Brasil, aumento da taxa de mortalidade geral indígena de 15,0% entre 2000 e 2010. Entre as regiões, o Centro-Oeste apresentou as maiores taxas em 2000 e 2010 (4,54 e 5,56 óbitos/1.000 indígenas, respectivamente). Em 2000, o estado com maior mortalidade geral foi o Piauí (9,76/1.000) e em 2010 foi o Mato Grosso do Sul (6,54/1.000). A mortalidade geral indígena não apresentou correlação significativa (p -valor \leq 0,05) com os indicadores analisados. Os achados deste estudo indicaram que a taxa de mortalidade geral indígena no Brasil aumentou de uma forma desigual, de acordo com regiões/unidades federativas, e sem correlação com os indicadores socioeconômicos e de saúde analisados.

Palavras-chave: Saúde de Populações Indígenas. Populações Vulneráveis. Origem Étnica e Saúde. Epidemiologia. Indicadores de Desenvolvimento.

INTRODUÇÃO

Entre os séculos XVI e XXI, o contingente populacional indígena do Brasil sofreu um grande decréscimo. Antes do início da colonização do Brasil, a população indígena era estimada entre 2 e 4 milhões de indivíduos, pertencentes a mais de mil etnias¹. No ano de 2010, segundo o Censo mais recente do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

(IBGE), a população indígena brasileira era de aproximadamente 820 mil indivíduos (0,2% da população brasileira). A maior parte dessa população estava localizada nas nove unidades federativas (UF) da região da Amazônia Legal brasileira, sendo que cerca de 61,0% residiam em áreas rurais/terras indígenas².

DOI: 10.15343/0104-7809.202246514526P

Embora o processo de colonização também tenha reduzido o número de etnias indígenas no Brasil, ainda existe uma enorme diversidade sociocultural. Segundo o Censo de 2010 do IBGE, existem 305 etnias indígenas no país, falantes de 274 idiomas diferentes. Além da língua, a grande diversidade cultural desses povos engloba suas tradições seculares, suas organizações sociais e políticas, sua forma de habitação, suas danças e vestimentas e suas formas de se relacionar com o meio ambiente e com a sociedade não indígena^{1,2}.

Com intuito de promover, proteger e recuperar a saúde dessa população, existe no Brasil, desde 1999, um subsistema nacional de atenção à saúde indígena, composto por Distritos Sanitários Especiais Indígenas. Esses distritos formam uma rede de serviços de saúde nas terras indígenas, que segue os princípios do Sistema Único de Saúde e trabalha em consonância com a Política Nacional de Atenção à Saúde dos Povos Indígenas. Todavia, a situação de saúde da população indígena no Brasil permanece crítica, com relevantes disparidades estaduais e regionais no acesso a saúde e em aspectos socioeconômicos^{3,4,5,6}.

Em meio às expansões desordenadas das economias locais, que em muitos casos ocorrem de forma ilegal, os povos indígenas enfrentam situações de tensão social, de ampla vulnerabilidade e de constantes violências. Esse contexto, presente em diversas regiões do Brasil e em especial nas de menor desenvolvimento socioeconômico, pode ser entendido como uma ameaça constante à integridade desses povos, de forma a afetar aspectos de grande importância como a organização sociocultural e a

condição de saúde, tendo ainda, como possível reflexo, o aumento da morbimortalidade geral por infecções, agravos externos e doenças crônicas, como diabetes, obesidade e doenças cardiovasculares^{4,5,6,7,8,9}.

No Brasil, as condições socioeconômicas e de saúde variam muito conforme a região e a unidade federativa analisada⁶. Nesse contexto, a região da Amazônia Legal brasileira, afastada geograficamente do principal eixo econômico do país, possui muitas localidades em que as populações apresentam condições de vida precárias, o que é devido, em parte, ao histórico processo de desenvolvimento desigual do Brasil e a ineficiência de políticas públicas governamentais^{5,7,8}.

Além disso, ocorre na região da Amazônia Legal e em outras UFs, como no Mato Grosso do Sul, um constante avanço do desmatamento da floresta e uma progressiva expansão da fronteira agrícola, que gera diversos conflitos violentos por terra e riquezas. Esses fatores contribuem para o aumento da vulnerabilidade da população indígena^{5,7,8}, que nas últimas décadas apresentou taxas de mortalidade superiores às da população não indígena^{10,11}, além de apresentar uma tendência de crescimento das taxas de mortalidade¹².

Diante desse cenário e considerando a escassez de pesquisas nacionais que investiguem a relação da taxa de mortalidade geral indígena com o desenvolvimento local/regional, o presente estudo objetivou calcular e avaliar a mortalidade geral na população indígena brasileira, em cada UF, e investigar correlações da mortalidade geral com indicadores socioeconômicos e de saúde, nos anos de 2000 e 2010.

MÉTODOS

Delineamento, fontes de dados e método de cálculo

Trata-se de um estudo observacional, retrospectivo, de delineamento ecológico

descritivo, baseado em dados públicos secundários oficiais de acesso aberto, referentes a população indígena brasileira nos anos de 2000 e de 2010. Comumente, os estu-

dos ecológicos objetivam descrever a frequência de um determinado evento de interesse e investigar possíveis relações com fatores socioeconômicos, geográficos, demográficos e outros, atentando-se para as limitações inerentes ao se estabelecer uma correlação ecológica. Nesses estudos, as unidades de observação são grupos agregados de indivíduos, como populações de países ou de estados^{13,14}. Em muitos casos, são utilizados dados secundários, o que pode impossibilitar, pela indisponibilidade/inexistência de dados, um ajuste adequado das taxas estudadas por importantes características das populações analisadas, como sexo e faixa etária¹⁵. Entretanto, ressalta-se que as taxas brutas possuem grande relevância epidemiológica, sendo empregadas em estudos de análises comparativas de taxas brutas de mortalidade, em que não foi possível realizar padronização^{16,17}.

No presente estudo, extraiu-se, primeiramente, os quantitativos de óbitos, segundo UF e região brasileira de ocorrência, da seção de mortalidade geral (1996-2015) do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde¹⁸ do Ministério da Saúde. Foram selecionadas as variáveis 'ano

do óbito' (2000 e 2010) e 'cor/raça' (indígena). Incluiu-se somente os óbitos de indivíduos declarados como indígenas. Dessa forma, os casos notificados como 'ignorado' quanto a 'cor/raça' foram excluídos da análise. Destaca-se que a seção de mortalidade geral do SIM disponibiliza quantitativos de óbitos referentes a soma dos óbitos ocorridos por 'todas as causas'.

Na etapa seguinte, extraiu-se os dados de população indígena, referentes aos anos de 2000 e de 2010 por UFs e região brasileira, dos Censos Demográficos de 2000 e de 2010², realizados pelo IBGE. Dessa maneira, ressalta-se que a escolha dos anos estudados foi devida a disponibilidade de dados públicos de acesso aberto acerca dos contingentes populacionais indígenas, pelo IBGE, e dos números absolutos de óbitos estratificados "raça/cor", pelo Ministério da Saúde.

Após a obtenção dos dados populacionais e dos números de óbitos de indígenas, procedeu-se com os cálculos das taxas de mortalidade geral. Os cálculos foram feitos sistematicamente por UF (n=27), por região e por ano (2000 e 2010), com base em 1.000 indígenas. Foi utilizada a seguinte fórmula de cálculo:

$$\text{Taxa de mortalidade geral} = \frac{\text{Número de novos óbitos em 2000 ou em 2010} \times 1.000}{\text{População indígena no respectivo ano (2000 ou 2010)}}$$

Os indicadores socioeconômicos e de saúde das 27 UFs brasileiras, referentes aos anos de 2000 e de 2010, correlacionados com as taxas de mortalidade geral das UFs, foram extraídos da plataforma Atlas Brasil⁶. No presente estudo, utilizou-se os indicadores: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM); Índice de Desenvolvimento Humano Municipal dimensão Renda (IDHM-R); Índice de Desenvolvimento Humano Municipal dimensão Longevidade (IDHM-L); Índice de Desenvolvimento Humano Municipal dimensão Educação (IDHM-E); Índice de Gini; renda per capita em reais; porcentagem de pessoas pobres⁶.

Esses indicadores foram escolhidos devido as associações, descritas em estudos anteriores, entre eles e a mortalidade/situação em saúde^{19,20}.

Análise de dados

Os dados foram analisados por meio do software estatístico *Statistical Package for the Social Sciences*[®] versão 20.0. A distribuição dos dados foi analisada por meio de gráficos *Quantil-Quantil Plot* e testada pelo teste de aderência de *Kolmogorov-Smirnov*, o teste mais adequado para o tamanho amostral do presente estudo (n=27) segundo Torman *et al.*²¹. A hipótese de distribuição normal foi

aceita, de acordo com o teste de *Kolmogorov-Smirnov*, para todas as variáveis do presente estudo, incluindo os indicadores socioeconômicos e de saúde.

Assim, o teste utilizado nas análises de correlação foi o teste paramétrico de correlação de Pearson (bivariada), em que se observou a direção da correlação (positiva ou negativa) e a intensidade do coeficiente de Pearson (r) nas correlações das taxas de mortalidade geral calculadas com os indicadores socioeconômicos e de saúde. Quanto a intensidade da correlação, foram utilizados os valores de interpretação do r descritos por Levin *et al.*²². O r varia de +1,00 a

-1,00. Valores no intervalo de +/-1,00 até +/-0,60 representam correlação forte entre as variáveis, entre +/-0,59 e +/-0,30 indicam correlação moderada, entre +/-0,29 e +/-0,10 indicam correlação fraca e entre +/-0,09 a 0,00 indicam ausência de correlação. O nível de significância adotado foi de p -valor $\leq 0,05$ ²².

Aspectos éticos

Por fazer uso exclusivo de dados secundários de acesso aberto, que não possibilitam a identificação individual, o presente estudo não necessitou ser avaliado por um Comitê de Ética em Pesquisa.

RESULTADOS

Foram registrados 2.285 óbitos de indígenas no ano de 2000, no Brasil. Já em 2010 foram registrados 2.927 óbitos. Esse aumento no quantitativo absoluto de óbitos resultou em uma taxa de variação percentual de 28,1%, entre 2000 e 2010. Quanto a taxa de mortalidade geral indígena, também foi identificado aumento no período (+15,0%), de 3,11 óbitos/1.000 indígenas em 2000 para 3,58 óbitos/1.000 indígenas em 2010 (Tabela 1).

Dentre as regiões brasileiras, a região Norte foi a que concentrou maior porcentagem dos óbitos registrados, tanto em 2000 ($n=625$; 27%) quanto em 2010 ($n=1.158$; 40%). As regiões Sul e Sudeste apresentaram, no período estudado, redução do contingente populacional indígena de 11,6% e de 39,2%, respectivamente (Tabela 1). A região Centro-Oeste apresentou as maiores taxas de mortalidade geral tanto em 2000 (4,54 óbitos/1.000 indígenas), quanto em 2010 (5,56 óbitos/1.000 indígenas), um aumento de 22,3%. O número absoluto de óbitos registrados e os respectivos contingentes populacionais nos anos de 2000 e 2010, por região, são demonstrados na Ta-

bela 1.

No ano 2000, a UF com maior taxa de mortalidade geral indígena foi o Piauí, com taxa de 9,76 óbitos para cada 1.000 indígenas. Já no ano de 2010, a UF com a maior taxa de mortalidade indígena foi o Mato Grosso do Sul, com taxa de 6,54 óbitos para cada 1.000 indígenas. A UF com maior aumento percentual entre 2000 e 2010 foi Rondônia, cuja taxa aumentou de 0,66 óbitos/1.000 indígenas para 4,41 óbitos/1.000 indígenas. As demais taxas de mortalidade e de variação, por UF, são demonstradas na Tabela 2.

A Tabela 3 demonstra que a mortalidade geral da população indígena não apresentou correlação significativa com nem um dos indicadores socioeconômicos e de saúde estudados. Além disso, o valor do r foi entre +/-0,09 a 0,00 nos indicadores IDHM, IDHM-L, IDHM-E e renda per capita no ano de 2000 e nos indicadores IDHM, IDHM-R, IDHM-L e porcentagem de pessoas pobres no ano de 2010, o que demonstrou ausência de correlação. Os indicadores, referentes aos anos de 2000 e 2010, utilizados nos testes de correlação são apresentados na Tabela 4.

Tabela 1 – Taxa de mortalidade geral indígena (×1.000), número absoluto de óbitos e quantitativo populacional indígena nas regiões brasileiras e no Brasil, 2000 e 2010.

Região/Brasil	Número de óbitos (%)		População indígena (%)		Taxa de mortalidade geral		
	Ano 2000	Ano 2010	Ano 2000	Ano 2010	Ano 2000	Ano 2010	Variação* 2000-2010
Norte	625 (27)	1.158 (40)	213.443 (29)	305.873 (37)	2,93	3,79	29,3%
Nordeste	520 (23)	488 (17)	170.388 (23)	208.691 (26)	3,05	2,34	-23,4%
Sudeste	513 (22)	318 (11)	161.188 (22)	97.960 (12)	3,18	3,25	2,0%
Sul	153 (7)	238 (8)	84.747 (12)	74.945 (9)	1,81	3,18	75,9%
Centro-Oeste	474 (21)	725 (25)	104.359 (14)	130.494 (16)	4,54	5,56	22,3%
Brasil	2.285 (100)	2.927 (100)	734.127 (100)	817.963 (100)	3,11	3,58	15,0%

*Taxa de variação percentual da taxa de mortalidade geral indígena entre os anos de 2000 e 2010. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Tabela 2 – Taxa de mortalidade geral indígena (×1.000) nas 27 unidades federativas brasileiras e taxas percentuais de variação, 2000 e 2010.

Região/Unidade federativa	Taxa de mortalidade indígena		
	Ano 2000	Ano 2010	Variação* 2000-2010
Região Norte			
Roraima	0,66	4,41	573,2%
Pará	2,12	4,71	121,9%
Amazonas	2,05	3,69	79,7%
Amapá	7,86	3,45	-56,2%
Tocantins	2,65	4,20	58,1%
Região Nordeste			
Pernambuco	1,01	2,83	181,9%
Bahia	3,97	3,88	-2,2%
Região Sudeste			
Minas Gerais	3,12	3,63	16,3%
Espírito Santo	9,76	5,10	-47,8%
Rio de Janeiro	4,67	1,50	-67,9%
São Paulo	2,21	2,31	4,6%
Paraná	2,87	1,83	-36,5%
Alagoas	3,95	2,59	-34,5%
Sergipe	2,20	3,24	47,0%
Bahia	1,34	2,87	114,5%
Região Sul			
Paraná	2,32	1,33	-42,6%
Região Centro-Oeste			
Mato Grosso do Sul	1,93	4,08	111,6%
Mato Grosso	0,94	2,51	166,7%
Goiás	1,09	4,40	305,8%
Distrito Federal	5,77	2,34	-59,4%
Região Sul			
Paraná	2,41	3,78	56,7%
Santa Catarina	1,10	1,99	81,3%
Rio Grande do Sul	1,58	3,27	107,8%
Região Centro-Oeste			
Mato Grosso do Sul	6,64	6,54	-1,6%
Mato Grosso	1,92	4,47	132,9%
Goiás	2,27	5,39	137,7%
Distrito Federal	3,91	1,63	-58,3%

* Taxa de variação percentual da taxa de mortalidade geral indígena entre os anos de 2000 e 2010. Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Tabela 3 – Valores do coeficiente de correlação de Pearson (r) para as taxas de mortalidade geral na população indígena nas unidades federativas brasileiras ($n=27$) e seus respectivos indicadores socioeconômicos e de saúde nos anos de 2000 e de 2010.

Indicador	Ano 2000		Ano 2010	
	Mortalidade geral indígena ($n=27$)	p-valor	Mortalidade geral indígena ($n=27$)	p-valor
IDHM	-0,080	0,692	-0,081	0,687
IDHM-R	-0,137	0,496	-0,034	0,867
IDHM-L	-0,089	0,660	-0,033	0,869
IDHM-E	-0,045	0,823	-0,142	0,480
Índice de Gini	0,175	0,381	-0,159	0,428
Renda per capita	-0,071	0,725	-0,094	0,643
% pessoas pobres	0,171	0,394	-0,088	0,662

IDHM: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal; IDHM-R: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal dimensão de Renda; IDHM-L: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal dimensão Longevidade; IDHM-E: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal dimensão Educação.

Tabela 4 – Indicadores socioeconômicos e de saúde das regiões e das unidades federativas brasileiras, 2000 e 2010.

Região/unidade federativa	IDHM		IDHM Renda		IDHM Longevidade		IDHM Educação		Índice de Gini		Renda per capita*		% de pessoas pobres	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Região Norte	0,527	0,667	0,613	0,670	0,717	0,796	0,333	0,557	--	--	--	--	--	--
Rondônia	0,537	0,690	0,654	0,712	0,688	0,800	0,345	0,577	0,600	0,560	467,2	852,3	29,8	14,8
Acre	0,517	0,663	0,612	0,671	0,694	0,777	0,325	0,559	0,640	0,630	360,6	522,2	44,0	29,5
Amazonas	0,515	0,674	0,608	0,677	0,692	0,805	0,324	0,561	0,670	0,650	351,6	539,8	48,5	30,8
Roraima	0,598	0,707	0,652	0,695	0,717	0,809	0,457	0,628	0,610	0,630	462,2	605,6	33,6	26,7
Pará	0,518	0,646	0,601	0,646	0,725	0,789	0,319	0,528	0,650	0,620	335,8	446,8	46,9	32,3
Amapá	0,577	0,708	0,638	0,694	0,711	0,813	0,424	0,629	0,620	0,600	424,6	599,0	38,1	24,1
Tocantins	0,525	0,699	0,605	0,690	0,688	0,793	0,348	0,624	0,650	0,600	344,4	586,6	45,2	22,2
Região Nordeste	0,516	0,663	0,588	0,656	0,685	0,782	0,342	0,569	--	--	--	--	--	--
Maranhão	0,476	0,639	0,531	0,612	0,649	0,757	0,312	0,562	0,650	0,620	218,3	360,3	62,8	39,5
Piauí	0,484	0,646	0,556	0,635	0,676	0,777	0,301	0,547	0,650	0,610	254,8	416,9	57,3	34,1
Ceará	0,541	0,682	0,588	0,651	0,713	0,793	0,377	0,615	0,670	0,610	310,2	460,6	51,8	30,3
Rio Grande do Norte	0,552	0,684	0,608	0,678	0,700	0,792	0,396	0,597	0,640	0,600	351,0	545,4	44,9	23,8
Paraíba	0,506	0,658	0,582	0,656	0,672	0,783	0,331	0,555	0,630	0,610	299,1	474,9	49,6	28,9
Pernambuco	0,544	0,673	0,615	0,673	0,705	0,789	0,372	0,574	0,660	0,620	367,3	525,6	45,3	27,2
Alagoas	0,471	0,631	0,574	0,641	0,647	0,755	0,282	0,520	0,680	0,630	285,3	432,6	56,8	34,3
Sergipe	0,518	0,665	0,596	0,672	0,678	0,781	0,343	0,560	0,650	0,620	326,7	523,5	48,8	27,9
Bahia	0,512	0,660	0,594	0,663	0,680	0,783	0,332	0,555	0,660	0,620	322,0	496,7	49,7	28,7
Região Sudeste	0,676	0,766	0,735	0,773	0,778	0,845	0,541	0,688	--	--	--	--	--	--
Minas Gerais	0,624	0,731	0,680	0,730	0,759	0,838	0,470	0,638	0,610	0,560	548,9	749,7	24,6	11,0
Espírito Santo	0,640	0,740	0,687	0,743	0,777	0,835	0,491	0,653	0,600	0,560	574,2	815,4	22,8	9,5
Rio de Janeiro	0,664	0,761	0,745	0,782	0,740	0,835	0,530	0,675	0,600	0,590	826,0	1.039,3	13,7	7,2
São Paulo	0,702	0,783	0,756	0,789	0,786	0,845	0,581	0,719	0,580	0,560	882,4	1.084,5	9,7	4,7

continua...



... continuação tabela 4

Região/unidade federativa	IDHM		IDHM Renda		IDHM Longevidade		IDHM Educação		Índice de Gini		Renda per capita*		% de pessoas pobres	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
Região Sul	0,660	0,754	0,711	0,764	0,792	0,848	0,510	0,662	--	--	--	--	--	--
Paraná	0,650	0,749	0,704	0,757	0,747	0,830	0,522	0,668	0,600	0,530	638,3	890,9	18,9	6,5
Santa Catarina	0,674	0,774	0,717	0,773	0,812	0,860	0,526	0,697	0,560	0,490	693,8	983,9	12,8	3,7
Rio Grande do Sul	0,664	0,805	0,720	0,867	0,804	0,857	0,505	0,702	0,580	0,600	708,1	1.758,3	15,6	3,8
Região Centro-Oeste	0,639	0,757	0,720	0,776	0,777	0,839	0,467	0,665	--	--	--	--	--	--
Mato Grosso do Sul	0,613	0,729	0,687	0,740	0,752	0,833	0,445	0,629	0,620	0,560	576,3	799,3	22,8	9,9
Mato grosso	0,601	0,725	0,689	0,732	0,740	0,821	0,426	0,635	0,620	0,550	582,6	762,5	22,0	10,5
Goiás	0,615	0,735	0,686	0,742	0,773	0,827	0,439	0,646	0,600	0,550	571,5	811,0	21,0	7,6
Distrito Federal	0,725	0,824	0,805	0,863	0,814	0,873	0,582	0,742	0,630	0,630	1.199,4	1.715,1	12,3	4,9

IDHM: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal; *Renda per capita em reais brasileiros, o salário mínimo federal em 2010 era de 510,00 reais e em 2000 variou de 136,00 reais em 01/01/2000 a 151,00 reais em 31/12/2000. Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil.

DISCUSSÃO

No Brasil, os indígenas possuem um sub-sistema próprio de gestão e promoção da saúde indígena baseado em uma rede de Distritos Sanitários Especiais Indígenas³. Todavia, essa população apresenta histórica dificuldade no acesso à saúde, fato demonstrado por pesquisas anteriores que identificaram maior mortalidade e menor acesso à saúde da população indígena quando comparada a não indígena no Brasil¹⁰⁻¹², cenário que se repete em outros países como Canadá, Nova Zelândia e Austrália²³⁻²⁵. Nesse sentido, o presente estudo identificou um aumento percentual no quantitativo absoluto de óbitos indígenas, entre 2000 e 2010, de 28,1%.

É possível que esse aumento seja reflexo de um real crescimento do quantitativo absoluto de óbitos ocorridos, aliado a melhora dos serviços de notificação. Ressalta-se que apenas no ano de 1991 os Censos do IBGE começaram a gerar dados sobre a categoria de 'raça/cor' indígena¹⁰, o que representa uma perda inestimável de informações retrospectivas para elaboração de estudos de séries históricas ano a ano. Ademais, o maior quantitativo absoluto de óbitos

registrados na região Norte reflete o fato dessa região concentrar a maior parte da população indígena nacional e estar no arco do desmatamento da Amazônia brasileira^{26,27}. O estudo ecológico de Lima *et al.*¹² também identificou maior porcentagem de notificações nessa região (39%).

A taxa de mortalidade geral indígena brasileira apresentou uma variação percentual crescente de 15,0% entre 2000 e 2010, que está próxima a encontrada por Lima *et al.*¹² no mesmo período. Esse crescimento torna relevante destacar aspectos nacionais que podem ter influenciado, em parte, o aumento da mortalidade indígena, como o progressivo processo de dissolução da cultura indígena⁷. Nesse processo, marcado por fatores como a expansão da exploração ilegal/violenta da agropecuária e mineração em terras indígenas, os nativos são potencialmente forçados a sair de suas terras e deslocar-se para centros urbanos^{7,8}. Esse tipo de violência contra indígenas, em suas próprias terras/aldeias, pode ser mensurada ao se analisar os assassinatos de lideranças nativas em conflitos com interessados na exploração da terra⁸, em claro cenário de

violações ao Estatuto do Índio²⁸, a Política Nacional de Atenção à Saúde dos Povos Indígenas⁴ e a Constituição Federal do Brasil de 1988, que guardam os direitos dos indígenas à proteção, à saúde e à terra. Os danos causados aos indígenas não se limitam a violência direta, pois os empreendimentos ilegais de exploração causam danos à saúde ambiental, à medida que contaminam rios e destroem a fauna e a flora locais. Além de possibilitar a transmissão de doenças humanas para as quais os indígenas podem possuir baixa imunidade⁵.

Esse contexto, devido a violência/desproteção, a proximidade cada vez maior das aldeias com as cidades e a busca por possíveis melhores condições de vida, acentua o deslocamento populacional indígena para o meio urbano, com conseguinte mudança de ambiente e de cultura^{8,29,30}. Essas mudanças aumentam a exposição a fatores relacionados ao óbito por causas externas, como: acesso a arma de fogo, pobreza e situação de rua, alcoolismo, uso de drogas, depressão, acidentes de transportes, violência e outros^{23,30-33}. Assim como a fatores ambientais e de hábitos de vida que propiciam óbitos por câncer, doenças crônicas, infecções sexualmente transmissíveis e outras causas^{12,23,34,35}. É importante, ainda, destacar que um estudo de metanálise apontou que diversas pesquisas identificaram menores mortalidades indígenas em áreas urbanas em comparação a área rural. Todavia, essa mesma metanálise destaca que nenhum dos estudos analisados concluiu que a mortalidade indígena em área urbana é menor que em área rural. Além de apontar que a subnotificação de óbitos indígenas em área urbana é muito maior que em áreas rurais e que a manutenção do estilo de vida indígena e de dietas tradicionais pode favorecer a saúde dos povos mais isolados²³.

Quatro das cinco regiões brasileiras apresentaram aumento da taxa de mortalidade entre 2000 e 2010, com destaque para a região Sul (+75,9%) e Sudeste (+2,0%),

que foram as únicas duas regiões que apresentaram, no período, redução do contingente populacional indígena, de 11,6% e de 39,2% respectivamente². O aumento da mortalidade e a redução do contingente populacional podem estar relacionados entre si e com aspectos socioculturais, históricos e econômicos dessas regiões e dos povos que as habitam. Nesse sentido, é preciso considerar que essas são as duas regiões mais desenvolvidas do país⁶, com maiores percentuais de população branca e relevante grau de discriminação, invisibilidade e marginalização urbana de minorias sociais, como os indígenas. Isso torna possível que, com a maior migração indígena para as cidades e por conseguinte maior exposição ao preconceito e ao racismo, ocorra um fenômeno de negação da identidade cultural indígena, o que pode resultar em um menor número de autodeclarados indígenas^{29,36,37}.

A região Centro-Oeste apresentou as maiores taxas de mortalidade, tanto em 2000 quanto em 2010. Nessa região, localiza-se a UF do Mato Grosso do Sul, que apresentou a maior taxa de mortalidade no ano de 2010 (6,54 óbitos/1.000 indígenas). Essa UF é, historicamente, cenário da expansão das plantações de cana-de-açúcar e de conflitos violentos de fazendeiros contra povos indígenas^{8,29}. Nesse sentido, Paula⁸ destaca que ao longo de apenas 5 anos, um total de 7 lideranças indígenas foram mortas em disputas por terra no Mato Grosso do Sul. Além disso, o avanço das lavouras sobre terras indígenas é um processo que retira de forma violenta a autonomia de produção dos indígenas, propiciando que se submetam a trabalhos em regime análogo ao da escravidão. Nesse contexto, ressalta-se que entre 2004 e 2011 cerca de 2.600 indígenas foram libertos desse tipo de condição de trabalho no Mato Grosso do Sul⁸.

Já a UF de Rondônia, que no presente estudo demonstrou a maior taxa de variação percentual positiva entre 2000 e 2010, lo-

caliza-se em uma das áreas mais afetadas do arco do desmatamento da Amazônia brasileira, sendo a UF com um dos maiores desmatamentos proporcionais acumulados na primeira década do século XXI^{26,27}. Esses cenários, com destaque para essas duas UFs, favorecem o surgimento de conflitos violentos com “produtores”, a perda de terras indígenas, o processo de urbanização dos indígenas e o de dissolução da cultura tradicional, entre outros artifícios que expõem os indígenas a maiores riscos de óbito e de más condições de saúde^{7,8,23,29,36}.

Outro relevante resultado da presente pesquisa é a elevada taxa de mortalidade geral identificada em 2000 no Piauí (9,76/1.000), a mais alta identificada neste estudo. Entre as possíveis justificativas para esse resultado está o subdimensionamento da população indígena no Piauí. Nos Censos de 1991 e 2000, o contingente populacional indígena do Piauí era o menor dentre as UFs. Já em 2010, a população foi estimada em 2.944 indivíduos², quantitativo muito discrepante do divulgado pela Secretaria de Estado de Saúde do Piauí, em 2016, que foi de aproximadamente seis mil indivíduos³⁸. Ademais, somente em 2020, por meio da lei estadual nº 7.389 de 27 de agosto de 2020, foi demarcada a primeira terra indígena no estado do Piauí. Esse atraso no reconhecimento da presença indígena no estado e na demarcação da terra representa um grande prejuízo no contexto da proteção social e acesso à saúde.

O presente estudo não identificou nem uma correlação significativa entre as taxas de mortalidade geral indígena e os indicadores socioeconômicos e de saúde das UFs brasileiras, em nem um dos anos estudados. Além disso, em 8 dos 14 testes de correlação realizados o valor do r indicou ausência de correlação entre indicador e mortalidade. Nesse sentido, é possível que indicadores, como IDHM, IDHM-L, IDHM-R e Índice de Gini, sejam limitados para apresentar panoramas socioeconômicos e de saúde dos povos indígenas, devido a baixa pro-

porção desses povos na população brasileira (0,2%)^{2,39} e as suas peculiaridades e especificidades quanto as condições de vida, de acesso a saúde e critérios econômicos e de educação³⁹.

Todavia, quando se trata da população geral, esses iniciadores apresentaram correlações estatisticamente significativas, em estudos brasileiros anteriores, com mortalidade em acidentes de trânsito, em homicídios, em suicídios, por causas cardiovasculares e por causas evitáveis^{19,20}, o que reforça a hipótese de que esses indicadores são eficazes para expor e representar o panorama socioeconômico e de saúde da população geral, mas é limitado quando se trata de indígenas. Dessa forma, fica inteligível que, mesmo quando residentes em UFs com bons indicadores, a população indígena pode não usufruir completamente dos benefícios socioeconômicos e de saúde.

Isso sugere a necessidade de criação de índices específicos para os povos indígenas, para melhor direcionar políticas públicas de saúde, renda e educação. Além disso, encontra-se como alternativa, para estudos futuros, o uso do Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), que é publicado anualmente (desde 2010) pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento e pela Oxford Poverty and Human Development Initiative. O IPM objetiva complementar as medidas tradicionais de pobreza monetária, investigando a incidência e a intensidades de dez indicadores de pobreza, como estado nutricional, mortalidade infantil, saneamento básico, habitação, frequência escolar das crianças e outros. Embora não esteja, atualmente, disponível para as populações indígenas de cada UFs brasileira, o IPM permite comparações entre países e regiões subnacionais por grupos étnicos. No relatório de 2021, acerca das disparidades étnicas, o IPM demonstrou que os povos indígenas estão entre os mais pobres e vulneráveis na América Latina⁴⁰.

O presente estudo possui importantes limitações. Entre elas está a subnotificação

de óbitos de indígenas, o que gera subestimação das taxas de mortalidade geral. Essa subnotificação possui diferentes graus, que variam de acordo com a UF, com a região do país e estão relacionados com a capacidade e com a qualidade dos serviços de notificação, que podem ser afetados pela invisibilidade da população indígena, que possivelmente é mais acentuada no meio

urbano. Ademais, embora seja presumível uma certa homogeneidade das estruturas etárias das populações indígenas das UFs que concentram os maiores contingentes populacionais indígenas do Brasil, é preciso destacar que, por falta de dados de distribuição etária da população indígena de cada UFs, não foi possível calcular taxas de mortalidade ajustadas por idade.

CONCLUSÃO

O presente estudo identificou um aumento do número absoluto de óbitos em três das cinco regiões do Brasil, entre 2000 e 2010. A taxa de mortalidade geral indígena também aumentou em quatro das cinco regiões do país e em dez das 27 UFs brasileiras, entre 2000 e 2010. A região Norte registrou o maior quantitativo absoluto de óbitos nos dois anos analisados, enquanto a região Centro-Oeste apresentou as maiores taxas de mortalidade geral. O contingente populacional indígena demonstrou redução na região Sul e na região Sudeste, as duas regiões mais desenvolvidas do Brasil. Ademais, as UFs de Rondônia e do Mato Grosso do Sul, localizadas em zonas de histórico desmatamento e conflitos por terra, tiveram destaque devido ao maior aumento percentual da taxa de mortalidade geral e a maior taxa de mortalidade calculada em 2010, respectivamente. Isso torna essencial incrementos e melhorias das políticas públicas de saúde e

de proteção aos povos indígenas baseadas nas legislações já existentes.

Por fim, os indicadores socioeconômicos e de saúde estudados não apresentaram correlação significativa com as taxas de mortalidade indígenas das respectivas UFs. Em oito dos 14 testes de correlação, o valor do r indicou ausência de qualquer grau de correlação entre as variáveis. Além disso, os achados deste estudo indicaram que a taxa de mortalidade geral indígena no Brasil aumentou de uma forma desigual, de acordo com regiões e UFs do país. Dessa forma, sugere-se a elaboração de mais estudos para avaliar e/ou idealizar indicadores com possibilidade de demonstrar o panorama socioeconômico e de saúde da população indígena no Brasil. Ademais, destaca-se a necessidade de dados abertos sobre a distribuição etária das populações indígenas de cada UFs, para que estudos de taxa de mortalidade ajustada por idade possam ser realizados.

FINANCIAMENTO: O estudo recebeu apoio financeiro das seguintes instituições: Escritório das Nações Unidas de Serviços para Projetos (UNOPS) e Ministério Público do Trabalho do Amapá (pet. PA-PR 000048.2020.08.001/7); DPQ/UNIFAP (bolsa concedida a Arthur Arantes da Cunha); Convênio CNPq/Fundação Tumucumaque (Proc. 250.203.009/2021) e CAPES (PROCAD-AM88887.200546/2018-00).

Declaração do autor CRediT

Concepção: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Metodologia: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, G.C. Validação: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Análise estatística: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, G.C. Análise formal: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Investigação: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Recursos: Cunha, AA; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Elaboração de redação-original: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, G.C. Redação-revisão e edição: Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Visualização: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Orientação: Castilho-Martins, EA. Administração do projeto: Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA.

Todos os autores leram e concordaram com a versão publicada do manuscrito.

REFERÊNCIAS

1. Instituto Socioambiental (ISA). Povos indígenas no Brasil [Internet]. Brasília (DF): ISA; c2020 - https://pib.socioambiental.org/pt/Página_principal
2. Brasil. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Indígenas: mapas e estudos especiais [Internet]. Brasília (DF): IBGE; c2021 - ; acesso agosto 2022; <https://indigenas.ibge.gov.br/>
3. Brasil. Presidência da República, Subchefia para Assuntos Jurídicos. Lei nº 9.836 de 23 de setembro de 1999 [Internet]. Brasília (DF); acesso outubro 2021; https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19836.htm
4. Brasil. Fundação Nacional de Saúde (FUNASA). Política Nacional de Atenção à Saúde dos Povos Indígenas. Brasília (DF): FUNASA; 2002.
5. The Lancet. Bolsonaro threatens survival of Brazil's Indigenous population. *Lancet*. 2019; 394 (10197): e5. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(19\)31801-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)31801-X)
6. Plataforma Atlas Brasil. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil [Internet]. Brasília (DF): Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD)/Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)/Fundação João Pinheiro (FJP). c2022 -; acesso agosto de 2022; <http://www.atlasbrasil.org.br/>
7. Palmquist H. Questões sobre genocídio e etnocídio indígena: a persistência da destruição [dissertação]. Belém (PA): Universidade Federal do Pará; 2018. <https://ppga.propesp.ufpa.br/ARQUIVOS/Disserta%C3%A7%C3%B5es%202018/Dissertacao%20Helena.pdf>
8. Paula CFS. Projetos em disputa: a questão indígena e o agronegócio. *Rev Labirint*. 2014; 20:283–303.
9. Soares LP, Fabbro ALD, Silva AS, Sartorelli DS, Franco LF, Kuhn PC, Moises RS, Vieira-Filho JPB, Franco LJ. Prevalence of metabolic syndrome in the Brazilian Xavante indigenous population. *Diabetol Metab Syndr*. 2015;7(1):e105. <https://doi.org/10.1186/s13098-015-0100-x>
10. Campos MB, Borges GM, Queiroz BL, Santos RV. Diferenciais de mortalidade entre indígenas e não indígenas no Brasil com base no Censo Demográfico de 2010. *Cad Saude Publica*. 2017;33(5):e00015017. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00015017>
11. Santos RV, Borges GM, Campos MB de, Queiroz BL, Coimbra CEA, Welch JR. Indigenous children and adolescent mortality inequity in Brazil: what can we learn from the 2010 National Demographic Census?. *SSM - Popul Heal*. 2020; 10: 100537. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2020.100537>
12. Lima JFB, Silva RAR, D'Eça Júnior A, Batista RFL, Rolim ILTP. Analysis of the mortality trend in the indigenous population of Brazil, 2000–2016. *Public Health*. 2020; 186:87–94. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2020.06.008>
13. Lima-Costa MF, Barreto SM. Tipos de estudos epidemiológicos: conceitos básicos e aplicações na área do envelhecimento. *Epidemiol Serv Saúde*. 2003;12(4):189–201. <http://dx.doi.org/10.5123/S1679-49742003000400003>
14. Coggon D, Rose G, Barker D. *Epidemiology for the uninitiated*. 5a ed. Londres (UK): BMJ Books; 2003.
15. United Kingdom (UK). Department of Health & Social Care UK. Public Health Action Support Team - HealthKnowledge. Public health textbook. 1 a ed. Londres (UK): Department of Health & Social Care UK; 2006.
16. Achilleos S, Quattrocchi A, Gabel J, Heraclides A, Kolokotroni O, Constantinou C, et al. Excess all-cause mortality and COVID-19-related mortality: a temporal analysis in 22 countries. *Int J Epidemiol*. 2022;51(1):35–53. <http://dx.doi.org/10.1093/ije/dyab123>
17. Bilinski A, Emanuel EJ. COVID-19 and excess all-cause mortality in the US and 18 comparison countries. *JAMA*. 2020;324(20):2100–2102. <http://dx.doi.org/10.1001/jama.2020.20717>
18. Brasil. Ministério da Saúde (MS). Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde. Sistema de Informações sobre Mortalidade [Internet]. Brasília (DF): MS. c2022 -; acesso agosto de 2022; <https://datasus.saude.gov.br/mortalidade-desde-1996-pela-cid-10>
19. Winzer L. The relationship between the Municipal Human Development Index and rates of violent death in Brazilian Federal Units. *J Hum Growth Dev*. 2016;26(2): 211–7. <http://dx.doi.org/10.7322/jhgd.119275>
20. Barrozo LV, Fornaciali M, André CDS, Morais GAZ, Mansur G, Cabral-Miranda W, et al. GEOS: A socioeconomic index for health and social research in Brazil. *PLoS One*. 2020;15(4): e0232074. <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0232074>
21. Torman VBL, Coster R, Riboldi J. Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. *Rev HCPA*. 2012; 32 (2): 227-234.
22. Levin J, Fox JA, Forde DR. *Elementary statistics in social research*. 12ª ed. Upper Saddle River (US): Pearson Education; 2014.
23. Carson E, Sharmin S, Maier AB, Meij JJ. Comparing indigenous mortality across urban, rural and very remote areas: a systematic review and meta-analysis. *Int Health*. 2018;10(4):219–27. <http://dx.doi.org/10.1093/inthealth/ihy021>
24. Australia. Australian Bureau of Statistics (ABS). Life tables for Aboriginal and Torres Strait Islander Australians 2010-2012. Canberra (AU): ABS; 2013.
25. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Health inequalities, deprivation, immigration and aboriginality in Canada: a geographic perspective. *Can J Public Health*. 2010; 101(6): 470-474. <http://dx.doi.org/10.1007/BF03403966>
26. Brasil. Ministério do Meio Ambiente (MMA). Plano Amazônia sustentável: diretrizes para o desenvolvimento sustentável da Amazônia brasileira. Brasília (DF): MMA; 2008.
27. Lui GH, Molina SMG. Ocupação humana e transformação das paisagens na Amazônia brasileira. *Amaz Rev Antropol*. 2009; 200-28. <http://dx.doi.org/10.18542/amazonica.v1i1.156>
28. Brasil. Presidência da República, Subchefia para Assuntos Jurídicos. Lei nº 6.001 de 19 de setembro de 1973. Brasília (DF); acesso outubro 2021; <https://legislacao.presidencia.gov.br/atos/?tipo=LEI&numero=6001&ano=1973&ato=c03g3Yq5EenRVT213>
29. Nascimento AC, Vieira CMN. O índio e o espaço urbano: breves considerações sobre o contexto indígena na cidade.

- Cordis: Revista Cordis. <https://revistas.pucsp.br/index.php/cordis/article/view/26141>. 2015; 14(1): 118–36.
30. Cunha AA, Nazima MTST, Castilho-Martins EA. Covid-19 among the Brazilian Amazon indigenous people: factors associated with death. *Saúde e Soc.* 2022;31(2): e210368. <https://doi.org/10.1590/S0104-12902022210368en>
31. Guimarães LAM, Grubits S. Alcoolismo e violência em etnias indígenas: uma visão crítica da situação brasileira. *Psicol Soc.* 2007;19(1):45–51. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-71822007000100007>
32. Pereira VOM, Pinto IV, Mascarenhas MDM, Shimizu HE, Ramalho WM, Fagg CW. Violence against adolescents: analysis of health sector notifications, Brazil, 2011-2017. *Rev Bras Epidemiol.* 2020; 23 (supl. 1): e200004. <http://dx.doi.org/10.1590/1980-549720200004.supl.1>
33. Borges MFSO, Silva IF, Koifman R. Histórico social, demográfico e de saúde dos povos indígenas do estado do Acre, Brasil. *Cien Saude Colet.* 2020;25(6):2237–46. <http://dx.doi.org/10.1590/1413-81232020256.12082018>
34. Aguiar PN, Stock GT, Lopes GL, Almeida MS, Tadokoro H, Gutierrez BS, et al. Disparities in cancer epidemiology and care delivery among Brazilian indigenous populations. *Einstein.* 2016;14(3):330–7. <http://dx.doi.org/10.1590/S1679-45082016AO3754>
35. Graeff SV, Pícolli RP, Arantes R, Castro VOL, Cunha RV. Aspectos epidemiológicos da infecção pelo HIV e da aids entre povos indígenas. *Rev Saude Publica.* 2019;53:71. <https://doi.org/10.11606/S1518-8787.2019053000362>
36. Coimbra CEA, Santos RV. Saúde, minorias e desigualdade: algumas teias de inter-relações, com ênfase nos povos indígenas no Brasil. *Cien Saude Colet.* 2000; 5 (1): 125-132. <https://doi.org/10.1590/S1413-81232000000100011>
37. Eugênio MLO. A desumanização presente nos estereótipos de índios e ciganos. *Psic Teor e Pesq.* 2016; 32 (1): 219–28. <http://dx.doi.org/10.1590/0102-37722016012053219228>
38. Governo do Estado do Piauí (GEP). Marco da política para povos indígenas: projeto Piauí pilares de crescimento e inclusão social. Teresina (PI): GEP; 2018. <http://www.seplan.pi.gov.br/marco.pdf>
39. Bispo RS. IDH de Roraima: condicionantes e especificidades [dissertação]. Porto Alegre (RS): Universidade Federal do Rio Grande do Sul; 2009. <https://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/18882/000729130.pdf?sequence=1>
40. United Nations Development Programme (UNDP) and Oxford Poverty and Human Development Initiative (OPHI). Global Multidimension Index 2021: unmasking disparities by ethnicity, caste and gender. Londres (UK): UNDP/OPHI; 2021. https://ophi.org.uk/wp-content/uploads/UNDP_OPHI_GMPI_2021_Report_Unmasking.pdf

Recebido: 24 fevereiro 2022.
Aceito: 10 outubro 2022.
Publicado: 21 dezembro 2022.



All-cause mortality rates for indigenous in the states of Brazil and their (non) correlation with socioeconomic and health indicators in the years 2000 and 2010

Arthur Arantes da Cunha¹  Rodolfo Antonio Corona¹  Giovana Carvalho Alves¹ 
Maira Tiyomi Sacata Tongu Nazima¹  Emerson Augusto Castilho-Martins¹ 

¹ Universidade Federal do Amapá – UNIFAP. Macapá/AP, Brasil.
E-mail: emersonmartins@unifap.br

Abstract

In 2010, the indigenous population represented 0.2% of the Brazilian population and was mostly located in the Legal Amazon region. In Brazil, there are laws to protect the indigenous population, in addition to a National Health Care Policy for Indigenous Peoples. However, a large part of the indigenous population is considered under social and sanitary vulnerability, which are more pronounced in certain regions of the country. Therefore, this study aimed to calculate and evaluate the all-cause mortality rate in the Brazilian indigenous population and investigate correlations with socioeconomic and health indicators. This is an ecological study based on official data (2000 and 2010). The number of deaths were extracted from the Mortality Information System. Indigenous population data were extracted from Demographic Censuses of the Brazilian Institute of Geography and Statistics. The all-cause mortality rate were calculated by states and correlated, through Pearson's correlation test, with socioeconomic and health indicators extracted from the Atlas Brazil platform. In Brazil, an increase in the overall indigenous mortality rate was observed of 15.0% between 2000 and 2010. Among the regions, the Midwest had the highest rates in 2000 and 2010 (4.54 and 5.56 deaths/1,000 indigenous people, respectively). In 2000, the state with the highest all-cause mortality rate was Piauí (9.76/1,000) and in 2010 it was Mato Grosso do Sul (6.54/1,000). All-cause mortality rate did not present a significant correlation (p -value ≤ 0.05) with the analyzed indicators. The findings of this study indicated that the all-cause mortality rate in Brazil increased unevenly, according to regions/states, and without any correlation with the socioeconomic and health indicators analyzed.

Keywords: Health of Indigenous Populations. Vulnerable Populations. Ethnic Origin and Health. Epidemiology. Development Indicators.

INTRODUCTION

Between the 16th and 21st centuries, Brazil's indigenous population suffered a great decrease. Before the beginning of the colonization of Brazil, the indigenous population was estimated between 2 and 4 million individuals, belonging to more than 1,000 ethnic groups¹. In 2010, according to the most recent Census of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), the Brazilian indigenous population was

approximately 820,000 individuals (0.2% of the Brazilian population). Most of this population was located in the nine states (federative units = FU) of the Brazilian Legal Amazon region, and about 61.0% lived in rural areas/indigenous lands².

Although the colonization process has also reduced the number of indigenous ethnic groups in Brazil, there is still a huge sociocultural diversity. According to the

DOI: 10.15343/0104-7809.2022465145261

2010 IBGE Census, there are 305 indigenous ethnic groups in the country, which speak 274 different languages. In addition to language, the great cultural diversity of these peoples encompasses their secular traditions, their social and political organizations, their form of habitation, their dances and costumes, and their ways of relating to the environment and non-indigenous society^{1,2}.

In order to promote, protect, and recover the health of this population, since 1999, there has been a national subsystem of indigenous health care, composed of Special Indigenous Health Districts. These districts form a network of health services in indigenous lands, which follows the principles of the Unified Health System and works in line with the National Health Care Policy of Indigenous Peoples. However, the healthcare situation of the indigenous population in Brazil remains critical, with relevant state and regional disparities in access to health and socio-economical aspects³⁻⁶.

Amid the disorderly expansions of local economies, which in many cases occur illegally, indigenous peoples face situations of social tension, widespread vulnerability, and constant violence. This context, present in several regions of Brazil and especially those with lower socioeconomic development, can be understood as a constant threat to the integrity of these peoples, in order to affect aspects of great importance such as sociocultural organization and health condition, also having, as a possible reflection, the increase in general morbidity and mortality from infections, foreign diseases,

and chronic diseases, such as diabetes, obesity, and cardiovascular diseases⁴⁻⁹.

In Brazil, socioeconomic and health conditions vary greatly according to the region and the state analyzed⁶. In this context, the Brazilian Legal Amazon region, geographically removed from the main economic axis of the country, has many localities in which populations have precarious living conditions, which is due, in part, to Brazil's historical process of unequal development and the inefficiency of government public policies^{5,7,8}.

In addition, there is a constant advance in forest deforestation and a progressive expansion of the agricultural frontier in the Legal Amazon region and other FUs, such as Mato Grosso do Sul. The constant advance in deforestation and a progressive expansion of the agricultural frontier generates several violent conflicts over land and wealth. These factors contribute to the increase in the vulnerability of the indigenous population^{5,7,8}, which in recent decades has had mortality rates higher than those of the non-indigenous population^{10,11}, besides presenting an increasing trend in mortality rates¹².

Given this scenario and considering the scarcity of national studies that investigate the relationship between the all-cause mortality rate and local/regional development, the present study aimed to calculate and evaluate the all-cause mortality rate in the Brazilian indigenous population in each FU and to investigate correlations of all-cause mortality rate with socioeconomic and health indicators in the years 2000 and 2010.

METHODS

Study design, data sources, and calculation method

This is an observational, retrospective study of a descriptive ecological design,

based on official secondary open access public data, referring to the Brazilian indigenous population in the years 2000 and 2010. Commonly, ecological studies

aim to describe the frequency of a given event of interest and investigate possible relationships with socioeconomic, geographic, demographic, and other factors, when noting the limitations inherent in establishing an ecological correlation. In these studies, observation units are aggregate groups of individuals, such as populations of countries or states^{13,14}. In many cases, secondary data are used, which may make it impossible, due to the unavailability/lack of data, to provide an adequate adjustment of the rates studied by important characteristics of the populations analyzed, such as gender and age group¹⁵. However, it is noteworthy that crude rates have great epidemiological relevance and are used in comparative analysis studies of crude mortality rates in which it was not possible to perform any standardization^{16,17}.

In the present study, the number of deaths was extracted, according to each state and the Brazilian region, from the all-cause mortality rate section (1996-2015) of the Mortality Information System (MIS) of the Informatics Department within the Unified Health System¹⁸ of the Ministry of Health. The variables 'year of death' (2000

and 2010) and 'color/race' (indigenous) were selected. Only the deaths of individuals declared indigenous were included. Thus, cases reported as 'ignored' for 'color/race' were excluded from the analysis. It is noteworthy that the all-cause mortality rate section of the MIS provides quantitative deaths related to the sum of deaths caused by 'all causes'.

In the next stage, data from the indigenous population were extracted, referring to the years 2000 and 2010 by state and the Brazilian region, from the Demographic Censuses of 2000 and 2010², conducted by IBGE. Thus, it is notable that the choice of the years studied was due to the availability of open access public data about the indigenous population contingents, by IBGE, and the absolute numbers of stratified deaths "race/color", by the Ministry of Health.

After obtaining population data and the number of deaths of indigenous peoples, all-cause mortality rate were calculated. The calculations were systematically made per state (n=27), per region, and per year (2000 and 2010), based upon 1,000 indigenous peoples. The following calculation formula:

$$\text{All-cause mortality rate} = \frac{\text{Number of new deaths in 2000} \times 1,000}{\text{Indigenous population in the respective year (2000 or 2010)}}$$

The socioeconomic and health indicators of the 27 Brazilian states, referring to the years 2000 and 2010, correlated with the all-cause mortality rate of the states, were extracted from the Atlas Brasil platform⁶. In the present study, the following indicators were used: Municipal Human Development Index (MHDI); Municipal Human Development Index Income dimension (MHDI-R); Municipal Human Development Index Longevity dimension (MHDI-L); Municipal Human Development Index Education dimension (MHDI-E); Gini index; per capita income in Reais;

and percentage of poor people⁶. These indicators were chosen due to the associations described in previous studies, including mortality/health situation^{19,20}.

Data analysis

The data were analyzed using the statistical software Statistical Package for the Social Sciences[®] version 20.0. Data distribution was analyzed using Quantil-Quantil Plot and tested by Kolmogorov-Smirnov adherence test, the most appropriate test for the sample size of the present study (n=27) according to Torman *et*

al.²¹. The hypothesis of normal distribution was accepted, according to the Kolmogorov-Smirnov test, for all variables of the present study, including socioeconomic and health indicators.

Furthermore, the test used in the correlation analyses was Pearson's parametric correlation test (bivariate), in which the correlation direction (positive or negative) and the intensity of Pearson's coefficient (*r*) were observed in the correlations of the all-cause mortality rate calculated with socioeconomic and health indicators. Regarding the intensity of the correlation, the interpretation values of the *r* described by

Levin et al. were used²². *R* ranges from +1.00 to -1.00. Values in the range from +/-1.00 to +/-0.60 represent a strong correlation between the variables, between +/-0.59 and +/-0.30 indicate moderate correlation, between +/-0.29 and +/-0.10 indicate weak correlation, and between +/-0.09 to 0.00 indicate no correlation. The level of significance adopted was *p*-value ≤ 0.05 ²².

Ethical aspects

Because exclusive use of open access secondary data, which does not allow individual identification, the present study did not need to be evaluated by a Research Ethics Committee.

RESULTS

A total of 2,285 indigenous deaths were recorded in 2000 in Brazil. In 2010, 2,927 deaths were recorded. This increase in the absolute number of deaths resulted in a percentage change rate of 28.1% between 2000 and 2010. Regarding the all-cause mortality rate, an increase was also identified in the period (+15.0%), from 3.11 deaths/1,000 indigenous people in 2000 to 3.58 deaths/1,000 indigenous people in 2010 (Table 1).

Among the Brazilian regions, the North region was the one with the highest percentage of deaths recorded, both in 2000 (*n*=625; 27%) and in 2010 (*n*=1,158; 40%). The South and Southeast regions showed, in the period studied, a reduction in the indigenous population of 11.6% and 39.2%, respectively (Table 1). The Midwest region had the highest all-cause mortality rate in both 2000 (4.54 deaths/1,000 indigenous peoples) and in 2010 (5.56 deaths/1,000 indigenous people), an increase of 22.3%. The absolute number of deaths recorded and the respective populations in 2000 and 2010, by region, are shown in Table 1.

In 2000, the state with the highest all-cause mortality rate was Piauí, with a rate of 9.76 deaths per 1,000 indigenous peoples. In 2010, the state with the highest indigenous mortality rate was Mato Grosso do Sul, with a rate of 6.54 deaths per 1,000 indigenous people. The state with the highest percentage increase between 2000 and 2010 was Rondonia, whose rate increased from 0.66 deaths/1,000 indigenous to 4.41 deaths/1,000 indigenous people. The other mortality and variation rates, by state, are shown in Table 2.

Table 3 shows that the all-cause mortality rate of the indigenous population did not present a significant correlation with any of the socioeconomic and health indicators studied. In addition, the *r* value was between +/-0.09 to 0.00 in the MHDI, MHDI-L, MHDI-E, and per capita income indicators in 2000 as well as in the MHDI, MHDI-R, MHDI-L, and percentage of poor people indicators in 2010, which showed no correlation. The indicators, referring to the years 2000 and 2010, used in the correlation tests are presented in Table 4.

Table 1 – All-cause mortality rate (×1,000), absolute number of deaths and indigenous population in Brazilian regions and Brazil, 2000 and 2010.

Region/Brazil	Number of deaths (%)		Indigenous population (%)		All-cause mortality rate (%)		
	Year 2000	Year 2010	Year 2000	Year 2010	Year 2000	Year 2010	Variation* 2000-2010
North	625 (27)	1,158 (40)	213,443 (29)	305,873 (37)	2.93	3.79	29.3%
Northeast	520 (23)	488 (17)	170,388 (23)	208,691 (26)	3.05	2.34	-23.4%
Southeast	513 (22)	318 (11)	161,188 (22)	97,960 (12)	3.18	3.25	2.0%
South	153 (7)	238 (8)	84,747 (12)	74,945 (9)	1.81	3.18	75.9%
Midwest	474 (21)	725 (25)	104,359 (14)	130,494 (16)	4.54	5.56	22.3%
Brazil	2,285 (100)	2,927 (100)	734,127 (100)	817,963 (100)	3.11	3.58	15.0%

*Percentage rate of variation in the all-cause mortality rate between 2000 and 2010.

Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and Mortality Information System (MIS).

Table 2 – All-cause mortality rate (×1,000) in the 27 Brazilian federative units (states) and percentage rates of variation, 2000 and 2010.

Region/Federal Unit (State)	All-cause mortality rate		
	Year 2000	Year 2010	Variation* 2000-2010
North Region			
Rondonia	0.66	4.41	573.2%
Acre	2.12	4.71	121.9%
Amazonas	2.05	3.69	79.7%
Roraima	7.86	3.45	-56.2%
Para	2.65	4.20	58.1%
Amapa	1.01	2.83	181.9%
Tocantins	3.97	3.88	-2.2%
Northeast Region			
Maranhao	3.12	3.63	16.3%
Piaui	9.76	5.10	-47.8%
Ceara	4.67	1.50	-67.9%
Rio Grande do Norte	2.21	2.31	4.6%
Paraiba	2.87	1.83	-36.5%
Pernambuco	3.95	2.59	-34.5%
Alagoas	2.20	3.24	47.0%
Sergipe	1.34	2.87	114.5%
Bahia	2.32	1.33	-42.6%
Southeast Region			
Minas Gerais	1.93	4.08	111.6%
Espirito Santo	0.94	2.51	166.7%
Rio de Janeiro	1.09	4.40	305.8%
Sao Paulo	5.77	2.34	-59.4%
South Region			
Parana	2.41	3.78	56.7%
Santa Catarina	1.10	1.99	81.3%
Rio Grande do Sul	1.58	3.27	107.8%
Midwest Region			
Mato Grosso do Sul	6.64	6.54	-1.6%
Mato Grosso	1.92	4.47	132.9%
Goiias	2.27	5.39	137.7%
Distrito Federal	3.91	1.63	-58.3%

*Percentage rate of variation in the overall indigenous mortality rate between 2000 and 2010. Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and Mortality Information System (MIS).

Table 3 – Pearson's correlation coefficient (*r*) values for the all-cause mortality rate in the indigenous population in the Brazilian states (n=27) and their respective socioeconomic and health indicators in the years 2000 and 2010.

Indicator	Year 2000		Year 2010	
	All-cause mortality rate (n=27)	p-value	All-cause mortality rate (n=27)	p-value
MHDI	-0.080	0.692	-0.081	0.687
MHDI-R	-0.137	0.496	-0.034	0.867
MHDI-L	-0.089	0.660	-0.033	0.869
MHDI-E	-0.045	0.823	-0.142	0.480
Gini Index	0.175	0.381	-0.159	0.428
Income per capita	-0.071	0.725	-0.094	0.643
% poor people	0.171	0.394	-0.088	0.662

MHDI: Municipal Human Development Index; MHDI-R: Municipal Human Development Index Income dimension; MHDI-L: Municipal Human Development Index Longevity dimension; MHDI-E: Municipal Human Development Index Education dimension.

Table 4 – Socioeconomic and health indicators of the Brazilian regions and federal units, 2000 and 2010.

Region/ State	MHDI		MHDI Income		MHDI Longevity		MHDI Education		Gini Index		Minimum Wage*		% in poverty	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
North Region	0.527	0.667	0.613	0.670	0.717	0.796	0.333	0.557	--	--	--	--	--	--
Rondonia	0.537	0.690	0.654	0.712	0.688	0.800	0.345	0.577	0.600	0.560	467.2	852.3	29.8	14.8
Acre	0.517	0.663	0.612	0.671	0.694	0.777	0.325	0.559	0.640	0.630	360.6	522.2	44.0	29.5
Amazonas	0.515	0.674	0.608	0.677	0.692	0.805	0.324	0.561	0.670	0.650	351.6	539.8	48.5	30.8
Roraima	0.598	0.707	0.652	0.695	0.717	0.809	0.457	0.628	0.610	0.630	462.2	605.6	33.6	26.7
Para	0.518	0.646	0.601	0.646	0.725	0.789	0.319	0.528	0.650	0.620	335.8	446.8	46.9	32.3
Amapa	0.577	0.708	0.638	0.694	0.711	0.813	0.424	0.629	0.620	0.600	424.6	599.0	38.1	24.1
Tocantins	0.525	0.699	0.605	0.690	0.688	0.793	0.348	0.624	0.650	0.600	344.4	586.6	45.2	22.2
Northeast Region	0.516	0.663	0.588	0.656	0.685	0.782	0.342	0.569	--	--	--	--	--	--
Maranhao	0.476	0.639	0.531	0.612	0.649	0.757	0.312	0.562	0.650	0.620	218.3	360.3	62.8	39.5
Piaui	0.484	0.646	0.556	0.635	0.676	0.777	0.301	0.547	0.650	0.610	254.8	416.9	57.3	34.1
Ceara	0.541	0.682	0.588	0.651	0.713	0.793	0.377	0.615	0.670	0.610	310.2	460.6	51.8	30.3
Rio Grande do Norte	0.552	0.684	0.608	0.678	0.700	0.792	0.396	0.597	0.640	0.600	351.0	545.4	44.9	23.8
Paraiba	0.506	0.658	0.582	0.656	0.672	0.783	0.331	0.555	0.630	0.610	299.1	474.9	49.6	28.9
Pernambuco	0.544	0.673	0.615	0.673	0.705	0.789	0.372	0.574	0.660	0.620	367.3	525.6	45.3	27.2
Alagoas	0.471	0.631	0.574	0.641	0.647	0.755	0.282	0.520	0.680	0.630	285.3	432.6	56.8	34.3
Sergipe	0.518	0.665	0.596	0.672	0.678	0.781	0.343	0.560	0.650	0.620	326.7	523.5	48.8	27.9
Bahia	0.512	0.660	0.594	0.663	0.680	0.783	0.332	0.555	0.660	0.620	322.0	496.7	49.7	28.7
Southeast Region	0.676	0.766	0.735	0.773	0.778	0.845	0.541	0.688	--	--	--	--	--	--
Minas Gerais	0.624	0.731	0.680	0.730	0.759	0.838	0.470	0.638	0.610	0.560	548.9	749.7	24.6	11.0
Espirito Santo	0.640	0.740	0.687	0.743	0.777	0.835	0.491	0.653	0.600	0.560	574.2	815.4	22.8	9.5
Rio de Janeiro	0.664	0.761	0.745	0.782	0.740	0.835	0.530	0.675	0.600	0.590	826.0	1.039.3	13.7	7.2
São Paulo	0.702	0.783	0.756	0.789	0.786	0.845	0.581	0.719	0.580	0.560	882.4	1.084.5	9.7	4.7

to be continued...



... continuation table 4

Region/ State	MHDI		MHDI Income		MHDI Longevity		MHDI Education		Gini Index		Minimun Wage*		% in poverty	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
South Region	0.660	0.754	0.711	0.764	0.792	0.848	0.510	0.662	--	--	--	--	--	--
Parana	0.650	0.749	0.704	0.757	0.747	0.830	0.522	0.668	0.600	0.530	638.3	890.9	18.9	6.5
Santa Catarina	0.674	0.774	0.717	0.773	0.812	0.860	0.526	0.697	0.560	0.490	693.8	983.9	12.8	3.7
Rio Grande do Sul	0.664	0.805	0.720	0.867	0.804	0.857	0.505	0.702	0.580	0.600	708.1	1.758.3	15.6	3.8
Midwest Region	0.639	0.757	0.720	0.776	0.777	0.839	0.467	0.665	--	--	--	--	--	--
Mato Grosso do Sul	0.613	0.729	0.687	0.740	0.752	0.833	0.445	0.629	0.620	0.560	576.3	799.3	22.8	9.9
Mato Gosso	0.601	0.725	0.689	0.732	0.740	0.821	0.426	0.635	0.620	0.550	582.6	762.5	22.0	10.5
Goias	0.615	0.735	0.686	0.742	0.773	0.827	0.439	0.646	0.600	0.550	571.5	811.0	21.0	7.6
Distrito Federal	0.725	0.824	0.805	0.863	0.814	0.873	0.582	0.742	0.630	0.630	1.199.4	1.715.1	12.3	4.9

MHDI: Municipal Human Development Index; *Per capita income in Brazilian reais. The federal minimum wage in 2010 was R\$ 510.00 and in 2000 ranged from R\$ 136.00 on 01/01/2000 to R\$ 151.00 in 12/31/2000. Source: Atlas of Human Development of Brazil.

DISCUSSION

In Brazil, indigenous peoples have their own subsystem of indigenous healthcare management and promotion based on a network of Special Indigenous Health Districts³. However, this population, historically, has difficulty in accessing healthcare, a fact demonstrated by previous studies that identified higher mortality and lower access to healthcare services of the indigenous population when compared to non-indigenous people in Brazil¹⁰⁻¹², a scenario that is repeated in other countries such as Canada, New Zealand and Australia²³⁻²⁵. Therefore, the present study identified a percentage increase in the absolute number of indigenous deaths, between 2000 and 2010, of 28.1%.

It is possible that this increase is a reflection of a real growth in the absolute number of deaths that occurred, together with the improvement of notification services. It is noteworthy that only in 1991 did the IBGE Censuses begin to generate data on the indigenous 'race/color' category¹⁰, which represents an invaluable loss of retrospective information for the preparation of historical series studies year by year. Moreover, the

highest absolute number of deaths recorded in the North region reflects the fact that this region concentrates most of the national indigenous population and is in the deforestation arc of the Brazilian Amazon^{26,27}. The ecological study of Lima *et al.*¹² also identified a higher percentage of notifications in this region (39%).

The all-cause Brazilian mortality rate showed an increasing percentage change of 15.0% between 2000 and 2010, which is close to that found by Lima *et al.*¹² in the same period. This growth makes it relevant to highlight national aspects that may have influenced, in part, the increase in indigenous mortality, such as the progressive process of the dissolution of indigenous culture⁷. In this process, marked by factors such as the expansion of illegal/violent exploitation of agriculture and mining in indigenous lands, the natives are potentially forced to leave their lands and move to urban centers^{7,8}. This type of violence against indigenous peoples, in their own lands/villages, can be measured by analyzing the murders of native leaders in conflicts with those interested in the ex-

plotation of land⁸, in a clear scenario of violations of the Indigenous Statute²⁸, the National Policy of Health Care of Indigenous Peoples⁴, and the Federal Constitution of Brazil of 1988, which guard the rights of indigenous peoples to protection, health, and land. The damage done to indigenous peoples is not limited to direct violence, for illegal exploration ventures also cause damage to environmental health, as they contaminate rivers and destroy local fauna and flora, as well as enable the transmission of human diseases for which indigenous peoples may have low immunity⁵.

This context, due to violence/lack of protection, the increasing proximity of villages to cities and the search for possible better living conditions, accentuates the indigenous population displacement to the urban environment, with consequently changing environments and cultures^{8,29,30}. These changes increase exposure to factors related to death from external causes, such as: access to firearms, poverty and homelessness, alcoholism, drug use, depression, traffic accidents, violence, and others^{23,30-33}. Furthermore, environmental factors and lifestyle habits that also cause deaths from cancer, chronic diseases, sexually transmitted infections, and other causes^{12,23,34,35}. It is also important to highlight that a meta-analysis study pointed out that several studies identified lower indigenous mortality in urban areas compared to the rural area. However, this same meta-analysis highlights that none of the studies analyzed concluded that indigenous mortality in urban areas is lower than in rural areas. They also point out that the underreporting of indigenous deaths in urban areas is much higher than in rural areas and that the maintenance of indigenous lifestyles and traditional diets can favor the health of the most isolated peoples²³.

Four of the five Brazilian regions showed an increase in the mortality rate between 2000 and 2010, especially in the South (+75.9%) and Southeast (+2.0%), which

were the only two regions that presented, in the period, a reduction in the indigenous population contingent, of 11.6% and 39.2% respectively². The increase in mortality and the reduction of the population may be related to each other and to sociocultural, historical, and economic aspects of these regions and the peoples who have inhabited them. Therefore, it is necessary to consider that these are the two most developed regions of the country⁶, with higher percentages of the white population and relevant degree of discrimination, invisibility, and urban marginalization of social minorities, such as indigenous peoples. This makes it possible that, with the greater indigenous migration to cities and consequently greater exposure to prejudice and racism, there will be a phenomenon of denial of indigenous cultural identity, which can result in a smaller number of self-declared indigenous peoples^{29,36,37}.

The Midwest region had the highest mortality rates in both 2000 and 2010. In this region, the State of Mato Grosso do Sul is located, which had the highest mortality rate in 2010 (6.54 deaths/1,000 indigenous peoples). This state is, historically, a place for the expansion of sugarcane plantations and violent conflicts of farmers against indigenous peoples^{8,29}. Therefore, Paula⁸ points out that over the course of only 5 years, a total of 7 indigenous leaders were killed in land disputes in Mato Grosso do Sul. Moreover, the advance of crops on indigenous lands is a process that violently removes the autonomy of the indigenous production, enabling them to submit to work in a regime analogous to that of slavery. In this context, it is emphasized that between 2004 and 2011 about 2,600 indigenous people were freed from this type of working condition in Mato Grosso do Sul⁸.

The State of Rondônia, which in the present study demonstrated the highest rate of positive percentage variation between 2000 and 2010, is located in one of the most attec-



ted areas of the deforestation arc of the Brazilian Amazon, and the state has one of the largest proportions of accumulated deforestation in the first decade of the 21st century^{26,27}. These scenarios, especially these two states (Mato Grosso do Sul and Rondonia), favor the emergence of violent conflicts with "producers", the loss of indigenous lands, the process of urbanization of indigenous peoples, and the dissolution of traditional culture, among other devices that expose indigenous peoples to higher risks of death and poor health conditions^{7,8,23,29,36}.

Another relevant result of the present study is the high all-cause mortality rate identified in 2000 in Piauí (9.76/1,000), the highest identified in this study. Among the possible justifications for this result is the underestimation of the indigenous population in Piauí. In the 1991 and 2000 Censuses, the indigenous population of Piauí was the smallest among the states. In 2010, the population was estimated at 2,944 individuals², a very different amount from that disclosed by the State Department of Health of Piauí in 2016, which was approximately 6,000 individuals³⁸. Moreover, only in 2020, through state law no. 7.389 of August 27, 2020, the first indigenous land was demarcated in the state of Piauí. This delay in the recognition of the indigenous presence in the state and in the allocation of the land represents a great damage in the context of social protection and access to healthcare.

The present study did not identify even a significant correlation between the all-cause mortality rate and the socioeconomic and health indicators of Brazilian states in either one of the years studied. In addition, in 8 of the 14 correlation tests performed, the *r* value indicated no correlation between indicator and mortality. Therefore, it is possible that indicators, such as MHD, MHD-L, MHD-R, and Gini Index, are limited in presenting socioeconomic and health outlooks of indigenous peoples, due to the low

proportion of these peoples in the Brazilian population (0.2%)^{2,39} and their peculiarities and specificities regarding living conditions, access to healthcare, and economic and educational criteria³⁹.

However, when it comes to the general population, these indicators presented statistically significant correlations, in previous Brazilian studies, with mortality in traffic accidents, homicides, suicides, cardiovascular causes, and preventable causes^{19,20}. This reinforces the hypothesis that these indicators are effective to expose and represent the socioeconomic and health scenario of the general population, but they are limited when it comes to indigenous people. Thus, it is understood that, even when living in states with good indicators, the indigenous population may not fully enjoy the socioeconomic and health benefits.

This information suggests the need to create specific indexes for indigenous peoples, to better target public policies on health, income, and education. Furthermore, the use of the Multidimensional Poverty Index (MPI), which has been published annually (since 2010) by the United Nations Development Programme and the Oxford Poverty and Human Development Initiative, is an alternative for future studies. The MPI aims to complement the traditional measures of monetary poverty, investigating the incidence and intensities of ten poverty indicators, such as nutritional status, infant mortality, basic sanitation, housing, school attendance of children, and others. Although not currently available to indigenous populations of each Brazilian state, the MPI allows for comparisons between countries and subnational regions according to ethnic groups. In the 2021 report on ethnic disparities, the MPI demonstrated that indigenous peoples are among the poorest and most vulnerable in Latin America⁴⁰.

The present study has important limitations. Among them is the underreporting of

indigenous deaths, which generates an underestimation of all-cause mortality rate. This underreporting has different degrees, which vary according to the state and the region of the country. These factors are related to the capacity and quality of notification services, which can be affected by the invisibility of the indigenous population, which is possibly more pronounced in the urban environment.

CONCLUSION

The present study identified an increase in the absolute number of deaths in three of the five regions of Brazil between 2000 and 2010. The all-cause mortality rate also increased in four of the five regions of the country and in ten of the 27 Brazilian states between 2000 and 2010. The North region recorded the highest absolute number of deaths in the two years analyzed, while the Midwest region had the highest all-cause mortality rate. The indigenous population showed a reduction in the South and Southeast regions, the two most developed regions of Brazil. Moreover, the states of Rondonia and Mato Grosso do Sul, located in areas of historical deforestation and land conflicts, were highlighted due to the highest percentage increase in the all-cause mortality rate and the higher mortality rate calculated in 2010, respectively. This makes it essential to increase and improve public health and pro-

Moreover, although it is presumed that a certain homogeneity of the age groups of indigenous populations of the states that concentrate the largest indigenous population contingents in Brazil, it should be highlighted that, due to the lack of age group distribution data of the indigenous population of each state, it was not possible to calculate age-adjusted mortality rates.

tection policies for indigenous peoples based on existing legislation.

Finally, the socioeconomic and health indicators studied did not present a significant correlation with the indigenous mortality rates of the respective states. In eight of the 14 correlation tests, the *r* value indicated no degree of correlation between the variables. In addition, the findings of this study indicated that the all-cause mortality rate in Brazil increased in an unequal way, according to regions and states of the country. Thus, it is suggested the elaboration of more studies to evaluate and/or create indicators with the possibility of demonstrating the socioeconomic and health scenario of the indigenous population in Brazil. In addition, we highlight the need for open data on the age distribution of the indigenous populations of each state, so that studies of age-adjusted mortality rate can be conducted.

FINANCING: The study received financial support from the following institutions: United Nations Office for Project Services (UNOPS) and the Public Ministry of Labor of Amapá (pet. PA-PR 000048.2020.08.001/7); DPQ/UNIFAP (scholarship awarded to Arthur Arantes da Cunha); Agreement CNPq/Fundacao Tumucumaque (Proc. 250.203.009/2021) and CAPES (PROCAD-AM88887.200546/2018-00).

Author Statement CRediT

Conceptualization: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Methodology: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, G.C. Validation: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Statistical analysis: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, G.C. Formal analysis: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Research: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Resources: Wedge, AA; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Writing-original writing: Cunha, AA; Corona, RA; Alves, G.C. Writing-revision and editing: Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Visualization: Wedge, AA; Corona, RA; Alves, GC; Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA. Orientation: Castilho-Martins, EA. Project administration: Nazima, MTST; Castilho-Martins, EA.

All authors read and agreed with the published version of the manuscript.

REFERENCES

1. Instituto Socioambiental (ISA). Povos indígenas no Brasil [Internet]. Brasília (DF): ISA; c2020 - https://pib.socioambiental.org/pt/Página_principal
2. Brasil. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Indígenas: mapas e estudos especiais [Internet]. Brasília (DF): IBGE; c2021 - ; acesso agosto 2022; <https://indigenas.ibge.gov.br/>
3. Brasil. Presidência da República, Subchefia para Assuntos Jurídicos. Lei nº 9.836 de 23 de setembro de 1999 [Internet]. Brasília (DF); acesso outubro 2021; https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19836.htm
4. Brasil. Fundação Nacional de Saúde (FUNASA). Política Nacional de Atenção à Saúde dos Povos Indígenas. Brasília (DF): FUNASA; 2002.
5. The Lancet. Bolsonaro threatens survival of Brazil's Indigenous population. *Lancet*. 2019; 394 (10197): e5. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(19\)31801-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)31801-X)
6. Plataforma Atlas Brasil. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil [Internet]. Brasília (DF): Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD)/Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)/Fundação João Pinheiro (FJP). c2022 -; acesso agosto de 2022; <http://www.atlasbrasil.org.br/>
7. Palmquist H. Questões sobre genocídio e etnocídio indígena: a persistência da destruição [dissertação]. Belém (PA): Universidade Federal do Pará; 2018. <https://ppga.propesp.ufpa.br/ARQUIVOS/Disserta%C3%A7%C3%B5es%202018/Dissertacao%20Helena.pdf>
8. Paula CFS. Projetos em disputa: a questão indígena e o agronegócio. *Rev Labirint*. 2014; 20:283–303.
9. Soares LP, Fabbro ALD, Silva AS, Sartorelli DS, Franco LF, Kuhn PC, Moises RS, Vieira-Filho JPB, Franco LJ. Prevalence of metabolic syndrome in the Brazilian Xavante indigenous population. *Diabetol Metab Syndr*. 2015;7(1):e105. <https://doi.org/10.1186/s13098-015-0100-x>
10. Campos MB, Borges GM, Queiroz BL, Santos RV. Diferenciais de mortalidade entre indígenas e não indígenas no Brasil com base no Censo Demográfico de 2010. *Cad Saude Publica*. 2017;33(5):e00015017. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00015017>
11. Santos RV, Borges GM, Campos MB de, Queiroz BL, Coimbra CEA, Welch JR. Indigenous children and adolescent mortality inequity in Brazil: what can we learn from the 2010 National Demographic Census?. *SSM - Popul Heal*. 2020; 10: 100537. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2020.100537>
12. Lima JFB, Silva RAR, D'Eça Júnior A, Batista RFL, Rolim ILTP. Analysis of the mortality trend in the indigenous population of Brazil, 2000–2016. *Public Health*. 2020; 186:87–94. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2020.06.008>
13. Lima-Costa MF, Barreto SM. Tipos de estudos epidemiológicos: conceitos básicos e aplicações na área do envelhecimento. *Epidemiol Serv Saúde*. 2003;12(4):189–201. <http://dx.doi.org/10.5123/S1679-49742003000400003>
14. Coggon D, Rose G, Barker D. *Epidemiology for the uninitiated*. 5a ed. Londres (UK): BMJ Books; 2003.
15. United Kingdom (UK). Department of Health & Social Care UK. Public Health Action Support Team - HealthKnowledge. *Public health textbook*. 1 a ed. Londres (UK): Department of Health & Social Care UK; 2006.
16. Achilleos S, Quattrocchi A, Gabel J, Heraclides A, Kolokotroni O, Constantinou C, et al. Excess all-cause mortality and COVID-19-related mortality: a temporal analysis in 22 countries. *Int J Epidemiol*. 2022;51(1):35–53. <http://dx.doi.org/10.1093/ije/dyab123>
17. Bilinski A, Emanuel EJ. COVID-19 and excess all-cause mortality in the US and 18 comparison countries. *JAMA*. 2020;324(20):2100–2102. <http://dx.doi.org/10.1001/jama.2020.20717>
18. Brasil. Ministério da Saúde (MS). Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde. Sistema de Informações sobre Mortalidade [Internet]. Brasília (DF): MS. c2022 -; acesso agosto de 2022; <https://datasus.saude.gov.br/mortalidade-desde-1996-pela-cid-10>
19. Winzer L. The relationship between the Municipal Human Development Index and rates of violent death in Brazilian Federal Units. *J Hum Growth Dev*. 2016;26(2): 211–7. <http://dx.doi.org/10.7322/jhgd.119275>
20. Barrozo LV, Fornaciali M, André CDS, Moraes GAZ, Mansur G, Cabral-Miranda W, et al. GEOSes: A socioeconomic index for health and social research in Brazil. *PLoS One*. 2020;15(4): e0232074. <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0232074>
21. Torman VBL, Coster R, Riboldi J. Normalidade de variáveis: métodos de verificação e comparação de alguns testes não-paramétricos por simulação. *Rev HCPA*. 2012; 32 (2): 227-234.
22. Levin J, Fox JA, Forde DR. *Elementary statistics in social research*. 12ª ed. Upper Saddle River (US): Pearson Education; 2014.
23. Carson E, Sharmin S, Maier AB, Meij JJ. Comparing indigenous mortality across urban, rural and very remote areas: a systematic review and meta-analysis. *Int Health*. 2018;10(4):219–27. <http://dx.doi.org/10.1093/inthealth/ihy021>
24. Australia. Australian Bureau of Statistics (ABS). Life tables for Aboriginal and Torres Strait Islander Australians 2010-2012. Canberra (AU): ABS; 2013.
25. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Health inequalities, deprivation, immigration and aboriginality in Canada: a geographic perspective. *Can J Public Health*. 2010; 101(6): 470-474. <http://dx.doi.org/10.1007/BF03403966>
26. Brasil. Ministério do Meio Ambiente (MMA). Plano Amazônia sustentável: diretrizes para o desenvolvimento sustentável da Amazônia brasileira. Brasília (DF): MMA; 2008.
27. Lui GH, Molina SMG. Ocupação humana e transformação das paisagens na Amazônia brasileira. *Amaz Rev Antropol*. 2009; 200-28. <http://dx.doi.org/10.18542/amazonica.v1i1.156>
28. Brasil. Presidência da República, Subchefia para Assuntos Jurídicos. Lei nº 6.001 de 19 de setembro de 1973. Brasília (DF); acesso outubro 2021; <https://legislacao.presidencia.gov.br/atos/?tipo=LEI&numero=6001&ano=1973&ato=c03g3Yq5EenRVT213>
29. Nascimento AC, Vieira CMN. O índio e o espaço urbano: breves considerações sobre o contexto indígena na cidade.

- Cordis: Revista Cordis. <https://revistas.pucsp.br/index.php/cordis/article/view/26141>. 2015; 14(1): 118–36.
30. Cunha AA, Nazima MTST, Castilho-Martins EA. Covid-19 among the Brazilian Amazon indigenous people: factors associated with death. *Saúde e Soc.* 2022;31(2): e210368. <https://doi.org/10.1590/S0104-12902022210368en>
31. Guimarães LAM, Grubits S. Alcoolismo e violência em etnias indígenas: uma visão crítica da situação brasileira. *Psicol Soc.* 2007;19(1):45–51. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-71822007000100007>
32. Pereira VOM, Pinto IV, Mascarenhas MDM, Shimizu HE, Ramalho WM, Fagg CW. Violence against adolescents: analysis of health sector notifications, Brazil, 2011-2017. *Rev Bras Epidemiol.* 2020; 23 (supl. 1): e200004. <http://dx.doi.org/10.1590/1980-549720200004.supl.1>
33. Borges MFSO, Silva IF, Koifman R. Histórico social, demográfico e de saúde dos povos indígenas do estado do Acre, Brasil. *Cien Saude Colet.* 2020;25(6):2237–46. <http://dx.doi.org/10.1590/1413-81232020256.12082018>
34. Aguiar PN, Stock GT, Lopes GL, Almeida MS, Tadokoro H, Gutierrez BS, et al. Disparities in cancer epidemiology and care delivery among Brazilian indigenous populations. *Einstein.* 2016;14(3):330–7. <http://dx.doi.org/10.1590/S1679-45082016AO3754>
35. Graeff SV, Pícolli RP, Arantes R, Castro VOL, Cunha RV. Aspectos epidemiológicos da infecção pelo HIV e da aids entre povos indígenas. *Rev Saude Publica.* 2019;53:71. <https://doi.org/10.11606/S1518-8787.2019053000362>
36. Coimbra CEA, Santos RV. Saúde, minorias e desigualdade: algumas teias de inter-relações, com ênfase nos povos indígenas no Brasil. *Cien Saude Colet.* 2000; 5 (1): 125-132. <https://doi.org/10.1590/S1413-81232000000100011>
37. Eugênio MLO. A desumanização presente nos estereótipos de índios e ciganos. *Psic Teor e Pesq.* 2016; 32 (1): 219–28. <http://dx.doi.org/10.1590/0102-37722016012053219228>
38. Governo do Estado do Piauí (GEP). Marco da política para povos indígenas: projeto Piauí pilares de crescimento e inclusão social. Teresina (PI): GEP; 2018. <http://www.seplan.pi.gov.br/marco.pdf>
39. Bispo RS. IDH de Roraima: condicionantes e especificidades [dissertação]. Porto Alegre (RS): Universidade Federal do Rio Grande do Sul; 2009. <https://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/18882/000729130.pdf?sequence=1>
40. United Nations Development Programme (UNDP) and Oxford Poverty and Human Development Initiative (OPHI). Global Multidimension Index 2021: unmasking disparities by ethnicity, caste and gender. Londres (UK): UNDP/OPHI; 2021. https://ophi.org.uk/wp-content/uploads/UNDP_OPHI_GMPI_2021_Report_Unmasking.pdf

Submitted: 24 february 2022.
Accepted: 10 october 2022.
Published: 21 december 2022.



Síndrome Respiratória Aguda Grave por COVID-19: Perfil Clínico-Epidemiológico e Distribuição Espacial dos Óbitos nas Unidades Federativas do Brasil

Ryanne Alves de Oliveira¹  Marcelino Santos Neto¹  Lívia Maia Pascoal¹  Janaína Miranda Bezerra¹ 
Floriacy Stabnow Santos¹  Paula dos Santos Brito¹  Giana Gislanne da Silva de Sousa¹ 

¹ Universidade Federal do Maranhão – UFMA. Imperatriz/MA, Brasil.
E-mail: oliveira.ryanne@discente.ufma.br

Resumo

A Síndrome Respiratória Aguda Grave (SRAG) é uma manifestação grave da infecção por COVID-19 que, em alguns casos, pode resultar em morte. No cenário epidemiológico global atual, o Brasil é o segundo país em número de óbitos pela doença, assim, faz-se necessário conhecer características clínico-epidemiológicas dos óbitos e como se distribuem espacialmente pelos territórios. Desse modo, objetivou-se descrever as características clínico-epidemiológicas e a distribuição espacial dos óbitos de SRAG por COVID-19 nas unidades federativas do Brasil. Trata-se de estudo descritivo e ecológico dos óbitos de SRAG por COVID-19 nos estados brasileiros, no período de março de 2020 a junho de 2021, a partir de dados secundários disponíveis no openDataSUS. Realizou-se estatística descritiva para as variáveis clínico-epidemiológicas e determinaram-se as taxas de mortalidade mensais por unidade federada e foram confeccionados mapas temáticos no software QGIS versão 2.4.17. Foram registrados 196.109 óbitos no período investigado, sendo predominante o sexo masculino, idade avançada, cor branca e baixa escolaridade. Nas variáveis clínicas, destacaram-se tosse, desconforto respiratório, dispneia e presença de comorbidades. Observou-se distribuição espacial heterogênea dos óbitos, com taxas variando de 0,00 a 24,59 óbitos/100 mil habitantes, as maiores taxas foram nos estados do Rio de Janeiro, Amazonas, Ceará, Sergipe, São Paulo e Pernambuco. Tais achados suscitam a necessidade de investimentos por parte da gestão pública e dos sistemas e serviços de saúde dos estados mais afetados, aperfeiçoamentos da vigilância epidemiológica, educação permanente em saúde, ampliação do acesso à imunização e medidas de prevenção de saúde para controle e monitoramento da SRAG por COVID-19.

Palavras-chave: SARS-CoV-2. Mortalidade. Análise Espacial.

INTRODUÇÃO

A Síndrome Respiratória Aguda Grave (SRAG) é uma das manifestações que podem surgir relacionada à infecção pelo novo coronavírus (Sars-CoV-2), requer hospitalização e o indivíduo acometido apresenta sintomas gripais, febre, dispneia e diminuição da saturação de oxigênio a valores menores que 95%¹, sendo uma das apresentações clínicas mais

grave da infecção COVID-19 por ocasionar óbitos entre os doentes^{2,3}.

No contexto epidemiológico global, até o dia 27 de fevereiro de 2022, foram registrados 6 514 397 óbitos por COVID-19⁴, especificamente no continente americano foram registrados cerca de 2,8 milhões de óbitos, sendo que aproximadamente 53,4 mil foram

DOI: 10.15343/0104-7809.202246620635P

na América Central, 1,4 milhões na América do Norte e 1,3 milhões na América do Sul, região na qual o Brasil é o país que atualmente mantém o maior número acumulado de óbitos com cerca de 685 mil⁵, e entre todos os países do globo ele ocupa a segunda posição em números de mortes pela doença⁴.

A grande capacidade de disseminação do vírus e sua magnitude epidemiológica tem despertado a atenção das autoridades e profissionais de saúde em todo o mundo, bem como evidencia-se a partir dos dados de morbimortalidade que o Brasil tem sido um dos países mais afetados pela pandemia da COVID-19⁴. Acrescenta-se ainda que o contexto de grande desigualdade social tradicionalmente conhecido, em que muitas pessoas vivem em condições precárias de renda, moradia, saneamento, situação de aglomeração e grande vulnerabilidade, torna ainda mais complexo e desafiador minimizar e manejar as consequências da pandemia em território brasileiro⁶.

Além disso, acrescenta-se que a vulnerabilidade da população está relacionada à três fatores, que são eles os individuais, que consideram os aspectos biológicos, emocionais, cognitivos, atitudinais do sujeito. Os sociais, que tratam dos aspectos culturais, sociais e econômicos que determinam o acesso a bens e serviços. E os fatores programáticos, que diz respeito acesso a programas, serviços e insumos⁷. O reconhecimento destes aspectos colabora na identificação da população mais vulnerável, o que caracteriza uma importante estratégia para a redução das desigualdades territoriais e enfrentamento da crise da COVID-19.

Por outro lado, o que foi observado no país, foi falta de empenho e articulação por parte do governo para que as ações de saúde fossem realizadas sistematicamente, foram adotadas medidas isoladas por parte de cada Estado e por diferentes níveis de governo resultando em altas taxas de morbimortalidade⁸.

Ademais, destaca-se que diversos fatores podem influenciar a resposta do indivíduo acometido, entre eles destacam-se idade de 65 anos ou mais, sexo masculino, sendo o envelhecimento tido como predisponente a gravidade e ao óbito⁹. Comorbidades parecem estar mais associadas aos casos de óbitos na SRAG por COVID-19, entre elas destacam-se as doenças cardiovasculares (DCV), diabetes mellitus tipo II e pneumopatias^{10,11}. Sendo assim, pressupõe-se que diagnosticar precocemente e ofertar assistência em saúde que considere a ocorrência de comorbidades associadas à SRAG por COVID-19, pode colaborar na obtenção de melhores prognósticos.

Compreender a dinâmica de aspectos clínicos-epidemiológicos e a distribuição no espaço de um agravo ou doença permite conhecer melhor as condições socioambientais associadas aos piores desfechos de uma enfermidade¹². Destarte, acredita-se que estudos que investiguem esses aspectos colaboram na elucidação de como, quando e por que ocorre o evento, possibilitando então pensar, elaborar e implementar estratégias eficazes que possam contribuir no direcionamento de uma assistência mais adequada ao paciente com SRAG por COVID-19 em distintos territórios.

Estudo realizado sobre morbimortalidade por COVID-19 incluindo 185 países pelo mundo identificou que a doença esteve relacionada às condições crônicas, ao envelhecimento populacional, à baixa capacidade das instituições de saúde para testagem e a menor disponibilidade de leitos hospitalares, situações que se agravam em países e regiões com grandes disparidades sociais¹³.

Investigação ecológica sobre incidência e mortalidade por COVID-19 incluindo todas as unidades federativas do Brasil onde foram registrados 50 ou mais óbitos até dia 25 de maio de 2020, identificou que a mortalidade esteve mais associada aos aspectos sociode-

mográficos como negros, renda baixa e estados com piores IDH's¹⁴. Outra investigação espaço-temporal realizada no Nordeste do país demonstrou que no primeiro ano da pandemia ocorreram 66.358 mortes relacionadas à COVID-19 nessa região, a taxa de mortalidade foi de 116,2/100.000 habitantes, e os estados Bahia e Pernambuco tiveram maior número de óbitos no período¹⁵, tais estados, assim como o Nordeste brasileiro, de forma geral, apresentam indicadores socioeconômicos precários, elevado índice de vulnerabilidade social e acentuada disparidade social¹⁵.

Acrescenta-se ainda que utilização de sistemas de informação geográfica (SIG) e as técnicas de análise espacial fornecem o mapeamento e podem apontar áreas de alto ou baixo risco para mortalidade por COVID-19 e também demonstram a apresentação da doença no território, assim fornece dados

aos serviços de saúde que irão colaborar no planejamento e implementações de medidas de saúde. Além disso, conforme a Portaria 1.631/201 do ministério da saúde¹⁶, os estudos epidemiológicos podem colaborar na distribuição no número mínimo de leitos a serem ofertados de acordo com às realidades locais, favorecendo a melhor oferta de serviços e consequentemente o controle mais eficaz da doença.

Desse modo, os estudos ecológicos, utilizando-se dessas ferramentas, devem ser realizados por permitirem entender qual o impacto epidemiológico da mortalidade por COVID-19 em termos de caracterização clínico-epidemiológica e sua distribuição geográfica no território¹⁵. Diante do exposto, objetivou-se descrever as características clínico-epidemiológicas e a distribuição espacial dos óbitos de SRAG por COVID-19 no Brasil.

MÉTODOS

Trata-se de estudo descritivo e ecológico realizado no Brasil, situado no continente latino-americano, com população estimada com 213.759.869 habitantes, possui 27 unidades federativas que se distribuem em 5 macrorregiões (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste)¹⁷.

A população do estudo foi composta por todos os óbitos notificados de SRAG por COVID-19 no período de 22 de março de 2020 (data do primeiro registro de óbito por SRAG/COVID-19 no país) a 30 de junho de 2021. Os dados foram coletados no mês de julho de 2021, por meio de extração do banco de dados openDataSUS¹⁸, vinculado ao Ministério da Saúde. Os dados de população estimada das unidades federativas foram coletados junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística¹⁹.

Foram selecionadas para o estudo variáveis clínico-epidemiológicas, a saber: sexo (masculino/feminino), idade (menor que 1 ano, 1 a

11 anos, 12 a 19 anos, 20 a 39 anos, 40 a 59 anos, 60 a 69 anos, acima de 70 anos), raça / Cor [branca, negra (preta e parda), amarela, indígena], escolaridade [analfabeto, até 5 anos de estudo (fundamental 1º ciclo), até 9 anos de estudo (fundamental 2º ciclo), acima de 9 anos de estudo (ensino médio) e ensino superior], todos os óbitos de SRAG por COVID-19 no período, presença e tipo de comorbidade(s), tosse, febre, dispneia, desconforto respiratório, saturação de oxigênio menor que 95%, diarreia, vômito, dor em garganta e internação em Unidade de Terapia Intensiva (UTI). Estas informações constam na ficha de registro individual dos casos de SRAG do sistema de informação de vigilância epidemiológica da gripe (SIVEP Gripe).

Realizou-se inicialmente a análise descritiva das variáveis clínico-epidemiológicas, sendo expressos valores absolutos e relativos das mesmas. Foram calculadas as taxas mensais de

mortalidade de SRAG por COVID-19 para cada estado. Para o cálculo selecionou-se o total de óbitos de cada mês e dividiu-se pelo total da população de cada estado, multiplicando pela constante de 100.000. Considerou-se o número de habitantes de cada estado a partir da população estimada do IBGE¹⁹.

Na análise espacial de área, as unidades ecológicas foram os 27 estados da federação, nos quais distribuíram-se mensalmente as taxas de mortalidade dos casos de SRAG por COVID-19. O período de análise foi dividido em dois, considerando a primeira onda (março a outubro do ano de 2020) e a segunda onda (novembro de

2020 a junho de 2021) da COVID-19 no país. Essa classificação em ondas foi adotada a partir dos dados disponíveis no Ministério da Saúde²⁰. Foram elaborados mapas com distribuição dos indicadores de mortalidade, considerando o início, meio e fim das ondas e o mapa com a média, que corresponde a todos os meses dentro do período, nessa etapa foi usado o software QGIS versão 2.4.17.

Quanto aos aspectos éticos, essa pesquisa não requer aprovação em Comitê de Ética em Pesquisa por se tratar de estudo com dados secundários provenientes do Ministério da Saúde, disponíveis de forma pública em site de acesso aberto.

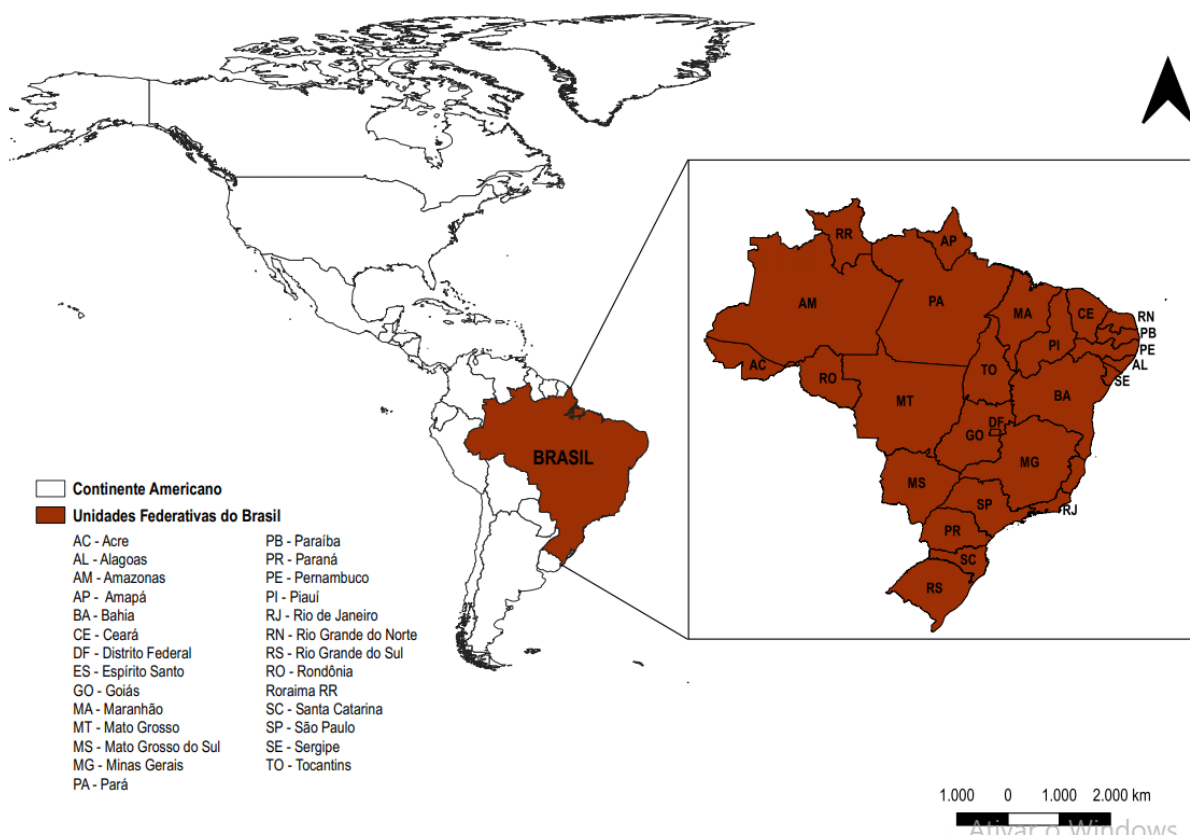


Figura 1 – Continente americano com destaque para o Brasil e suas Unidades Federativas.

RESULTADOS

84

No Brasil, no período incluído no estudo, foram registrados 196.109 óbitos decorrentes de SRAG por COVID-19 em todos os estados da federação. Ao avaliar as variáveis clínico-epidemiológicas, verificou-se que a maioria dos óbitos ocorreu em pacientes do sexo masculino (57,29%) com idade a partir de 70 anos (54,96%) e negros (42,10%). Quanto à escolaridade, o maior percentual dos óbitos foi entre pessoas com até cinco anos de estudo (12,94%) e o menor percentual em pessoas que possuíam acima de 13 anos de estudo (ensino superior). Ressalta-se que os dados referentes escolaridade e a cor de pele tiveram significativo não preenchimento da informação, correspondendo respectivamente a (62,37%) e (18,59%) da amostra.

As características clínicas mais frequentes foram a dispneia (75,43%), tosse (63,67%) e desconforto respiratório (62,96%), presença de uma ou mais comorbidades (75,53%), destacando-se as doenças cardiovasculares (DCV) e diabetes mellitus e que (52,81%) desses pacientes tiveram internação em Unidade de Terapia Intensiva (UTI) (Tabela 1).

Quanto à distribuição espacial da mortalidade da SRAG por COVID-19 durante a primeira onda, observou-se uma heterogeneidade nas taxas obtidas, variando de 0,00 a

24,59 óbitos /100 mil habitantes, os estados com menores taxas foram Paraná, Bahia, Santa Catarina e Rio Grande do Sul e aqueles com maiores taxas de mortalidade no período foram Amazonas, Pernambuco, São Paulo, Ceará, Rio de Janeiro e Sergipe. As regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste tiveram as maiores taxas de mortalidade nesse período, e de modo geral, entre as unidades federativas as taxas de mortalidade foram mais elevadas no período compreendido na primeira onda. A figura 2 demonstra essa mortalidade por 100.000 habitantes no período.

Especificamente na segunda onda, as taxas de mortalidade apontaram queda na maioria dos estados quando comparadas ao período da primeira onda. Assim, essas taxas também se demonstraram com distribuição espacial heterogêneas, sendo a menor taxa de mortalidade foi 0,00 e a maior 14,71 óbitos/100 mil habitantes. Os estados que se destacaram com maiores taxas de mortalidade de SRAG por COVID-19 foram Manaus, Rio de Janeiro, Roraima, Santa Catarina e Rio Grande do Sul e aqueles com menores mortalidade foram Maranhão, Pará, Tocantins, Ceará e Mato Grosso. As regiões Sudeste e Norte do país apresentaram maiores taxas de mortalidade no período (figura 3).

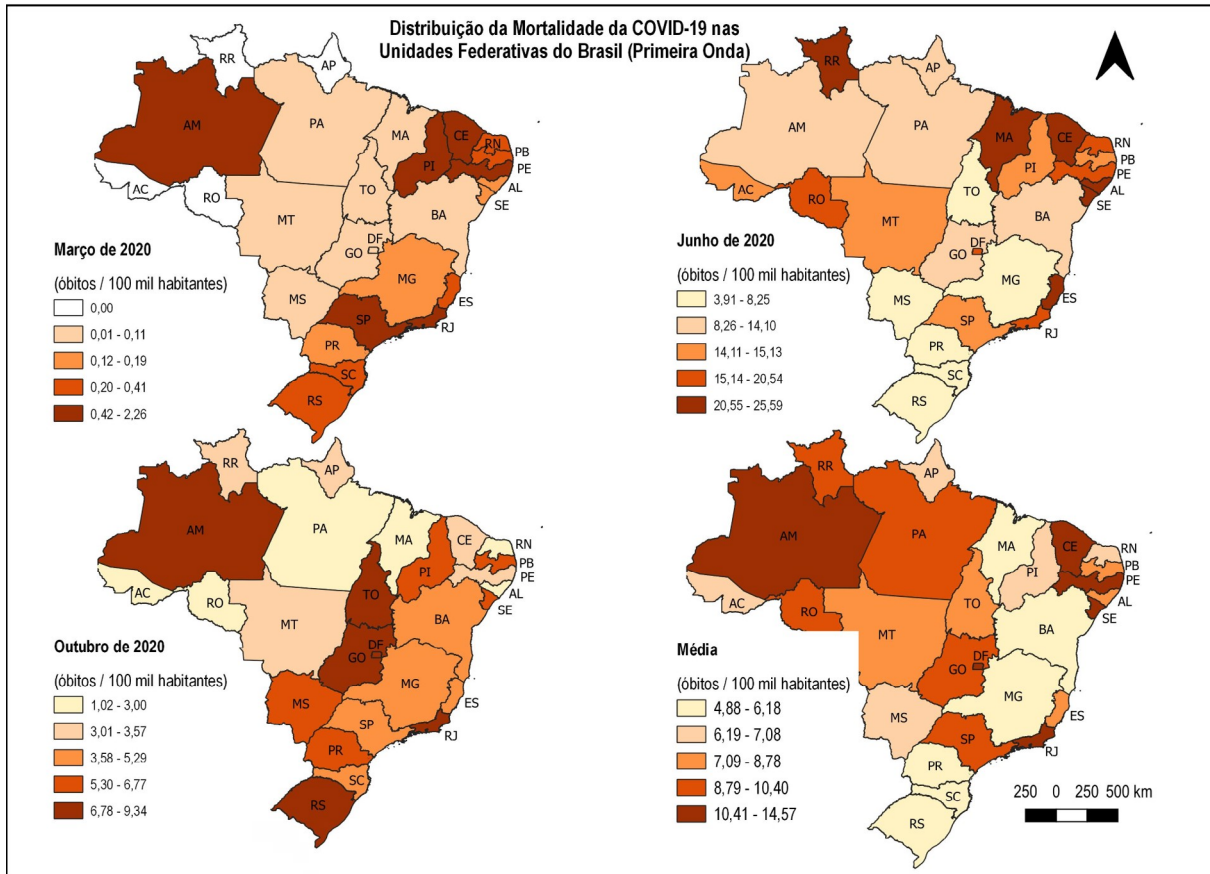


Figura 2 – Distribuição da mortalidade por COVID-19 nas unidades federativas do Brasil na primeira onda.



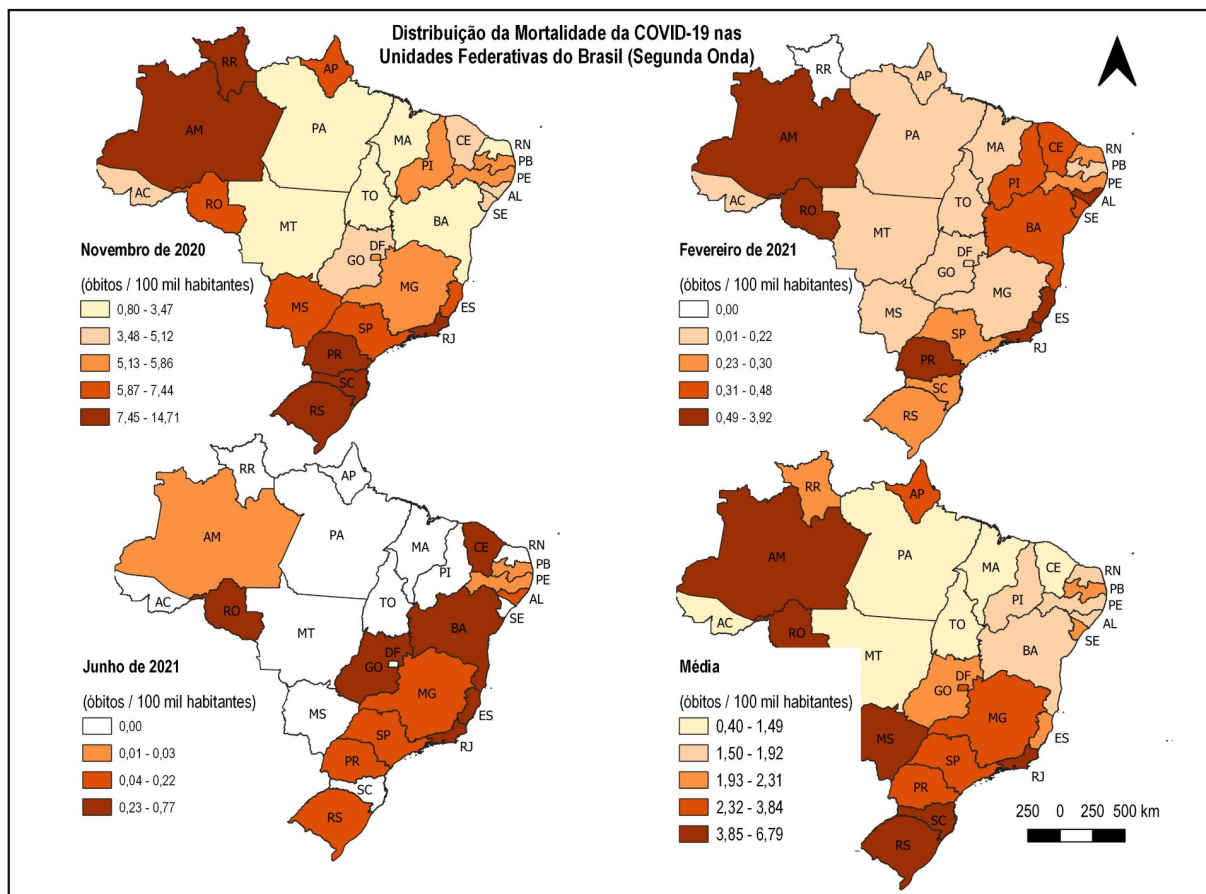


Figura 3 – Distribuição da mortalidade por COVID-19 nas unidades federativas do Brasil na segunda onda.

Tabela 1 – Perfil clínico-epidemiológico dos casos de óbitos de SRAG por COVID-19, março de 2020 a junho de 2021. Brasil, 2022

Variáveis	N	%
Sexo		
Masculino	112.347	57,29
Feminino	83.762	42,7
Idade		
Menor que 1 ano	70	0,03
1 a 11 anos	270	0,14
12 a 19 anos	385	0,20
20 a 39 anos	7.406	3,78
40 a 59 anos	36.330	18,53
60 a 69 anos	43.581	22,22
Acima de 70 anos	107.783	54,96
Não informado	284	0,14
Raça / Cor		
Branca	74.091	37,78
Negra (preta e parda)	82561	42,10
Amarela	2.139	1,09
Indígena	673	0,34
Não informado	36.645	18,69
Escolaridade		
Analfabeto	8.222	4,19
Até 5 anos de estudo (fundamental 1º ciclo)	25.367	12,93
Até 9 anos de estudo (fundamental 2º ciclo)	14.681	7,49
Acima de 9 anos de estudo (ensino médio)	18.029	9,19
Ensino Superior	7.505	3,83
Não informado	122.305	62,37
Tosse		
Sim	124.863	63,67
Não	39.995	20,39
Não informado	31.251	15,94
Febre		
Sim	110.182	56,00
Não	51.379	26,20
Não informado	34.548	17,80
Dor em garganta		
Sim	27.736	13,69

Variáveis	N	%
Não	105.445	53,77
Não informado	62.928	32,54
Dispneia		
Sim	147.927	75,43
Não	24.220	12,35
Não informado	23.962	12,22
Desconforto respiratório		
Sim	123.476	62,96
Não	36.452	18,59
Não informado	36.181	18,45
Diarreia		
Sim	20.896	10,66
Não	110.757	56,48
Não informado	64.456	32,86
Vômito		
Sim	13.186	6,72
Não	116.335	59,32
Não informado	66.588	33,96
Saturação de O₂ < 95%		
Sim	131.024	66,81
Não	31.928	16,28
Não informado	33.157	16,91
Internação em UTI		
Sim	103.574	52,81
Não	58.860	30,01
Não informado	33.675	17,18
Presença de Comorbidades		
Sim	148.129	75,53
Não	47.980	24,47
Tipo de comorbidade		
Doença Cardiovasculares	84.001	42,83
Diabetes Mellitus	62.968	32,11
Hipertensão Arterial Sistêmica	31.257	15,94
Obesidade	15.978	8,15
Pneumopatias	13.440	6,85

DISCUSSÃO

Analisando-se as características clínicas-epidemiológicas relacionadas aos óbitos registrados por SRAG associados à COVID-19 nas unidades federativas do Brasil, observou-se que sexo masculino, negros, idade a partir de setenta anos e presença de comorbidades tais como doenças cardiovasculares e diabetes mellitus foram as que mais se destacaram e merecem atenção especial para adoção de medidas de controle e manejo clínico dos casos da doença.

O sexo masculino foi o mais prevalente, correspondendo a 57,29% dos óbitos, o que corrobora com estudos realizados em outros países como EUA, Espanha e Indonésia²¹⁻²³. Essa mesma relação de maior acometimento no sexo masculino foi verificada em outros estudos de mortalidade por COVID-19 realizados em estados brasileiros²⁴⁻²⁶. Estudo realizado no país abrangendo as primeiras semanas da pandemia revelou que 60% dos óbitos ocorreram em homens, apesar da proporção de infectados ser somente 51% dos casos²⁷.

Essa diferença percentual entre os sexos pode ser interpretada a partir de diferentes óticas, assim, possíveis justificativas para esse resultado estão relacionadas a produção de uma resposta imune mais eficaz e adaptativa ao vírus pelas mulheres, tornando-as menos propensas a desfechos mais graves da doença²⁸. As diferenças relacionadas aos hormônios sexuais são apontadas como justificativa dessa maior ocorrência de óbitos no sexo masculino, tendo em vista que a testosterona atua na inibição as respostas imunes inatas, enquanto o estrogênio possui ação imunoestimulante se estiver em baixa concentração²⁹. Além disso, o maior hábito de tabagismo entre homens e maior frequência em doenças cardiovasculares e cerebrovasculares nesse grupo também são fatores que possivelmente aumentam a mortalidade

nesse gênero^{27,30}.

A idade tem sido apontada como um dos principais fatores de risco primários para maior mortalidade, sendo que idade igual e maior que 60 anos aumenta significativamente as chances de evolução ao óbito^{31,32}. Isso se justifica por um declínio dos fatores protetivos à saúde, considerando que o sistema imune não possui mais tanto vigor e os processos inflamatórios costumam ser mais severos^{33,34} e nessa faixa etária, em geral, tem-se pelo menos uma doença crônica de base³⁵, que pode potencializar um prognóstico desfavorável da doença.

Acrescenta-se que 44,53% dos óbitos ocorrem com indivíduos em idade produtiva (20 a 69 anos) e que o número de mortes nessa faixa etária pode ser quase o dobro em homens do que em mulheres. Essa diferença está relacionada à fatores culturais e sociais, sobretudo quando se considera as questões de gênero, pois em países da América Latina o papel de buscar o sustento da família geralmente é atribuído ao homem, dessa forma as taxas de emprego são mais altas entre os homens, portanto existe uma maior probabilidade de exposição ocupacional ao contágio por COVID-19³⁶.

Nesta investigação, indivíduos com maior escolaridade também foram os que apresentaram menor mortalidade pela doença. Diversas pesquisas em distintos cenários pelo mundo também corroboram com esse achado, sugerindo assim que pessoas com menor instrução escolar têm maior risco de óbito por COVID-19^{2,25,37}, isso sugere que o grau de instrução contribui na prevenção e/ou busca de tratamento precoce, contribuindo para prevenção de quadros mais graves.

Corroborando com estudos publicados tanto no Brasil como internacionalmente, em relação a raça/cor, os negros apresentaram

maior mortalidade no período do estudo³⁸⁻⁴⁰. Acredita-se que a maior mortalidade entre os negros esteja associada às questões socioeconômicas como menores condições de renda e acesso à saúde³⁷.

Estima-se que a população negra apresenta 62% mais chance de óbito quando comparadas aos brancos, pois os negros estão mais expostos às condições de pobreza, menor disponibilidade e acesso aos serviços de saúde, maior carga de infecção e de exposição ao vírus. Além disso apresentam maior risco de desenvolverem diabetes, hipertensão e asma, comorbidades que pioram o quadro de COVID-19⁴¹.

Nessa investigação o não preenchimento da variável raça/cor representou 18,69% da amostra, frequentemente esse é um dos campos não preenchido nas fichas de notificações, inviabilizando uma análise precisa dessa informação. Aponta-se que quando não há comprometimento no preenchimento desta variável, pode ser observado um aumento da proporção de óbitos de pretos e pardos, há indícios de que a desigualdade também atinge a qualidade desta informação, visto que o não preenchimento dessa característica socioeconômica é menos frequente entre a população branca⁴².

Diante disso, o país precisa investir mais em educação permanente em saúde para que os serviços de saúde ao realizar as notificações preencham essas informações adequadamente. Além disso, torna-se importante o treinamento das equipes de saúde para que usem e respeitem a legislação referente a autodeclaração de cor. E, para colaborar na superação das desigualdades também devem ser implementadas ações de saúde voltadas a população negra.

Quanto aos sintomas predominantes destacaram-se os respiratórios como tosse, desconforto respiratório e dispneia, corroborando com os achados de outros países como Itália, Indonésia e Espanha^{30,43,44}. Isso se deve ao tropismo do vírus pelas vias aéreas⁴⁵, assim

os sintomas de manifestação mais frequentes são os respiratórios, mas especialmente entre os indivíduos que desenvolvem o quadro de SRAG podem ocorrer outros sinais e sintomas mais graves e severos.

Entre esses outros sinais clínicos e alterações laboratoriais que também podem se manifestar nos casos dos pacientes com SRAG estão as coagulopatias, aumento da pressão arterial, aumento do tempo de protrombina, aumento do D-dímero, proteína C reativa e da ferritina. Estudo de coorte realizado no Estados Unidos com 1.325 pacientes internados por COVID-19 demonstrou que entre os pacientes 23% apresentaram lesão miocárdica e 30% tiveram alterações com taxas de filtração glomerular baixas e lesão em órgão alvo, esses fatores e doenças preexistentes associadas foram preditores de menor sobrevivência⁴⁶.

Em relação às comorbidades, as doenças cardiovasculares (DCV) e diabetes mellitus foram as que apresentaram maior percentual na mortalidade por SRAG nesta pesquisa. Em indivíduos com DCV o vírus SARS-CoV-2 se liga ao receptor da enzima conversora de angiotensina 2 (ECA 2) para infectar a célula, parte das células miocárdicas contém a ECA 2, assim ao ter acesso aos cardiomiócitos o vírus pode causar cardiotoxicidade direta⁴⁷, e nos pacientes com diabetes mellitus verifica-se um maior comprometimento da imunidade e a maior concentração de glicose no organismo, condições que podem favorecer a maior replicação do vírus⁴⁸.

O padrão observado quanto à distribuição espacial dos óbitos de SRAG por COVID-19 nas Unidades Federativas no Brasil foi heterogêneo. Os três estados com a média das taxas de mortalidade foram Rio de Janeiro, Amazonas e Pernambuco, respectivamente 11,23; 10,44 e 7,23/100.000 habitantes, o que pode indicar maior impacto da pandemia nesses estados. Assim, considera-se que os territórios são afetados em proporções diferentes pela doença, sendo que áreas mais



afetadas dentro dos estados frequentemente se relacionam às desigualdades socioeconômicas e à oferta de serviços de saúde¹⁵.

Em se tratando das taxas de mortalidade detectadas, no ano de 2020, período no qual está compreendido a primeira onda, houve um aumento significativo da mortalidade geral em distintas localidades do Brasil^{49,50}, sendo tais achados atribuídos à instalação do cenário pandêmico e a sobrecarga que a mesma gerou ao sistema de saúde brasileiro⁵¹, o que demandou readequações nos diversos setores de saúde e redimensionamento de recursos humanos e financeiros para suprir as necessidades de saúde impostas mediante tal cenário.

Na primeira onda aponta-se que o estado do Ceará teve uma taxa 35,01 óbitos/100.000 habitantes no mês de maio de 2020, resultado próximo ao indicado pelo boletim epidemiológico do estado do Ceará (37,3 óbitos/100000 hab)⁵², ficando atrás apenas do Rio de Janeiro com taxa de 35,47 óbitos/100.000 habitantes. Estudo realizado no estado do Rio de Janeiro verificou que as condições socioeconômicas desiguais influenciaram nessa maior mortalidade, e que pessoas com sexo masculino, menor escolaridade e não brancas foram as mais afetadas²⁵. Em relação ao Ceará considera-se que essas altas taxas podem estar associadas aos fatores como maior parte da população ser parda (62,4%), pois alguns estudiosos apontam essa raça/cor como mais suscetível a desfechos graves da doença, e à demora média para receber resultados de exames/testes de COVID-19 no estado Cearense⁵³.

Dessa forma, pode ser considerado que as estratégias e medidas para o enfrentamento da pandemia nesta região não foram implementadas de acordo com a recomendação do conselho de saúde, na qual as ações de saúde devem ser garantir o acesso universal e equânime, com capacidade de incluir todos os indivíduos, superando as iniquidades so-

cioeconômicas⁵⁴.

O estado de São Paulo também apresentou na primeira onda taxas expressivas tendo como variação no período 8,79 a 15,49 óbitos/100.000 habitantes. As análises filogenéticas das cepas virais isoladas no país evidenciaram que a entrada do patógeno no início da pandemia ocorreu por São Paulo e Rio de Janeiro⁵⁵, o que pode ter contribuído para esse aumento de óbitos pela doença nesse primeiro momento. Acredita-se, ainda, que outro fator influenciador pode ser relativo ao estado ter intensa atividade comercial e também possuir diversas rotas e conexões de voos nacionais e internacionais.

O estado do Amazonas, nessa primeira onda, também teve elevada mortalidade, houve em janeiro de 2021 um colapso na rede de saúde na cidade de Manaus (capital do estado), que foi amplamente divulgado pela mídia, e que ocasionou mortalidade excessiva pela COVID-19, nesse momento essa mortalidade foi consideravelmente maior do que em outras capitais⁵⁶.

No período da segunda onda notou-se uma expressiva queda nas taxas de mortalidade a partir de março de 2021, fator que foi avaliado como uma possível resposta à imunização da população com as vacinas contra a COVID-19. A imunização no país foi iniciada em 17 de janeiro de 2021 e com o avanço da mesma foi possível alcançar notáveis benefícios para saúde pública, diminuindo significativamente casos graves e óbitos⁵⁷. Um estudo realizado nos EUA demonstrou comprovada redução da morbimortalidade entre pessoas vacinadas, internações hospitalares diminuíram 39% no grupo de pessoas com idade entre 29-48, e de 60 a 69 anos reduziu em 60% e os casos de mortes demonstraram queda de 40%⁵⁸.

Sobre a vacinação, cabe ressaltar que esta ação promove mudanças nos padrões de internações e mortes por COVID-19, entretanto apesar do seu avanço em todo território brasileiro, o número de pessoas com esque-

ma vacinal completo ainda é baixo e aplicação das vacinas nos estados brasileiros é heterogênea, ou seja, existe uma destruição desigual de doses, tais fatores podem interferir no controle da doença e consequentemente no aumento nas taxas de mortalidade⁵⁹.

Nesses meses referentes a segunda onda, os estados que se destacaram com taxas de mortalidade mais altas foram Roraima, Amazonas e Rondônia ao Norte do país e ao e ao Sul destaque para Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, com média do período entre 2,32 a 6,79 óbitos /100.000 habitantes. Os estados do Maranhão e Ceará obtiveram as menores taxas médias, com valores, respectivamente, de 0,40 e 1,32 óbitos/100.000 habitantes.

Um estudo que realizou o ajuste da mortalidade por idade, indicou que as taxas padronizadas na região Amazônica também foram maiores quando comparadas a outras regiões do país, apesar de apresentar a estrutura etária da população jovem, essa região quando comparada a São Paulo e Rio de Janeiro apresentou mais do dobro na taxa de mortalidade de habitantes com mais de 60 anos de idade⁶⁰.

A região Norte do país possui menor proporção de leitos de UTI, médicos e ventiladores mecânicos, que são necessários no tratamento e assistência aos pacientes com quadros graves, que podem resultar em mortalidade, esse suporte também é necessário para assistir as complicações e sequelas causadas pela doença⁶¹. Pacientes que desenvolvem SRAG frequentemente necessitam de suporte de terapia intensiva, considerando que muitos deles chegam a necessitar de ventilação mecânica. Assim, essa região está mais vulnerável e possui mais dificuldade para ofertar uma resposta adequada à COVID-19, isso pode justificar que os estados dessa região tenham apresentado taxas de mortalidade mais elevadas.

Dados da Secretaria de Estado de Saúde do Rio Grande do Sul (SES-RS) demonstram que entre os estados da região Sul este teve menor excesso de óbitos no período entre 16/03/2020 e 15/05/2021, esse excesso foi de 28,1% no Rio Grande do Sul, em Santa Catarina 33,8% e no Paraná 35,5%. O Rio Grande do Sul esteve até novembro de 2020 entre os menores números, após isso houve crescimento acelerado e posteriormente um pico entre fevereiro e abril de 2021. Esse excesso associa-se com o aumento dos óbitos por COVID-19⁶².

Quanto ao estado do Maranhão, verificou-se que as baixas taxas de mortalidade podem estar associadas às estratégias implantadas para o enfrentamento da pandemia, pois além de ter sido o primeiro estado a decretar *lockdown*⁶³, também foram ampliados os pontos de atendimentos de saúde em níveis primários e secundários e, assim que disponível, a imunização contra a COVID-19 foi amplamente incentivada a adesão da população⁶⁴. Acrescenta-se também que essas taxas de mortalidade por COVID-19 podem estar subestimadas devido a subnotificações, pois na razão entre excesso proporcional de óbitos em contraposição à taxa de mortalidade/100.000 habitantes este estado apresenta excesso de óbitos duas vezes maior que números de óbitos registrados por COVID-19⁶⁵.

Em se tratando do estado do Ceará, região nordeste do país, destaca-se uma atuação efetiva da vigilância epidemiológica, medidas de distanciamento e avanços na imunização que colaboraram para obtenção de menores taxas de mortalidade pela doença⁶⁶.

No que se refere às limitações do estudo, mencionam-se a fonte de extração dos dados que foi a partir de banco de dados secundários, podendo assim existir subnotificações do número de óbitos pela doença, bem como a ausência de algumas informações nesse ban-

co, proveniente dos campos de preenchimento não obrigatórios nas fichas de notificação, dentre os campos os mais ignorados/não preenchidos foram escolaridade e raça/cor.

Verifica-se que essa subnotificação dos casos/óbitos e preenchimentos incompletos das notificações de COVID-19 no país

também tem sido relatadas em outros estudos^{12,29,39,51}. Isso suscita necessidade de educação permanente em saúde para despertar os profissionais e as instituições notificadoras para a importância e necessidade de fazer o correto registro desses dados, produzindo então informações fidedignas, realizando a notificação dos casos, em especial das SRAG's.

CONCLUSÃO

Observou-se que sexo masculino, negros, idade a partir de setenta anos, saturação de O₂ menor que <95%, internação em UTI e presença de comorbidades com destaque para as doenças cardiovasculares e diabetes mellitus foram as características de destaque quanto ao perfil clínico-epidemiológico dos óbitos de SRAG por COVID-19 no Brasil. Ademais, com a divisão do período por ondas, evidenciou-se taxas de mortalidades mais expressivas durante a primeira onda, variando de 0,00 a 25,59 óbitos/100.000 habitantes e na segunda onda de 0,0 a 14,71/100.000 habitantes.

Quanto à distribuição espacial da mortalidade nos estados da federação apresentou-se heterogênea, entre os estados mais afetados na primeira onda estiveram os estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Ceará, enquanto na

segunda, Roraima, Amazonas e Rondônia. Destaca-se que os estados do Maranhão e Ceará apresentaram as menores taxas de mortalidade no período da segunda onda.

Tais achados suscitam a necessidade de investimentos por parte da gestão pública e dos sistemas e serviços de saúde dos estados mais afetados, como na ampliação do acesso à imunização, melhorando a logística vacinal, o acesso à vacinação para os mais vulneráveis e realização busca ativa dos faltosos, bem como implementação de medidas de prevenção. Além disso, cabe o aperfeiçoamento da vigilância epidemiológica, por meio de educação permanente em saúde nas unidades notificadoras e criação de equipes de apoio para a alimentação adequada dos sistemas de informação, para que ocorra o preenchimento correto dos dados.

AGRADECIMENTOS: À Fundação de Amparo à Pesquisa e ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico do Maranhão – FAPEMA e a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES)- Finance Code 001, Processo COVID-19 00812/20.

Declaração do autor CRediT

Conceituação: Oliveira RA; Santos Neto M; Pascoal LM; Santos FS. Metodologia: Santos Neto M; Oliveira RA; Sousa GGS. Validação: Santos Neto M; Pascoal LM; Santos FS. Análise estatística: Brito PS; Oliveira RA; Sousa GGS. Análise formal: Santos FS; Pascoal LM. Investigação: Brito PS; Oliveira RA; Santos Neto M. Recursos: Oliveira RA; Brito PS; Sousa GGS. Elaboração do rascunho original: Santos Neto M; Oliveira RA. Redação e revisão: Bezerra JM; Santos Neto M; Pascoal LM; Oliveira RA. Visualização: Santos Neto M; Pascoal LM; Oliveira RA; Santos FS. Supervisão: Santos Neto M. Administração do projeto: Santos Neto M; Pascoal LM; Oliveira RA; Santos FS.

Todos os autores leram e concordaram com a versão publicada do manuscrito

REFERÊNCIAS

1. Paiva KM, Hillesheim D, Rech CR, Delevatti RS, Brown RVS, Gonzáles AL et al. Prevalência e fatores associados à SRAG por COVID-19 em adultos e idosos com doença cardiovascular crônica. *Arq Bras Cardiol.* 2021; 117(5): 968-975. <https://doi.org/10.36660/abc.20200955>
2. Custódio ACD, Ribas FV, Toledo LV, Carvalho CJD, Lima LM, Freitas BACD. Hospitalizations and mortality by severe acute respiratory syndrome: comparison between the pre-pandemic and pandemic periods. *Rev Bras Epidemiol.* 2021; 24: 1-15. <https://doi.org/10.1590/1980-549720210052>
3. Hui DSC, Zumla A. Severe acute respiratory syndrome: historical, epidemiologic, and clinical features. *Infect Dis Clin North Am.* 2019; 33 (4): 869-889. <https://doi.org/10.1016/j.idc.2019.07.001>
4. World Health Organization. Coronavirus (COVID-19) Dashboard [página na internet]. Acesso em 27 de fevereiro de 2022. <https://covid19.who.int/>
5. Pan American Health Organization. Geo-Hub COVID-19 - Information System for the Region of the Americas. Acesso em 27 de fevereiro de 2022. <https://paho-covid19-response-who.hub.arcgis.com/>
6. Gomes DR, Souza RC, Oliveira UR, Mattos MP, Aleluia IRS, Mapeli AM. Interiorização da COVID-19 no oeste da Bahia: perfil epidemiológico e análise espacial dos óbitos e casos confirmados. *Ciênc. Saúde Colet.* 2021; 26: 4665-4680. <https://doi.org/10.1590/1413-812320212610.11262021>
7. Nasser MA, Calazans MO, Fegadolli C, Oliveira SBD, Rodrigues JDF, Costa RDC et al. Vulnerabilidade e resposta social à pandemia de Covid-19 em territórios metropolitanos de São Paulo e da Baixada Santista, SP, Brasil. *Interface.* 2021; (25): 1-18. <https://doi.org/10.1590/interface.210125>
8. Santos AA. Vulnerabilidades e seus impactos nos grupos humanos em tempos de covid-19 [Livro eletrônico]. Maceió: EDUFAL, 2021. Acesso em 12 de fevereiro de 2022. <https://www.repositorio.ufal.br/bitstream/123456789/8035/1/Vulnerabilidades%20e%20seus%20impactos%20nos%20grupos%20humanos%20em%20tempos%20de%20covid-19.pdf>
9. Chen Y, Klein SL, Garibaldi BT, Li H, Wu C, Osevala NM et al. Aging in COVID-19: vulnerability, immunity and intervention. *Ageing Res Ver.* 2021; 65: 101205. <https://doi.org/10.1016/j.arr.2020.101205>
10. Albitar O, Ballouze R, Ooi JP, Ghadzi SMS. Risk factors for mortality among COVID-19 patients. *Diabetes Res Clin Practice.* 2020; 166: 108293. <https://doi.org/10.1016/j.diabres.2020.108293>
11. Matias LDM, Lucena JGS, Azevedo TF, Silva ALDA, Costa MML, Andrade LL. Factors related to the prevention of covid-19 in people with diabetes: a cross-sectional study. *Online Braz J Nurs.* 2021; 20(1): e20216517. <https://doi.org/10.17665/1676-4285.20216517>
12. Munazza F, Kara JO, Wenjia W, Arshad S, Gruebner O. Geospatial Analysis of COVID-19: A Scoping Review. *Int. J. Environ Res Public Health.* 2021; 18(5): 2336. <https://doi.org/10.3390/ijerph18052336>
13. Barbosa TP, Costa FBP, Ramos ACV, Berra TZ, Arroyo LH, Alves YM et al. Morbidade e mortalidade do COVID-19 associadas a doenças crônicas, serviços de saúde e iniquidades: evidência de sindemia. *Rev Panam Salud Publica.* 2022; 46: e6. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2022.6>
14. Barbosa IR, Galvão MHR, Souza TA, Gomes SM, Medeiros AA, Lima KC. Incidence of and mortality from COVID-19 in the older Brazilian population and its relationship with contextual indicators: an ecological study. *Rev Bras Geriatr Gerontol.* 2020; 23(1): e200171. <http://dx.doi.org/10.1590/1981-22562020023.200171>
15. Andrade LA, Paz WS, Lima AGCF, Araújo DC, Duque AM, Peixoto MVS, et al. Spatiotemporal pattern of covid-19-related mortality during the first year of the pandemic in Brazil: a population-based study in a region of high social vulnerability. *Am J Trop Med Hyg.* 2022; 106(1): 132-142. <https://doi.org/10.4269/ajtmh.21-0744>
16. BRASIL. Ministério da Saúde. Portaria n. 1.631/GM, de 1o de outubro de 2015. Aprova critérios e parâmetros para o planejamento e programação de ações e serviços de saúde no âmbito do SUS. Brasília, 2015. https://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2015/prt1631_01_10_2015.html
17. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Divisão Regional do Brasil. Acesso em 24 de novembro de 2021. <https://ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/divisao-regional/15778-divisoes-regionais-do-brasil.html?=&t=acesso-ao-produto>
18. OPENDATASUS. Dados do CoranaVirus. Acesso em 24 de novembro de 2021. <https://opendatasus.saude.gov.br/dataset/srag-2021-e-2022>
19. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Estimativas de População. Acesso em 24 de novembro de 2021. <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/EstimaPop/tabelas>
20. Ministério da Saúde. COVID-19 no Brasil. Acesso em 24 de novembro de 2021. Disponível em: https://qsprod.saude.gov.br/extensions/covid-19_html/covid-19_html.html
21. Rosenthal N, Cao Z, Gundrum J, Sianis J, Safo S. Risk factors associated with in-hospital mortality in a US national sample of patients with COVID-19. *JAMA Netw Open.* 2020; 3(12): e2029058. <https://doi.org/10.1001/jamannetworkopen.2020.29058>
22. Berenguer J, Ryan P, Rodríguez-Baño J, Jarrín I, Carratalà J, Pachón J, et al. Characteristics and predictors of death among 4035 consecutively hospitalized patients with COVID-19 in Spain. *Clin Microbiol Infect.* 2020; 26(11): 1525-1536. <https://doi.org/10.1016/j.cmi.2020.07.024>
23. Surendra H, Elyazar IR, Djaafara BA. Clinical characteristics and mortality associated with COVID-19 in Jakarta, Indonesia: A hospital-based retrospective cohort study. *Lancet Reg Health West Pac.* 2021; 9: 100-108. <https://doi.org/10.1016/j.lanwpc.2021.100108>
24. Sousa GJB, Garces TS, Cestari VRF, Florêncio R, Moreira T, Pereira M. Mortality and survival of COVID-19. *Epidemiol Infect.* 2020; 148: e123. <https://doi.org/10.1017/s0950268820001405>



25. De Negri F, Galiezz R, Miranda P et al. Socioeconomic factors and probability of death by Covid-19 in Brazil. *J Public Health*. 2021; 43 (3): 493-498. <https://doi.org/10.1093/pubmed/ftaa279>
26. Li SL, Pereira RHM, Prete Jr CA, Emanuel L, Alves PJ, Messina JP. Higher risk of death from COVID-19 in low-income and non-White populations of São Paulo, Brazil. *BMJ Global Health* 2021;6(4): e004959. <http://dx.doi.org/10.1136/bmjgh-2021-004959>
27. Porto EF, Domingues AL, Souza AC, Miranda MKV, Froes MDC, Pasqualinoto SRV. Mortalidade por Covid-19 no Brasil: perfil sociodemográfico das primeiras semanas. *Res Soc Dev*. 2021; 10(1): e34210111588. <http://dx.doi.org/10.33448/rsd-v10i1.XX>
28. Gadi N, Wu S, Spihlman AP, Moulton VR. What's sex got to do with COVID-19? Gender-based differences in the host immune response to coronaviruses. *Front Immunol*. 2020; 11:2147. <https://doi.org/10.3389/fimmu.2020.02147>
29. Gemmati D, Bramanti B, Serino ML, Secchiero P, Zauli G, Veronica T. COVID-19 and Susceptibility / Individual Genetic Receptivity: Role of ACE1 / ACE2 Genes, Immunity, Inflammation and Coagulation. Can the double X chromosome in women be protective against SARS-CoV-2 compared to the single X chromosome in men?. *Int J Mol Sci*. 2020; 21(10): 3474. <https://doi.org/10.3390/ijms21103474>
30. Sharma G, Volgman AS, Michos ED. Sex differences in mortality from COVID-19 pandemic: are men vulnerable and women protected? *JACC Case Rep* . 2020; Acesso em 07 de fevereiro de 2022; 2(9): 1407–1410. <https://doi.org/10.1016/j.jaccas.2020.04.027>
31. Alshogran OY, Altawalbeh SM, Al-Azzam SI, Karasneh R. Predictors of COVID-19 case fatality rate: An ecological study. *Ann Med Surg*. 2021; 65; 102319. <https://doi.org/10.1016/j.amsu.2021.102319>
32. Zhang JJ, Cao YY, Tan G, Dong X, Wang BC, Lin J et al. Clinical, radiological and laboratory characteristics and risk factors for severity and mortality of 289 hospitalized COVID-19 patients. *Allergy*. 2020; 76(2): 533-550. <https://doi.org/10.1111/all.14496>
33. Granda EC, Cunha SGS, Silva MF, Campos KFC. COVID-19 em idosos: por que eles são mais vulneráveis ao novo coronavírus?. *Braz.J. Dev*. 2021; 7; 42572-42581. <https://doi.org/10.34117/bjdv7n4-630>
34. Promislow D. A geroscientific perspective on mortality from COVID-19. *J. Gerontol [revista em internet]*. 17 de abril de 2020; Acesso em 07 de fevereiro de 2022; 75 (9): e30–e33. <https://doi.org/10.1093/gerona/glaa094>
35. Romero DE, Muzy J, Damacena GN, Souza NA, Almeida WS, Szwarcwald CL et al. Idosos no contexto da pandemia da COVID-19 no Brasil: efeitos nas condições de saúde, renda e trabalho. *Cad Saude Publica*. 2021; 37(3): e00216620. <https://doi.org/10.1590/0102-311x00216620>
36. Benavides FG, Vives A, Zimmerman M, Silva-Peñaherrera M. Exceso de mortalidad en población en edad de trabajar en nueve países de Latinoamérica, año 2020. *Rev Panam Salud Publica*. 2022; 21(46): e75. <https://doi.org/10.26633/rpsp.2022.75>
37. Mascarello KC, Vieira ACBC, Souza ASS, Marcarini WD, Barauna VG, Maciel ELN. Hospitalização e morte por covid-19 e sua relação com determinantes sociais da saúde e morbidades no Espírito Santo: um estudo transversal. *Epidemiol Serv Saude*. 2021; 30(3) :e2020919. <https://doi.org/10.1590/S1679-49742021000300004>
38. Baqui P, Bica I, Marra V, Ercole A, van der Schaar M. Ethnic and regional variations in hospital mortality from COVID-19 in Brazil: a cross-sectional observational study. *Lancet Glob Health*. 2020; 8(8): e1018-e1026. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(20\)30285](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(20)30285)
39. Araújo EM, Caldwell KL, Santos MPA, Souza IMP, Rosa PLFS, Santos ABS, et al Covid-19 - morbimortalidade pela COVID-19 segundo raça/cor/etnia: a experiência do Brasil e dos Estados Unidos. *Saúde Debate*. 2020;44(4):191-205. <https://doi.org/10.1590/0103-11042020E412>
40. Beiting KJ, Huisingh-Scheetz M, Walker J, Graupner J, Martinchek J, Thompson K et al. Management and outcomes of a COVID-19 outbreak in a nursing home with predominantly Black residents. *J Am Geriatr Soc*. 2021; 69; 1155–1165. <https://doi.org/10.1111/jgs.17126>
41. Calbino D, Sabino G, Lima I. A trajetória dos movimentos negros pela educação: conquistas e desafios. *Linhas Críticas*. 2022; 28: e40739. <https://doi.org/10.26512/lc28202240739>
42. Romero DE, Maia L, Muzy J. Tendência e desigualdade na completude da informação sobre raça/cor dos óbitos de idosos no sistema de informações sobre mortalidade no Brasil, entre 2000 e 2015. *Cad Saúde Pública*. 2019; 35(12): e00223218. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00223218>
43. Grasselli G, Greco M, Zanella A et al. Risk Factors associated with mortality among patients with covid-19 in intensive care units in Lombardy, Italy. *JAMA Intern Med*. 2020; 180(10): 1345-1355. <http://doi.org/10.1001/jama.2020.4031>
44. Ramos-Rincon JM, Buonaiuto V, Ricci M, Martín-Carmona J, Paredes-Ruiz D, Calderón-Moreno M et al. Clinical Characteristics and Risk Factors for Mortality in Very Old Patients Hospitalized With COVID-19 in Spain. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*. 2021; 76(3): e28-e37. <https://doi.org/10.1093/gerona/glaa243>
45. Han Y, Duan X, Yang L, Nilsson-Payant BE, Wang P, Duan F, et al. Identification of SARS-CoV-2 inhibitors using lung and colonic organoids. *Nature [revista da internet]*. 2021; 589(7841):270–275. <https://doi.org/10.1038/s41586-020-2901-9>
46. Mallipattu SK, Jawa R, Moffitt R et al. Geospatial Distribution and Predictors of Mortality in Hospitalized Patients With COVID-19: A Cohort Study. *Open Forum Infect Dis*. 2020;7(10): ofaa436. <https://doi.org/10.1093/ofid/ofaa436>
47. Bonnet G, Weizman O, Trimaille A, Pommier T, Cellier J, Geneste, L. Characteristics and outcomes of patients hospitalized for COVID-19 in France: The critical COVID-19 France (CCF) study. *Arch Cardiovasc Dis*. 2021; 114(5): 352-363. <https://doi.org/10.1016/j.acvd.2021.01.003>
48. Muniyappa R, Gubbi S. COVID-19 pandemic, coronaviruses, and diabetes mellitus. *Am J Physiol Endocrinol Metab*. 2020; 318: e736-741. <https://doi.org/10.1152/ajpendo.00124.2020>
49. Santos AM, Souza BF, Carvalho CA, Campos MAG, Oliveira BLCA, Diniz EM, et al. Excess deaths from all causes and by COVID-19 in Brazil in 2020. *Rev Saúde Publica*. 2021;55:71. <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2021055004137>

50. França EB, Ishitani LH, Teixeira RA, et al. Óbitos por COVID-19 no Brasil: quantos e quais estamos identificando? *Rev Bras Epidemiol* 2020; 23:e200053. <https://doi.org/10.1590/1980-549720200053>
51. Fernandes GA, Junior APN, Azevedo e Silva G, Feriani D, França, Silva ILA et al. Excess mortality by specific causes of deaths in the city of São Paulo, Brazil, during the COVID-19 pandemic. *Plos One*. 2021;16(6): e0252238. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0252238>
52. Secretária de saúde governo do estado do Ceará. Boletim epidemiológico: doença pelo novo coronavírus (COVID-19) [página na internet]. Acesso em 08 de março de 2022. <https://coronavirus.ceara.gov.br/project/boletim-epidemiologico-no-28-de-02-de-junho-de-2020/>
53. Pinheiro TMD, Oliveira ES, Morais ACLN. Tendências na incidência e mortalidade do SARS-COV-2 no Estado do Ceará: impacto das comorbidades. *Rev. Casos e Consultoria* . 2021;12(1): e23520. <https://periodicos.ufrn.br/casoseconsultoria/article/view/23520>
54. Conselho Nacional de Saúde. Recomendação Nº 001 de 27 de janeiro de 2022. <http://conselho.saude.gov.br/recomendacoes-cns/2309-recomendacao-n-001-de-27-de-janeiro-de-2022>.
55. Candido DS, Claro IM, Jesus JG, Souza WM, Moreira FR, Dellicour SE et al. Evolution and epidemic spread of SARS-CoV-2 in Brazil. *Science*. 2020; 369(6508): 1255-1260. <https://doi.org/10.1126/science.abd2161>
56. Silva GA, Jardim BC, Lotufo PA. Mortalidade por COVID-19 padronizada por idade nas capitais das diferentes regiões do Brasil. *Cad. Saúde Pública*. 2021; 37(6): e00039221. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00039221>
57. Brasil. Ministério da Saúde. Plano Nacional de Operacionalização da Vacinação Contra a Covid-19. 11ª ed. Brasília, 2021. Acesso em 05 dez 2021. <https://www.gov.br/saude/pt-br/coronavirus/publicacoes-tecnicas/guias-e-planos/plano-nacional-de-vacinacao-covid-19>.
58. McNamara LA, Wiegand RE, Burke RM, Sharma AJ, Sheppard M, Adjemian J et al. Estimating the early impact of the US COVID-19 vaccination programme on COVID-19 cases, emergency department visits, hospital admissions, and deaths among adults aged 65 years and older: an ecological analysis of national surveillance data. *Lancet*. 2022;399(10320): 152-160. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(21\)02226-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)02226-1) .
59. Rodrigues Júnior NS, Moreno SM, Machado MGO, Costa Filho AAI, Ibiapina ARS. Vacinação contra a COVID-19 em território nacional. *Rev Enf Contemp*. 2022;11: e4714. <https://doi.org/10.17267/2317-3378rec.2022.e4714>
60. Silva GA, Jardim BC, Lotufo PA. Mortalidade por COVID-19 padronizada por idade nas capitais das diferentes regiões do Brasil. *Cad Saúde Pública*. 2021; 37(6): e00039221. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00039221>
61. Mendonça FD, Rocha SS, Pinheiro DLP, Oliveira SV. Região Norte do Brasil e a pandemia de COVID-19: análise socioeconômica e epidemiológica. *J. Health NPEPS*. 2020; 5(1):20-37. <http://dx.doi.org/10.30681/252610104535>
62. Secretária de Estado de Saúde do Rio Grande do Sul (SES-RS). Excesso de Óbitos e Taxa de Mortalidade no Brasil. Acesso em 08 de março de 2022. <https://estado.rs.gov.br/upload/arquivos/excesso-de-obitos-rs-2021-06-23-v2.pdf>.
63. Kerr L, Kendall C, Silva AAMD, Aquino EML, Pescarini JM, Almeida RLFD, et al. COVID-19 no Nordeste brasileiro: sucessos e limitações nas respostas dos governos dos estados. *Cien Saude Colet*. 2020; 25(2): 4099-4120. <https://doi.org/10.1590/1413-812320202510.2.28642020>
64. Secretária do Estado de Saúde do Maranhão (SES-MA). Retrospectiva: Maranhão atravessa pandemia com a menor taxa de mortalidade por covid-19 do país [página em internet]. Acesso em 04 de janeiro de 2022. <https://www.ma.gov.br/agenciadenoticias/?p=328238>
65. Orellana JDY, Cunha GM, Marrero L, Moreira RI, Leite IC, Horta BL. Excesso de mortes durante a pandemia de COVID-19: subnotificação e desigualdades regionais no Brasil. *Cad Saúde Pública*, 2021; 37(1): e00259120. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00259120>
66. Secretária do Estado de Saúde do Ceará (SES-CE). COVID-19. Acesso em 18 dez 2021. <https://www.saude.ce.gov.br/download/covid-19/>

Recebido: 02 março 2022.
Aceito: 11 novembro 2022.
Publicado: 20 dezembro 2022.



Severe Acute Respiratory Syndrome by COVID-19: Clinical-Epidemiological Profile and Spatial Distribution of Deaths in the States of Brazil

Rayanne Alves de Oliveira¹  Marcelino Santos Neto¹  Lívia Maia Pascoal¹  Janaína Miranda Bezerra¹ 
Floriacy Stabnow Santos¹  Paula dos Santos Brito¹  Giana Gislanne da Silva de Sousa¹ 

¹ Universidade Federal do Maranhão – UFMA. Imperatriz/MA, Brasil.
E-mail: oliveira.rayanne@discente.ufma.br

Abstract

Severe Acute Respiratory Syndrome (SARS) is a severe manifestation of COVID-19 infection that, in some cases, can result in death. In the current global epidemiological scenario, Brazil is the second country with highest number of deaths from the disease; thus, it is necessary to know the clinical and epidemiological characteristics of deaths and how they are spatially distributed across territories. Therefore, the objective was to describe the clinical and epidemiological characteristics and the spatial distribution of SARS deaths due to COVID-19 in the Brazilian federative units (states). This is a descriptive and ecological study of SARS deaths due to COVID-19 in Brazilian states, from March 2020 to June 2021, based on secondary data available on the openDataSUS database. Descriptive statistics were performed for the clinical-epidemiological variables and the monthly mortality rates were determined by state and thematic maps were made in QGIS software version 2.4.17. A total of 196,109 deaths were recorded in the investigated period, predominantly male, older, white, and low-educated. Among the clinical variables, cough, respiratory distress, dyspnea, and the presence of comorbidities stood out. A heterogeneous spatial distribution of deaths was observed, with rates ranging from 0.00 to 24.59 deaths/100,000 inhabitants, the highest rates were in the states of Rio de Janeiro, Amazonas, Ceara, Sergipe, Sao Paulo, and Pernambuco. These findings raise the need for investments on the part of public management and health systems and services in the most affected states, improvements in epidemiological surveillance, permanent health education, increased access to immunization and health prevention measures to control and monitor SARS caused by COVID-19.

Keywords: SARS-CoV-2. Mortality. Spatial Analysis.

INTRODUCTION

Severe Acute Respiratory Syndrome (SARS) is one of the manifestations that may arise related to infection by the new coronavirus (Sars-CoV-2). It requires hospitalization and the affected individual has flu-like symptoms, fever, dyspnea, and decreased oxygen saturation to values less than 95%¹, which is one of the most severe clinical presentations of

the COVID-19 infection as it causes deaths among patients^{2,3}.

In the global epidemiological context, until February 27, 2022, 6,514,397 deaths from COVID-19⁴ were recorded, specifically on the American continent, around 2.8 million deaths were recorded, of which approximately 53,400 were in Central America, 1.4

DOI: 10.15343/0104-7809.2022466206351

million in North America and 1.3 million in South America. The South American region contains Brazil which is the country that currently has the highest accumulated number of deaths with approximately 685,000⁵, and among all countries in the world it ranks second in numbers of deaths from the disease⁴.

The great ability of the virus to spread and its epidemiological magnitude has attracted the attention of authorities and health professionals around the world. Furthermore, it is evident from the morbidity and mortality data that Brazil has been one of the countries most affected by the COVID-19⁴. It should also be added that the traditionally known context of great social inequality, in which many people live in precarious conditions of income, housing, sanitation, overcrowding, and great vulnerability, makes it even more complex and challenging to minimize and manage the consequences of the pandemic in Brazilian territory⁶.

Moreover, the vulnerability of the population is related to three factors, which start with the individual factors, that consider the biological, emotional, cognitive, attitudinal aspects of the subject. Then there are the social factors, which deal with the cultural, social, and economic aspects that determine access to goods and services. Finally, there are the programmatic factors, which concern access to programs, services, and records⁷. The recognition of these aspects helps to identify the most vulnerable population, which characterizes an important strategy for reducing territorial inequalities and facing the COVID-19 crisis.

On the other hand, what was observed in the country was a lack of commitment and articulation on the part of the government so that health actions were carried out systematically. Therefore, isolated measures were adopted by each state and by different levels of government resulting in high rates of mor-

bidity and mortality⁸.

Furthermore, it is highlighted that several factors can influence the response of the affected individual, among them being 65 years old or more and male, where age is seen as a predisposing factor to severity and death⁹. Comorbidities seem to be more associated with cases of SARS-related deaths due to COVID-19, among them cardiovascular diseases (CVD), type II diabetes mellitus, and pneumopathies stand out^{10,11}. Therefore, it is assumed that early diagnosis and offering healthcare that considers the events of comorbidities associated with SARS caused by COVID-19, can collaborate in obtaining better prognoses.

Understanding the dynamics of clinical-epidemiological aspects and the spatial distribution of an injury or disease allows us to better understand the socio-environmental conditions associated with the worst outcomes of an illness¹². Thus, it is believed that studies that investigate these aspects collaborate to elucidate how, when, and why the event occurs, thus, making it possible to think, elaborate, and implement effective strategies that can contribute to the direction of a more adequate assistance to the patient with COVID-19-induced SARS in different territories.

A study carried out on morbidity and mortality by COVID-19 including 185 countries around the world identified that the disease was related to chronic conditions, population aging, the low capacity of health institutions for testing, and the lower availability of hospital beds, situations that worsen in countries and regions with great social disparities¹³.

An ecological investigation on the incidence and mortality of COVID-19, including all the states in Brazil where 50 or more deaths were recorded up to May 25, 2020, identified that mortality was more associated with that mortality was more associated with



sociodemographic aspects such as black individuals, low income, and states with worse HDI's¹⁴. Another space-time investigation carried out in the Northeast of the country showed that in the first year of the pandemic there were 66,358 deaths related to COVID-19 in that region, the mortality rate was 116.2/100,000 inhabitants, and the states of Bahia and Pernambuco had the highest number of deaths in the period¹⁵. These states, as well as the Brazilian Northeast, in general, have precarious socioeconomic indicators, a high rate of social vulnerability, and marked social disparity¹⁵.

It should also be added that the use of geographic information systems (GIS) and spatial analysis techniques provide mapping and can point out areas of high or low risk for mortality from COVID-19, as well as demonstrate the presentation of the disease in the territory; thus, providing data to healthcare services

that will collaborate in the planning and implementation of healthcare measures. Furthermore, according to Ordinance 1631/201 of the Ministry of Health¹⁶, epidemiological studies can collaborate in the distribution of the minimum number of beds to be offered according to local realities, favoring an improved offering of services and, consequently, more effective control of the disease.

Thus, ecological studies, using these tools, should be carried out because they allow for understanding the epidemiological impact of mortality from COVID-19 in terms of clinical-epidemiological characterization and its geographic distribution in the territory¹⁵. In view of the above, the objective was to describe the clinical and epidemiological characteristics and the spatial distribution of SARS deaths due to COVID-19 in Brazil.

METHODS

This is a descriptive and ecological study carried out in Brazil, located in the South American continent, with an estimated population of 213,759,869 inhabitants, has 27 federative units (states) that are distributed in 5 macro-regions (North, Northeast, Midwest, South, and Southeast)¹⁷.

The study population consisted of all SARS deaths due to COVID-19 in the period from March 22, 2020 (date of the first SARS/COVID-19 death record in the country) to June 30, 2021. The data were collected in July 2021, through extraction from the open-DataSUS¹⁸ database, linked to the Ministry of Health. Estimated population data for the states were collected from the Brazilian Institute of Geography and Statistics¹⁹.

Clinical and epidemiological variables were selected for the study, namely: gender [male/female], age [less than 1 year, 1 to 11

years, 12 to 19 years, 20 to 39 years, 40 to 59 years, 60 to 69 years old, over 70 years old], race/Color [white, black (black and brown), yellow, indigenous], schooling [illiterate, up to 5 years of study (elementary school), up to 9 years of study (middle school), over 9 years of study (high school) and higher education], all SARS deaths due to COVID-19 in the period, presence and type of comorbidity(ies), cough, fever, dyspnea, respiratory distress, oxygen saturation less than 95%, diarrhea, vomiting, sore throat, and admission to the Intensive Care Unit (ICU). This information is contained in the individual registration form of SARS cases in the influenza epidemiological surveillance information system (SIVEP Gripe).

Initially, a descriptive analysis of the clinical-epidemiological variables was performed, expressing their absolute and relative

values. Monthly COVID-19 SARS death rates were calculated for each state. For the calculation, the total number of deaths for each month was selected and divided by the total population of each state, multiplying by the constant of 100,000. The number of inhabitants of each state was considered based on the estimated population of the IBGE¹⁹.

In the spatial area analysis, the ecological units were the 27 states of the federation, in which the mortality rates of SARS cases due to COVID-19 were distributed monthly. The analysis period was divided into two, considering the first wave (March to October 2020) and the second wave (November 2020 to

June 2021) of COVID-19 in the country. This wave classification was adopted based on data available from the Ministry of Health²⁰. Maps were prepared with the distribution of mortality indicators, considering the beginning, middle, and end of the waves as well as a map with the average, which corresponds to all months within the period, at this stage the QGIS software version 2.4.17 was used.

As for ethical aspects, this research does not require approval by the Research Ethics Committee because it is a study with secondary data from the Ministry of Health, publicly available on an open access website.

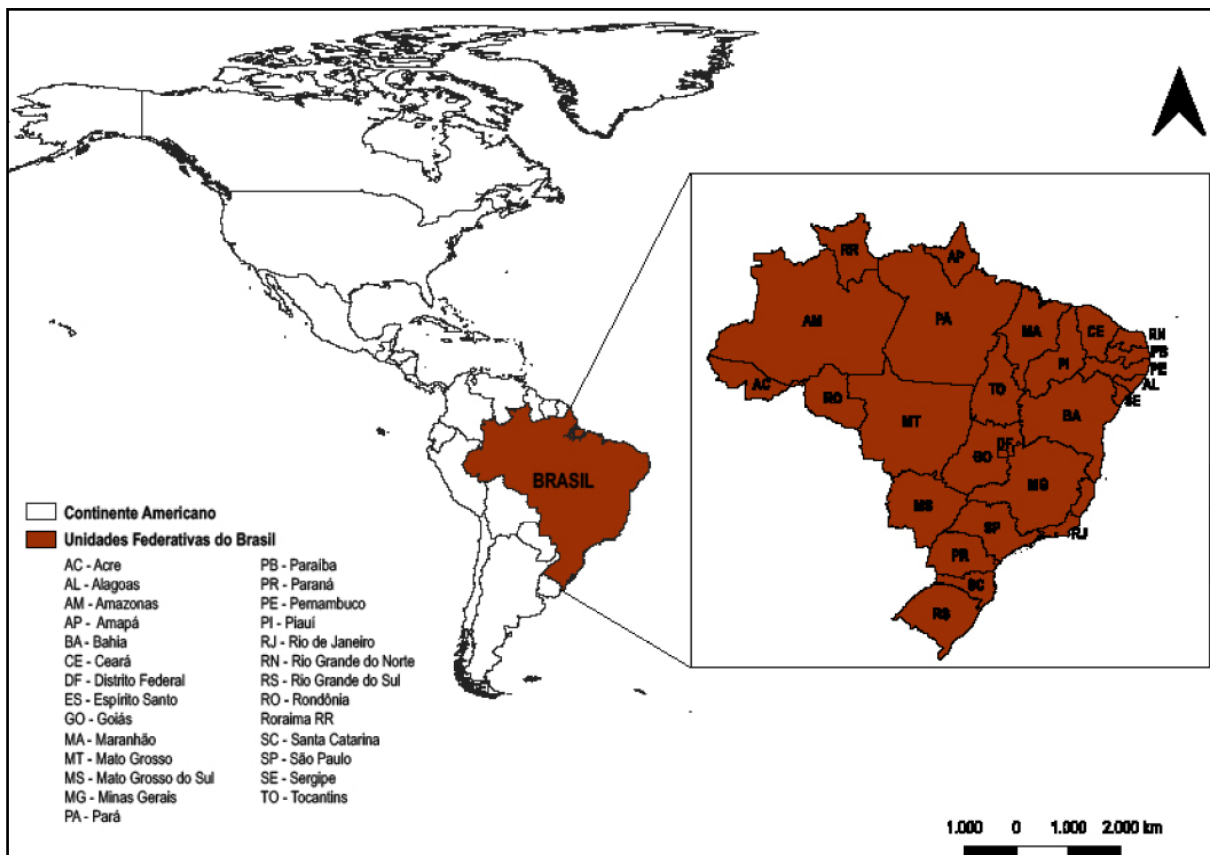


Figure 1 – American continents with emphasis on Brazil and its States.



RESULTS

In Brazil, in the period included in the study, 196,109 deaths due to SARS due to COVID-19 were recorded in all states of the federation. When evaluating the clinical-epidemiological variables, it was found that most deaths occurred in male patients (57.29%) aged above 70 years old (54.96%) and were black (42.10%). As for education, the highest percentage of deaths was among people with up to five years of study (12.94%) and the lowest among people who had studied for more than 13 years (higher education). It is noteworthy that the data regarding education and skin color had a significant lack of information, corresponding respectively to (62.37%) and (18.59%) of the sample.

The most frequent clinical characteristics were dyspnea (75.43%), cough (63.67%), and respiratory distress (62.96%), presence of one or more comorbidities (75.53%), with an emphasis on (CVD) and diabetes mellitus, and 52.81% of these patients were admitted to the Intensive Care Unit (ICU) (Table 1).

As for the spatial distribution of SARS mortality from COVID-19 during the first wave, heterogeneity was observed in the rates obtained, ranging from 0.00 to 24.59

deaths/100,000 inhabitants, the states with the lowest rates were Paraná, Bahia, Santa Catarina, and Rio Grande do Sul and those with the highest mortality rates in the period were Amazonas, Pernambuco, São Paulo, Ceará, Rio de Janeiro, and Sergipe. The North, Northeast, and Midwest regions had the highest mortality rates in this period, and in general, among the states, mortality rates were higher in the period comprised in the first wave. Figure 2 shows this mortality per 100,000 inhabitants in the period.

Specifically in the second wave, mortality rates showed a decrease in most states when compared to the period of the first wave. Thus, these rates also showed heterogeneous spatial distribution, with the lowest mortality rate being 0.00 and the highest 14.71 deaths/100,000 inhabitants. The states that stood out with the highest mortality rates from SARS due to COVID-19 were Manaus, Rio de Janeiro, Roraima, Santa Catarina, and Rio Grande do Sul; and those with the lowest mortality rates were Maranhão, Pará, Tocantins, Ceará, and Mato Grosso. The Southeast and North regions of the country also had high mortality rates in the period (Figure 3).

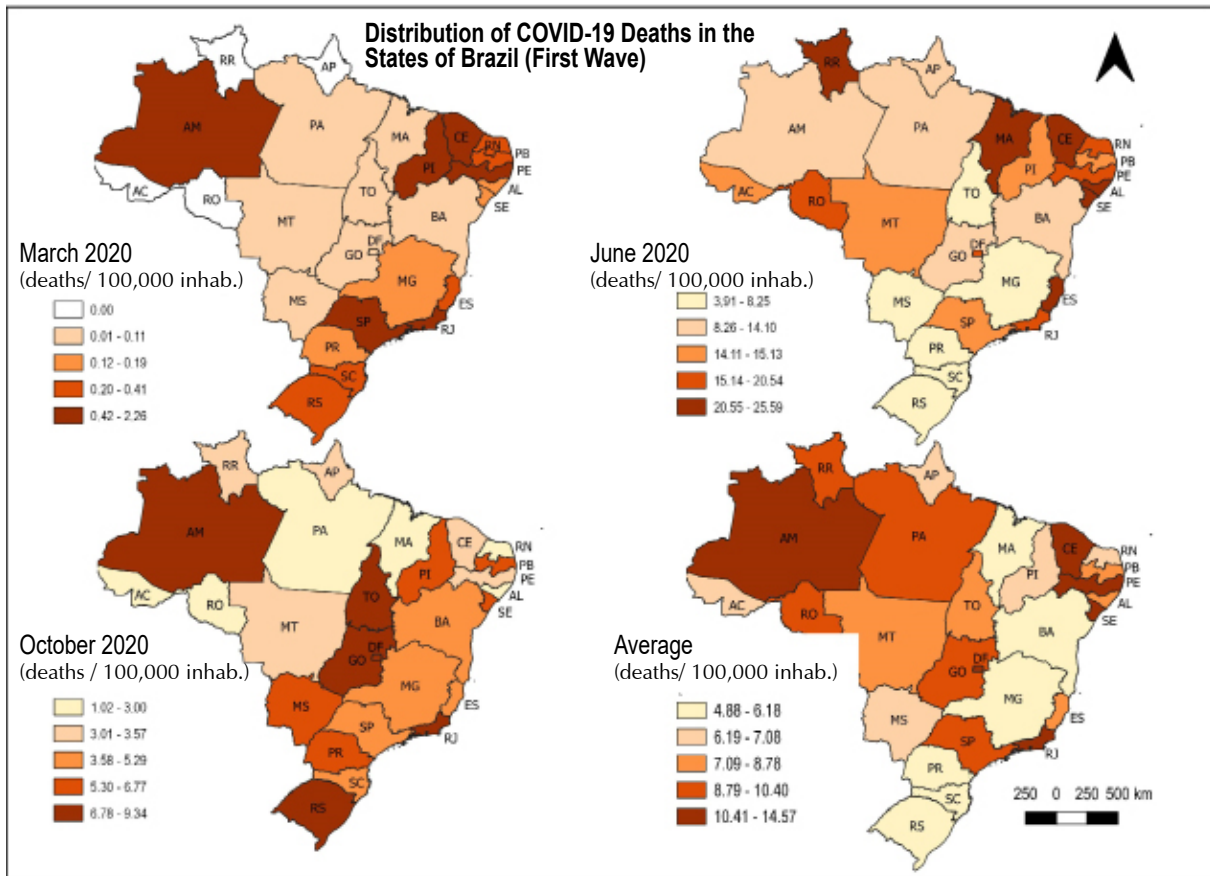


Figure 2 – Distribution of mortality from COVID-19 in the states of Brazil in the first wave.



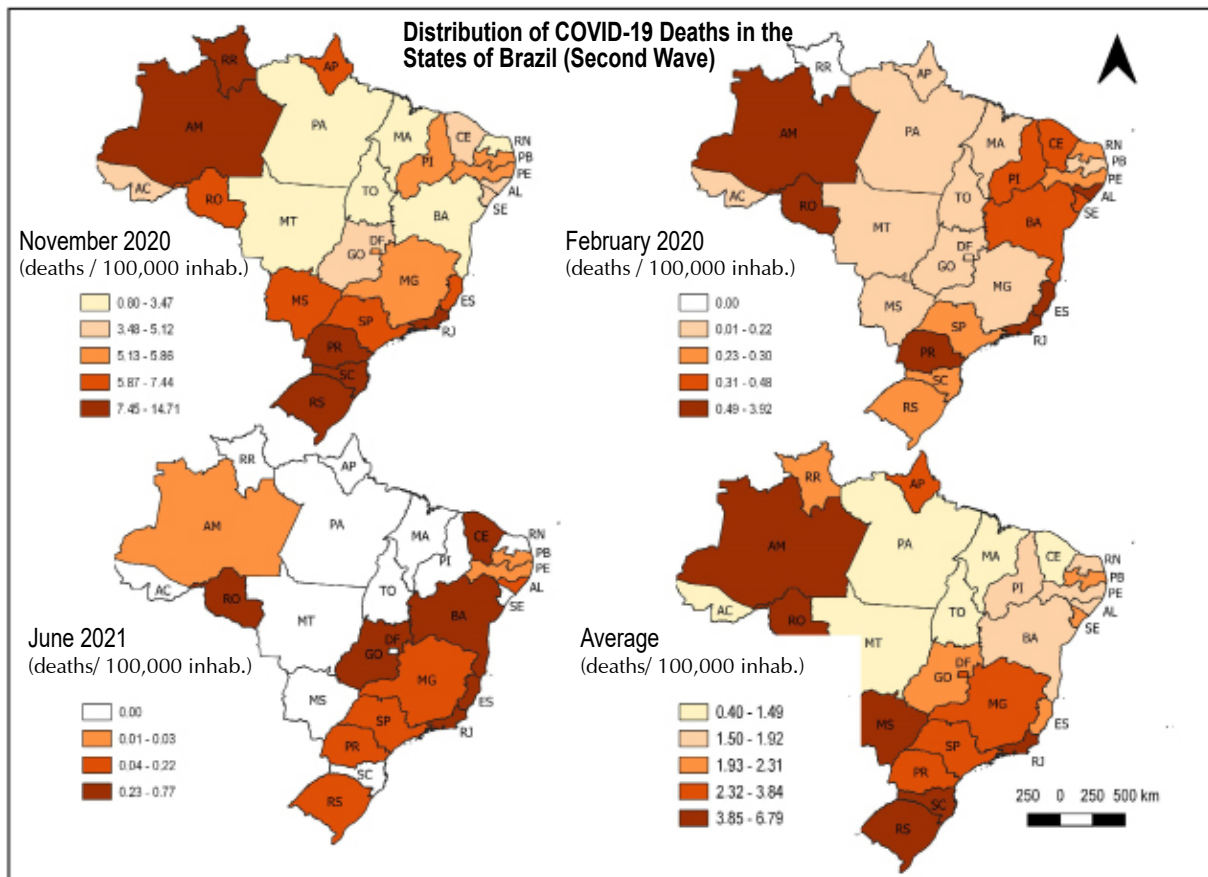


Figure 3 – Distribution of mortality from COVID-19 in the states of Brazil in the second wave.

Table 1 – Clinical-epidemiological profile of SARS deaths due to COVID-19, March 2020 to June 2021. Brazil, 2022.

Variable	N	%	Variable	N	%
Sex			Not informed		
Male	112.347	57.29		62.928	32.54
Female	83.762	42.7	Dyspnea		
Age			Yes	147.927	75.43
Less than 1 year old	70	0.03	No	24.220	12.35
1 to 11 years old	270	0.14	Not informed	23.962	12.22
12 to 19 years old	385	0.20	Respiratory discomfort		
20 to 39 years old	7.406	3.78	Yes	123.476	62.96
40 to 59 years old	36.330	18.53	No	36.452	18.59
60 to 69 years old	43.581	22.22	Not informed	36.181	18.45
Over 70 years old	107.783	54.96	Diarrhea		
Not informed	284	0.14	Yes	20.896	10.66
Race / Color			No	110.757	56.48
White	74.091	37.78	Not informed	64.456	32.86
Black (black and brown)	82561	42.10	Vomit		
Yellow	2.139	1.09	Yes	13.186	6.72
Indigenous	673	0.34	No	116.335	59.32
Not informed	36.645	18.69	Not informed	66.588	33.96
Education			O₂ Saturation < 95%		
Illiterate	8.222	4.19	Yes	131.024	66.81
Up to 5 years of study (Elementary school)	25.367	12.93	No	31.928	16.28
Up to 9 years of study (Middle school)	14.681	7.49	Not informed	33.157	16.91
Over 9 years of study (High school)	18.029	9.19	ICU admission		
Higher education	7.505	3.83	Yes	103.574	52.81
Uninformed	122.305	62.37	No	58.860	30.01
Cough			Not informed	33.675	17.18
Yes	124.863	63.67	Presented Comorbidities		
No	39.995	20.39	Yes	148.129	75.53
Not informed	31.251	15.94	No	47.980	24.47
Fever			Type of Comorbidity		
Yes	110.182	56.00	Cardiovascular Disease	84.001	42.83
No	51.379	26.20	Diabetes Mellitus	62.968	32.11
Not informed	34.548	17.80	Systemic Arterial Hypertension	31.257	15.94
Sore Throat			Obesity	15.978	8.15
Yes	27.736	13.69	Pneumopathies	13.440	6.85
No	105.445	53.77			



DISCUSSION

Analyzing the clinical-epidemiological characteristics related to reported SARS deaths associated with COVID-19 among the Brazilian states, it was observed that males, black individuals, those aged above 70 years old, and those with the presence of comorbidities such as cardiovascular diseases and diabetes mellitus were the ones that stood out the most. Individuals with these traits deserve special attention for the adoption of control measures and clinical management of cases of the disease.

Males were the most prevalent, corresponding to 57.29% of deaths, which corroborates with studies carried out in other countries such as the USA, Spain, and Indonesia²¹⁻²³. This same ratio of greater involvement in males was verified in other studies on mortality from COVID-19 carried out in Brazilian states²⁴⁻²⁶. A study carried out in the country covering the first weeks of the pandemic revealed that 60% of deaths occurred in men, despite the proportion of those infected being only 51% of cases²⁷.

This difference in proportion between genders can be interpreted from different perspectives, thus, possible justifications for this result are related to the production of a more effective and adaptive immune response to the virus by women, making them less prone to more severe outcomes of the disease²⁸. Differences related to sex hormones are pointed out as a justification for this higher occurrence of deaths in males, considering that testosterone acts to inhibit innate immune responses, while estrogen has an immunostimulating action if it is in a low concentration²⁹. In addition, the greater smoking habit among men and the higher frequency of cardiovascular and cerebrovascular diseases in this group are also factors that possibly increase

mortality in this gender^{27,30}.

Age has been identified as one of the main primary risk factors for higher mortality, and age equal to and greater than 60 years significantly increases the chances of evolution to death^{31,32}. This is justified by a decline in protective health factors, considering that the immune system is no longer as vigorous and inflammatory processes tend to be more severe^{33,34}. Furthermore, in this age group, in general, there is at least one underlying chronic disease³⁵, which can potentiate an unfavorable prognosis of the disease.

It should be added that 44.53% of deaths occur in individuals of working age (20 to 69 years old) and that the number of deaths in this age group can be almost double in men than in women (Benavides, 2020). This difference is related to cultural and social factors, especially when considering gender issues, since in Latin American countries the role of seeking to support the family is generally attributed to men, thus, employment rates are higher among men, so there is a greater likelihood of occupational exposure to the COVID-19 contagion³⁶.

In this investigation, individuals with higher education were also those who had lower mortality from the disease. Several studies in different scenarios around the world also corroborate this finding, thus suggesting that people with less schooling have a higher risk of death from COVID-19^{2,25,37}. This implies that the level of education contributes to the prevention and/or search for early treatment, contributing to the prevention of more serious conditions.

Corroborating with studies published both in Brazil and internationally, in relation to race/color, black individuals had higher mortality rates during the study period³⁸⁻⁴⁰. It is

believed that the higher mortality among blacks is associated with socioeconomic issues such as lower income conditions and access to health³⁷.

It is estimated that the black population is 62% more likely to die when compared to whites, as blacks are more exposed to conditions of poverty, less availability and access to health services, and higher burden of infection and exposure to the virus. In addition, they are at greater risk of developing diabetes, hypertension, and asthma, comorbidities that worsen the condition of covid-19⁴¹.

In this investigation, the incomplete data of the race/color variable represented 18.69% of the sample, this is often one of the fields not completed in the notification forms, making an accurate analysis of this information unfeasible. It is pointed out that when filling out this variable is completed, an increase in the proportion of black and brown deaths can be observed. There are indications that inequality also affects the quality of this information, since not filling out this socioeconomic variable occurs less frequently among the white population⁴².

Therefore, the country needs to invest more in continuous health education so that health services, when making notifications, fill in this information properly. Moreover, it is important to train healthcare teams to use and respect the legislation regarding self-declaration of color, and, to collaborate in overcoming inequalities, healthcare actions aimed at the black population must also be implemented.

As for the predominant symptoms, respiratory ones such as coughing, respiratory distress, and dyspnea stood out, corroborating the findings from other countries like Italy, Indonesia, and Spain^{30,43,44}. This is due to the tropism of the virus through the airways⁴⁵, the most frequent manifestation symptoms are respiratory ones, but especially among individuals who develop SARS, other more serious

and severe signs and symptoms may occur.

Among the other clinical signs and laboratory alterations that may also manifest in cases of patients with SARS are coagulopathies, increased blood pressure, increased prothrombin time, increased D-dimer, C-reactive protein, and ferritin. A cohort study carried out in the United States with 1,325 patients hospitalized for COVID-19 showed that among the patients, 23% had myocardial injury and 30% had alterations with low glomerular filtration rates and target organ damage. These factors and associated preexisting diseases were predictors of lower survival⁴⁶.

Regarding comorbidities, cardiovascular diseases (CVD) and diabetes mellitus were the ones with the highest percentage of SARS mortality in this study. In individuals with CVD, the SARS-CoV-2 virus binds to the angiotensin-converting enzyme receptor 2 (ACE2) to infect the cell. Since part of the myocardial cells contains ACE2, when gaining access to cardiomyocytes the virus can cause direct cardiotoxicity⁴⁷. Moreover, in patients with diabetes mellitus, there is a greater impairment of immunity and a higher concentration of glucose in the body, conditions that may favor greater replication of the virus⁴⁸.

The pattern observed regarding the spatial distribution of SARS deaths due to COVID-19 in the states of Brazil was heterogeneous. The three states with the average mortality rates were Rio de Janeiro, Amazonas, and Pernambuco, respectively 11.23, 10.44, and 7.23 per 100,000 inhabitants, which may indicate a greater impact of the pandemic in these states. Thus, it is considered that the territories are affected in different proportions by the disease, and the most affected areas within the states are often related to socioeconomic inequalities and the supply of healthcare services¹⁵.

In terms of the mortality rates detected, in 2020, the period in which the first wave is in-

cluded, there was a significant increase in general mortality in different locations in Brazil^{49,50}. Such findings may be attributed to the installation of the pandemic scenario and the overload that it generated for the Brazilian healthcare system⁵¹, which required readjustments in the various healthcare sectors and in the estimations of human and financial resources needed to meet the healthcare needs imposed by such a scenario.

In the first wave, it is pointed out that the state of Ceara had a rate of 35.01 deaths/100,000 inhabitants in the month of May 2020, a result close to that indicated by the epidemiological bulletin of the state of Ceara (37.3 deaths/100,000 inhab)⁵²; second only to Rio de Janeiro with a rate of 35.47 deaths/100,000 inhabitants. A study carried out in the state of Rio de Janeiro found that unequal socioeconomic conditions influenced this higher mortality, and that males, less educated, and non-white people were the most affected²⁵. With regards to Ceara, it is considered that these high rates may be associated with factors such as the majority of the population being brown (62.4%), as some scholars point out that race/color as more susceptible to serious outcomes of the disease, and the average delay in receiving COVID-19 exam/test results in the state⁵³.

Thus, it can be considered that the strategies and measures to face the pandemic in this region were not implemented in accordance with the recommendation of the health council, in which health actions must guarantee universal and equitable access, with the capacity to include all individuals, overcoming socioeconomic inequalities⁵⁴.

The state of Sao Paulo also presented significant rates in the first wave, ranging from 8.79 to 15.49 deaths/100,000 inhabitants in the period. Phylogenetic analyses of the viral strains isolated in the country showed that the entry of the pathogen at the beginning of

the pandemic occurred in Sao Paulo and Rio de Janeiro⁵⁵, which may have contributed to this increase in deaths from the disease in that first moment. It is also believed that another influencing factor may be related to the state having intense commercial activity and having several routes and connections for national and international flights.

The state of Amazonas, in this first wave, also had high mortality. In January 2021 there was a collapse in the healthcare network in the city of Manaus (capital of the state), which was widely publicized by the media, and which caused excessive mortality from COVID-19. At that time, this mortality rate was considerably higher than in other capitals⁵⁶.

In the period of the second wave, there was a significant drop in mortality rates from March 2021, a factor that was evaluated as a possible response to the immunization of the population with vaccines against COVID-19. Immunization in the country began on January 17, 2021, and with its advancement it was possible to achieve notable benefits for public health, significantly reducing severe cases and deaths⁵⁷. A study carried out in the USA demonstrated a proven reduction in morbidity and mortality among vaccinated people, where hospital admissions decreased by 39% in the individuals aged 29-48 years old, while cases of those from 60 to 69 years old reduced by 60%, and cases of deaths also showed a decrease of 40%⁵⁸.

Regarding vaccination, it should be noted that this action promotes changes in the patterns of hospitalizations and deaths from COVID-19. However, despite its advance throughout the Brazilian territory, the number of people with a complete vaccination schedule is still low and the application of vaccines in the Brazilian states is heterogeneous, that is, there is an unequal distribution of doses. Such factors may interfere with disease con-

trol and, consequently, with an increase in mortality rates⁵⁹.

In these months referring to the second wave, the states that stood out with higher mortality rates were Roraima, Amazonas, and Rondonia in the north of the country, and in the south Parana, Santa Catarina, and Rio Grande do Sul are highlighted with an average between 2.32 to 6.79 deaths/100,000 inhabitants in that period. The states of Maranhão and Ceara had the lowest average rates, with values of 0.40 and 1.32 deaths/100,000 inhabitants, respectively.

A study that adjusted mortality by age indicated that the standardized rates in the Amazon region were also higher when compared to other regions of the country. Despite presenting a younger population, this region, when compared to Sao Paulo and Rio de Janeiro, had more than twice the mortality rate of inhabitants over 60 years of age⁶⁰.

The North region of the country has a lower proportion of ICU beds, doctors, and mechanical ventilators, which are necessary in the treatment and care of patients with serious conditions, which can result in mortality, this support is also necessary to assist with complications and sequelae caused by disease⁶¹. Patients who develop SARS often require intensive care support, as many of them require mechanical ventilation. Thus, this region is more vulnerable and has more difficulty in offering an adequate response to COVID-19, which may explain why the states in this region have shown higher mortality rates.

Data from the State Department of Health of Rio Grande do Sul (SDH-RS) show that among the states in the southern region, this had the lowest number of deaths in the period between 03/16/2020 and 05/15/2021, which were 28.1% in Rio Grande do Sul, 33.8% in Santa Catarina, and 35.5% in Paraná. Rio Grande do Sul had among the lowest numbers until November 2020, after which there was accelerated growth and later a peak be-

tween February and April 2021. This excess is associated with the increase in deaths from COVID-19⁶².

As for the state of Maranhão, it was found that the low mortality rates may be associated with the strategies implemented to face the pandemic. In addition to being the first state to enact a lockdown⁶³, healthcare centers were also expanded at primary and secondary levels and as soon as available, immunization against COVID-19 was widely encouraged to the population⁶⁴. It should also be noted that these mortality rates due to COVID-19 may be underestimated due to underreporting. This state has death rate twice as high as the number of deaths recorded by COVID-19⁶⁵ due the ratio between the proportional number of deaths and the COVID-19 mortality rate/100,000 inhabitants.

In the case of the state of Ceara, in the northeast region of the country, there is an effective performance of epidemiological surveillance, distancing measures, and advances in immunization that collaborated to obtain lower mortality rates due to the disease⁶⁶.

With regards to the limitations of the study, we mention the source of data extraction, which was from a secondary database, and, therefore, there may be underreporting of the number of deaths from the disease, as well as the absence of some information in this database, from the non-mandatory fields to fill in on the notification forms. Also, the most ignored/unfilled fields were schooling and race/color.

It appears that this underreporting of cases/deaths and incomplete filling out of COVID-19 notifications in the country has also been reported in other studies^{12,29,39,51}. This raises the need for continuing health education to alert professionals and reporting institutions to the importance and need to correctly report these data, thus, producing reliable information and notifying of cases, especially SARS.

CONCLUSION

It was observed that males, black, those aged from seventy years old, O₂ saturation lower than <95%, ICU admission, and the presence of comorbidities with an emphasis on cardiovascular diseases and diabetes mellitus were the outstanding characteristics regarding the clinical-epidemiology profile of SARS deaths due to COVID-19 in Brazil. Furthermore, with the division of the period by waves, more expressive mortality rates were seen during the first wave, ranging from 0.00 to 25.59 deaths/100,000 inhabitants and in the second wave from 0.0 to 14.71/100,000 inhabitants.

As for the spatial distribution of mortality in the states of the federation, it was heterogeneous, among the states most affected in the first wave were the states of Sao Paulo,

Rio de Janeiro, and Ceara, while in the second, Roraima, Amazonas, and Rondonia. It is noteworthy that the states of Maranhao and Ceara had the lowest mortality rates in the period of the second wave.

Such findings raise the need for investments on the part of public management and health systems and services in the most affected states, such as expanding access to immunization, improving vaccine logistics, access to vaccination for the most vulnerable, and carrying out an active search for defaulters, as well as the implementation of preventive measures. Furthermore, it is important to improve epidemiological surveillance, through permanent health education in reporting units and the creation of support teams to adequately feed the information systems, so that data is filled in correctly.

ACKNOWLEDGMENT: To the Support Foundation for Research and Scientific and Technological Development of Maranhão – FAPEMA and the Coordination for the Improvement of Higher Education Personnel – Brazil (CAPES)-Finance Code 001. Process COVID-19 00812/20.

Declaração do autor CRediT

Conceituação: Oliveira RA; Santos Neto M; Pascoal LM; Santos FS. Metodologia: Santos Neto M; Oliveira RA; Sousa GGS. Validação: Santos Neto M; Pascoal LM; Santos FS. Análise estatística: Brito PS; Oliveira RA; Sousa GGS. Análise formal: Santos FS; Pascoal LM. Investigação: Brito PS; Oliveira RA; Santos Neto M. Recursos: Oliveira RA; Brito PS; Sousa GGS. Elaboração do rascunho original: Santos Neto M; Oliveira RA. Redação e revisão: Bezerra JM; Santos Neto M; Pascoal LM; Oliveira RA. Visualização: Santos Neto M; Pascoal LM; Oliveira RA; Santos FS. Supervisão: Santos Neto M. Administração do projeto: Santos Neto M; Pascoal LM; Oliveira RA; Santos FS.

Todos os autores leram e concordaram com a versão publicada do manuscrito

REFERENCES

1. Paiva KM, Hillesheim D, Rech CR, Delevatti RS, Brown RVS, Gonzáles AL et al. Prevalência e fatores associados à SRAG por COVID-19 em adultos e idosos com doença cardiovascular crônica. *Arq Bras Cardiol.* 2021; 117(5): 968-975. <https://doi.org/10.36660/abc.20200955>
2. Custódio ACD, Ribas FV, Toledo LV, Carvalho CJD, Lima LM, Freitas BACD. Hospitalizations and mortality by severe acute respiratory syndrome: comparison between the pre-pandemic and pandemic periods. *Rev Bras Epidemiol.* 2021; 24: 1-15. <https://doi.org/10.1590/1980-549720210052>
3. Hui DSC, Zumla A. Severe acute respiratory syndrome: historical, epidemiologic, and clinical features. *Infect Dis Clin North Am.* 2019; 33 (4): 869-889. <https://doi.org/10.1016/j.idc.2019.07.001>
4. World Health Organization. Coronavirus (COVID-19) Dashboard [página na internet]. Acesso em 27 de fevereiro de 2022. <https://covid19.who.int/>
5. Pan American Health Organization. Geo-Hub COVID-19 - Information System for the Region of the Americas. Acesso em 27 de fevereiro de 2022. <https://paho-covid19-response-who.hub.arcgis.com/>
6. Gomes DR, Souza RC, Oliveira UR, Mattos, MP, Aleluia IRS, Mapeli AM. Interiorização da COVID-19 no oeste da Bahia: perfil epidemiológico e análise espacial dos óbitos e casos confirmados. *Ciênc. Saúde Colet.* 2021; 26; 4665-4680. <https://doi.org/10.1590/1413-812320212610.11262021>
7. Nasser MA, Calazans MO, Fegadolli C, Oliveira SBD, Rodrigues JDF, Costa RDC et al. Vulnerabilidade e resposta social à pandemia de Covid-19 em territórios metropolitanos de São Paulo e da Baixada Santista, SP, Brasil. *Interface.* 2021; (25): 1-18. <https://doi.org/10.1590/interface.210125>
8. Santos AA. Vulnerabilidades e seus impactos nos grupos humanos em tempos de covid-19 [Livro eletrônico]. Maceió: EDUFAL, 2021. Acesso em 12 de fevereiro de 2022. <https://www.repositorio.ufal.br/bitstream/123456789/8035/1/Vulnerabilidades%20e%20seus%20impactos%20nos%20grupos%20humanos%20em%20tempos%20de%20covid-19.pdf>
9. Chen Y, Klein SL, Garibaldi BT, Li H, Wu C, Osevala NM et al. Aging in COVID-19: vulnerability, immunity and intervention. *Ageing Res Ver.* 2021; 65; 101205. <https://doi.org/10.1016/j.arr.2020.101205>
10. Albitar O, Ballouze R, Ooi JP, Ghadzi SMS. Risk factors for mortality among COVID-19 patients. *Diabetes Res Clin Practice.* 2020; 166; 108293. <https://doi.org/10.1016/j.diabres.2020.108293>
11. Matias LDM, Lucena JGS, Azevedo TF, Silva ALDA, Costa MML, Andrade LL. Factors related to the prevention of covid-19 in people with diabetes: a cross-sectional study. *Online Braz J Nurs.* 2021; 20(1): e20216517. <https://doi.org/10.17665/1676-4285.20216517>
12. Munazza F, Kara JO, Wenjia W, Arshad S, Gruebner O. Geospatial Analysis of COVID-19: A Scoping Review. *Int. J. Environ Res Public Health.* 2021; 18(5): 2336. <https://doi.org/10.3390/ijerph18052336>
13. Barbosa TP, Costa FBP, Ramos ACV, Berra TZ, Arroyo LH, Alves YM et al. Morbidade e mortalidade do COVID-19 associadas a doenças crônicas, serviços de saúde e iniquidades: evidência de sindemia. *Rev Panam Salud Publica.* 2022; 46; e6. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2022.6>
14. Barbosa IR, Galvão MHR, Souza TA, Gomes SM, Medeiros AA, Lima KC. Incidence of and mortality from COVID-19 in the older Brazilian population and its relationship with contextual indicators: an ecological study. *Rev Bras Geriatr Gerontol.* 2020; 23(1): e200171. <http://dx.doi.org/10.1590/1981-22562020023.200171>
15. Andrade LA, Paz WS, Lima AGCF, Araújo DC, Duque AM, Peixoto MVS, et al. Spatiotemporal pattern of covid-19-related mortality during the first year of the pandemic in Brazil: a population-based study in a region of high social vulnerability. *Am J Trop Med Hyg.* 2022; 106(1): 132-142. <https://doi.org/10.4269/ajtmh.21-0744>
16. BRASIL. Ministério da Saúde. Portaria n 1.631/GM, de 1o de outubro de 2015. Aprova critérios e parâmetros para o planejamento e programação de ações e serviços de saúde no âmbito do SUS. Brasília, 2015. https://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2015/prt1631_01_10_2015.html
17. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Divisão Regional do Brasil. Acesso em 24 de novembro de 2021. <https://ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/divisao-regional/15778-divisoes-regionais-do-brasil.html?=&t=acesso-a-produto>
18. OPENDATASUS. Dados do CoranaVirus. Acesso em 24 de novembro de 2021. <https://opendatasus.saude.gov.br/dataset/srag-2021-e-2022>
19. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Estimativas de População. Acesso em 24 de novembro de 2021. <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/EstimaPop/tabelas>
20. Ministério da Saúde. COVID-19 no Brasil. Acesso em 24 de novembro de 2021. Disponível em: https://qsprod.saude.gov.br/extensions/covid-19_html/covid-19_html.html
21. Rosenthal N, Cao Z, Gundrum J, Sianis J, Safo S. Risk factors associated with in-hospital mortality in a US national sample of patients with COVID-19. *JAMA Netw Open.* 2020; 3(12): e2029058. <https://doi.org/10.1001/jamannetworkopen.2020.29058>
22. Berenguer J, Ryan P, Rodríguez-Baño J, Jarrín I, Carratalà J, Pachón J, et al. Characteristics and predictors of death among 4035 consecutively hospitalized patients with COVID-19 in Spain. *Clin Microbiol Infect.* 2020; 26(11): 1525–1536. <https://doi.org/10.1016/j.cmi.2020.07.024>
23. Surendra H, Elyazar IR, Djaafara BA. Clinical characteristics and mortality associated with COVID-19 in Jakarta, Indonesia: A hospital-based retrospective cohort study. *Lancet Reg Health West Pac.* 2021; 9; 100-108. <https://doi.org/10.1016/j.lanwpc.2021.100108>
24. Sousa GJB, Garces TS, Cestari VRF, Florêncio R, Moreira T, Pereira M. Mortality and survival of COVID-19. *Epidemiol Infect.* 2020; 148; e123. <https://doi.org/10.1017/s0950268820001405>



25. De Negri F, Galiezz R, Miranda P et al. Socioeconomic factors and probability of death by Covid-19 in Brazil. *J Public Health*. 2021; 43 (3): 493-498. <https://doi.org/10.1093/pubmed/ftaa279>
26. Li SL, Pereira RHM, Prete Jr CA, Emanuel L, Alves PJ, Messina JP. Higher risk of death from COVID-19 in low-income and non-White populations of São Paulo, Brazil. *BMJ Global Health* 2021;6(4): e004959. <http://dx.doi.org/10.1136/bmjgh-2021-004959>
27. Porto EF, Domingues AL, Souza AC, Miranda MKV, Froes MDC, Pasqualinoto SRV. Mortalidade por Covid-19 no Brasil: perfil sociodemográfico das primeiras semanas. *Res Soc Dev*. 2021; 10(1): e34210111588. <http://dx.doi.org/10.33448/rsdv10i1.XX>
28. Gadi N, Wu S, Spihlman AP, Moulton VR. What's sex got to do with COVID-19? Gender-based differences in the host immune response to coronaviruses. *Front Immunol*. 2020; 11:2147. <https://doi.org/10.3389/fimmu.2020.02147>
29. Gemmati D, Bramanti B, Serino ML, Secchiero P, Zauli G, Veronica T. COVID-19 and Susceptibility / Individual Genetic Receptivity: Role of ACE1 / ACE2 Genes, Immunity, Inflammation and Coagulation. Can the double X chromosome in women be protective against SARS-CoV-2 compared to the single X chromosome in men?. *Int J Mol Sci*. 2020; 21(10): 3474. <https://doi.org/10.3390/ijms21103474>
30. Sharma G, Volgman AS, Michos ED. Sex differences in mortality from COVID-19 pandemic: are men vulnerable and women protected? *JACC Case Rep* . 2020; Acesso em 07 de fevereiro de 2022; 2(9): 1407–1410. <https://doi.org/10.1016/j.jaccas.2020.04.027>
31. Alshogran OY, Altawalbeh SM, Al-Azzam SI, Karasneh R. Predictors of COVID-19 case fatality rate: An ecological study. *Ann Med Surg*. 2021; 65; 102319. <https://doi.org/10.1016/j.amsu.2021.102319>
32. Zhang JJ, Cao YY, Tan G, Dong X, Wang BC, Lin J et al. Clinical, radiological and laboratory characteristics and risk factors for severity and mortality of 289 hospitalized COVID-19 patients. *Allergy*. 2020; 76(2): 533-550. <https://doi.org/10.1111/all.14496>
33. Granda EC, Cunha SGS, Silva MF, Campos KFC. COVID-19 em idosos: por que eles são mais vulneráveis ao novo coronavírus?. *Braz.J. Dev*. 2021; 7; 42572-42581. <https://doi.org/10.34117/bjdv7n4-630>
34. Promislow D. A geroscientific perspective on mortality from COVID-19. *J. Gerontol [revista em internet]*. 17 de abril de 2020; Acesso em 07 de fevereiro de 2022; 75 (9): e30–e33. <https://doi.org/10.1093/gerona/glaa094>
35. Romero DE, Muzy J, Damacena GN, Souza NA, Almeida WS, Szwarcwald CL et al. Idosos no contexto da pandemia da COVID-19 no Brasil: efeitos nas condições de saúde, renda e trabalho. *Cad Saude Publica*. 2021; 37(3): e00216620. <https://doi.org/10.1590/0102-311x00216620>
36. Benavides FG, Vives A, Zimmerman M, Silva-Peñaherrera M. Exceso de mortalidad en población en edad de trabajar en nueve países de Latinoamérica, año 2020. *Rev Panam Salud Publica*. 2022; 21(46): e75. <https://doi.org/10.26633/rpsp.2022.75>
37. Mascarello KC, Vieira ACBC, Souza ASS, Marcarini WD, Barauna VG, Maciel ELN. Hospitalização e morte por covid-19 e sua relação com determinantes sociais da saúde e morbidades no Espírito Santo: um estudo transversal. *Epidemiol Serv Saude*. 2021; 30(3) :e2020919. <https://doi.org/10.1590/S1679-49742021000300004>
38. Baqui P, Bica I, Marra V, Ercole A, van der Schaar M. Ethnic and regional variations in hospital mortality from COVID-19 in Brazil: a cross-sectional observational study. *Lancet Glob Health*. 2020; 8(8): e1018-e1026. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(20\)30285](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(20)30285)
39. Araújo EM, Caldwell KL, Santos MPA, Souza IMP, Rosa PLFS, Santos ABS, et al Covid-19 - morbimortalidade pela COVID-19 segundo raça/cor/etnia: a experiência do Brasil e dos Estados Unidos. *Saúde Debate*. 2020;44(4):191-205. <https://doi.org/10.1590/0103-11042020E412>
40. Beiting KJ, Huisingh-Scheetz M, Walker J, Graupner J, Martinchek J, Thompson K et al. Management and outcomes of a COVID-19 outbreak in a nursing home with predominantly Black residents. *J Am Geriatr Soc*. 2021; 69; 1155–1165. <https://doi.org/10.1111/jgs.17126>
41. Calbino D, Sabino G, Lima I. A trajetória dos movimentos negros pela educação: conquistas e desafios. *Linhas Críticas*. 2022; 28: e40739. <https://doi.org/10.26512/lc28202240739>
42. Romero DE, Maia L, Muzy J. Tendência e desigualdade na completude da informação sobre raça/cor dos óbitos de idosos no sistema de informações sobre mortalidade no Brasil, entre 2000 e 2015. *Cad Saúde Pública*. 2019; 35(12): e00223218. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00223218>
43. Grasselli G, Greco M, Zanella A et al. Risk Factors associated with mortality among patients with covid-19 in intensive care units in Lombardy, Italy. *JAMA Intern Med*. 2020; 180(10): 1345-1355. <http://doi.org/10.1001/jama.2020.4031>
44. Ramos-Rincon JM, Buonaiuto V, Ricci M, Martín-Carmona J, Paredes-Ruiz D, Calderón-Moreno M et al. Clinical Characteristics and Risk Factors for Mortality in Very Old Patients Hospitalized With COVID-19 in Spain. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci*. 2021; 76(3): e28-e37. <https://doi.org/10.1093/gerona/glaa243>
45. Han Y, Duan X, Yang L, Nilsson-Payant BE, Wang P, Duan F, et al. Identification of SARS-CoV-2 inhibitors using lung and colonic organoids. *Nature [revista da internet]*. 2021; 589(7841):270–275. <https://doi.org/10.1038/s41586-020-2901-9>
46. Mallipattu SK, Jawa R, Moffitt R et al. Geospatial Distribution and Predictors of Mortality in Hospitalized Patients With COVID-19: A Cohort Study. *Open Forum Infect Dis*. 2020;7(10): ofaa436. <https://doi.org/10.1093/ofid/ofaa436>
47. Bonnet G, Weizman O, Trimaille A, Pommier T, Cellier J, Geneste, L. Characteristics and outcomes of patients hospitalized for COVID-19 in France: The critical COVID-19 France (CCF) study. *Arch Cardiovasc Dis*. 2021; 114(5): 352-363. <https://doi.org/10.1016/j.acvd.2021.01.003>
48. Muniyappa R, Gubbi S. COVID-19 pandemic, coronaviruses, and diabetes mellitus. *Am J Physiol Endocrinol Metab*. 2020; 318: e736-741. <https://doi.org/10.1152/ajpendo.00124.2020>
49. Santos AM, Souza BF, Carvalho CA, Campos MAG, Oliveira BLCA, Diniz EM, et al. Excess deaths from all causes and by COVID-19 in Brazil in 2020. *Rev Saúde Publica*. 2021;55:71. <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2021055004137>

50. França EB, Ishitani LH, Teixeira RA, et al. Óbitos por COVID-19 no Brasil: quantos e quais estamos identificando? *Rev Bras Epidemiol* 2020; 23:e200053. <https://doi.org/10.1590/1980-549720200053>
51. Fernandes GA, Junior APN, Azevedo e Silva G, Feriani D, França, Silva ILA et al. Excess mortality by specific causes of deaths in the city of São Paulo, Brazil, during the COVID-19 pandemic. *Plos One*. 2021;16(6): e0252238. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0252238>
52. Secretária de saúde governo do estado do Ceará. Boletim epidemiológico: doença pelo novo coronavírus (COVID-19) [página na internet]. Acesso em 08 de março de 2022. <https://coronavirus.ceara.gov.br/project/boletim-epidemiologico-no-28-de-02-de-junho-de-2020/>
53. Pinheiro TMD, Oliveira ES, Morais ACLN. Tendências na incidência e mortalidade do SARS-COV-2 no Estado do Ceará: impacto das comorbidades. *Rev. Casos e Consultoria* . 2021;12(1): e23520. <https://periodicos.ufrn.br/casoseconsultoria/article/view/23520>
54. Conselho Nacional de Saúde. Recomendação Nº 001 de 27 de janeiro de 2022. <http://conselho.saude.gov.br/recomendacoes-cns/2309-recomendacao-n-001-de-27-de-janeiro-de-2022>.
55. Candido DS, Claro IM, Jesus JG, Souza WM, Moreira FR, Dellicour SE et al. Evolution and epidemic spread of SARS-CoV-2 in Brazil. *Science*. 2020; 369(6508): 1255-1260. <https://doi.org/10.1126/science.abd2161>
56. Silva GA, Jardim BC, Lotufo PA. Mortalidade por COVID-19 padronizada por idade nas capitais das diferentes regiões do Brasil. *Cad. Saúde Pública*. 2021; 37(6): e00039221. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00039221>
57. Brasil. Ministério da Saúde. Plano Nacional de Operacionalização da Vacinação Contra a Covid-19. 11ª ed. Brasília, 2021. Acesso em 05 dez 2021. <https://www.gov.br/saude/pt-br/coronavirus/publicacoes-tecnicas/guias-e-planos/plano-nacional-de-vacinacao-covid-19>.
58. McNamara LA, Wiegand RE, Burke RM, Sharma AJ, Sheppard M, Adjemian J et al. Estimating the early impact of the US COVID-19 vaccination programme on COVID-19 cases, emergency department visits, hospital admissions, and deaths among adults aged 65 years and older: an ecological analysis of national surveillance data. *Lancet*. 2022;399(10320): 152-160. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(21\)02226-1](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(21)02226-1) .
59. Rodrigues Júnior NS, Moreno SM, Machado MGO, Costa Filho AAI, Ibiapina ARS. Vacinação contra a COVID-19 em território nacional. *Rev Enf Contemp*. 2022;11: e4714. <https://doi.org/10.17267/2317-3378rec.2022.e4714>
60. Silva GA, Jardim BC, Lotufo PA. Mortalidade por COVID-19 padronizada por idade nas capitais das diferentes regiões do Brasil. *Cad Saúde Pública*. 2021; 37(6): e00039221. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00039221>
61. Mendonça FD, Rocha SS, Pinheiro DLP, Oliveira SV. Região Norte do Brasil e a pandemia de COVID-19: análise socioeconômica e epidemiológica. *J. Health NPEPS*. 2020; 5(1):20-37. <http://dx.doi.org/10.30681/252610104535>
62. Secretária de Estado de Saúde do Rio Grande do Sul (SES-RS). Excesso de Óbitos e Taxa de Mortalidade no Brasil. Acesso em 08 de março de 2022. <https://estado.rs.gov.br/upload/arquivos/excesso-de-obitos-rs-2021-06-23-v2.pdf>.
63. Kerr L, Kendall C, Silva AAMD, Aquino EML, Pescarini JM, Almeida RLFD, et al. COVID-19 no Nordeste brasileiro: sucessos e limitações nas respostas dos governos dos estados. *Cien Saude Colet*. 2020; 25(2): 4099-4120. <https://doi.org/10.1590/1413-812320202510.2.28642020>
64. Secretária do Estado de Saúde do Maranhão (SES-MA). Retrospectiva: Maranhão atravessa pandemia com a menor taxa de mortalidade por covid-19 do país [página em internet]. Acesso em 04 de janeiro de 2022. <https://www.ma.gov.br/agenciadenoticias/?p=328238>
65. Orellana JDY, Cunha GM, Marrero L, Moreira RI, Leite IC, Horta BL. Excesso de mortes durante a pandemia de COVID-19: subnotificação e desigualdades regionais no Brasil. *Cad Saúde Pública*, 2021; 37(1): e00259120. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00259120>
66. Secretária do Estado de Saúde do Ceará (SES-CE). COVID-19. Acesso em 18 dez 2021. <https://www.saude.ce.gov.br/download/covid-19/>

Submitted: 02 march 2022.
Approved: 11 november 2022.
Published: 20 december 2022.



Avaliação preliminar das propriedades psicométricas do *Fat Talk Questionnaire* em uma amostra de mulheres jovens

Natália Guimarães Vignoli¹  Marle dos Santos Alvarenga^{1,2}  Roberta Carbonari Muzy¹  Aline de Piano Ganen¹ 

¹ Centro Universitário São Camilo – CUSC. São Paulo/SP, Brasil.

² Universidade de São Paulo – USP. São Paulo/SP, Brasil.

E-mail: aline.depiano@gmail.com

Resumo

Fat talk (FT) é um termo utilizado para descrever um comportamento caracterizado pela fala, pensamento e sentimentos pejorativos em relação ao próprio corpo e ao corpo de outra pessoa. Ele é predominante no sexo feminino e se relaciona com pior imagem corporal e pior autoestima. O *Fat Talk Questionnaire* (FTQ) é instrumento previamente adaptado transculturalmente para jovens mulheres no Brasil. O objetivo desse estudo foi realizar a avaliação preliminar de suas propriedades psicométricas. O FTQ foi aplicado em 99 jovens do sexo feminino (18 a 19 anos e 11 meses), juntamente com questões sociodemográficas, a Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) e o *Body Shape Questionnaire* (BSQ8) para avaliação da validade convergente (pelo teste correlação de Pearson). Foi realizada a análise fatorial confirmatória utilizando-se do modelo de equações estruturais com técnica de amostragem por alocação. A consistência interna foi avaliada por meio do Alpha de Cronbach e MacDonal Omega. O modelo de equações estruturais sustentou uma escala unidimensional ($\chi^2/gf = 1,62$; CFI = 0,953; TLI = 0,935 e RMSEA = 0,079 [IC95%: 0,051-0,176]). O instrumento apresentou α -Cronbach de 0,89 [IC95%: 0,85-0,92] e ω -MacDonald de 0,89; houve alta correlação com o BSQ8 (0,70) e correlação média (0,42) com o EAR. O instrumento apresentou adequada consistência interna, a análise fatorial confirmatória do FTQ sustentou um instrumento unidimensional com cargas fatoriais satisfatórias, e encontrou-se correlação de mais comportamento de *Fat Talk* com maior preocupação com a forma do corpo e pior autoestima.

Palavras-chave: Inquéritos e Questionários. Psicometria. Insatisfação Corporal. Autoimagem.

INTRODUÇÃO

O termo *Fat talk* (FT) se refere a conversas negativas sobre a forma corporal¹ bem como a maneira depreciativa de falar, pensar e ouvir sobre o próprio corpo ou o corpo de outra pessoa².

Os estudos sobre FT tiveram início em 1994 com as pesquisas acerca do tema¹ e foram posteriormente desenvolvidos por Nichter em 2000². As publicações sobre o FT na sequência que avaliaram esse comportamento em jovens mulheres, encontraram relação do FT com internalização do corpo magro³, maior insatisfação corporal, piora no comportamento alimentar^{1,4,5,6,7,8}, presença de transtornos alimentares e comportamentos transtornados em relação a alimentação^{9,10,11} sendo também um potencial fator de estresse e de busca pela magreza¹².

Esses estudos avaliaram o impacto do *Fat talk* e suas implicações, por meio de instrumentos como *Fat Talk Questionnaire*¹³, *Fat Talk Scale*¹⁴, *Male Body Talk Scale*¹⁵, o *Family Fat Talk Questionnaire*¹⁶, *Negative Body Talk* (NBT)¹⁷ e, mais recentemente, a *Body Talk Scale*¹⁸. Entretanto, a maioria destes^{4,19,20,21,22,23} utilizou o *Fat Talk Questionnaire* (FTQ) e, que possui um amplo conteúdo de itens, e pode ser aplicado e adaptado a diferentes contextos, culturas e etnias. Além disso, a *Male Body Talk Scale*¹⁵ e a *Family Fat Talk Questionnaire* foram construídas a partir da adaptação do FTQ¹⁶. A comparação dos instrumentos existentes para avaliação do FT permite concluir que o FTQ tem um conteúdo mais amplo de itens, que descrevem comportamentos que

DOI: 10.15343/0104-7809.202246527538P



podem ocorrer em diferentes situações e se referindo a várias partes do corpo.

O estudo original foi realizado com 200 jovens mulheres de 17 a 25 anos. Neste estudo original, foi utilizado o teste PCA (*Principal Component Analysis*), a fim de sumarizar os 64 itens iniciais propostos para o instrumento, bem como para avaliar suas propriedades psicométricas. Observou-se nesse processo, a existência de dois componentes, explicando 55,03% da variância pelo critério de Kaiser: 13 das 16 questões correspondiam ao “componente 1” (explicando 48,41% da variância) e 3 questões indicavam um segundo fator, correspondendo ao “componente 2” (explicando 6,62% da variância). Após adequações e a subsequente análise dos dois componentes encontrados, os autores concluíram que havia pouca utilidade em manter o componente 2, excluindo-o do questionário; e finalizando o instrumento com 14 questões – incluindo uma que apresentava carga fatorial em ambos. Realizou-se uma nova PCA, que indicou que esta versão de 14 itens do FTQ se apresentava como uma escala unidimensional, capaz de avaliar o comportamento de *Fat Talk*¹³.

O FTQ foi avaliado quanto à validade convergente, discriminante e de grupos conhecidos. A validade convergente foi realizada com o *Fat Talk Scale* (FTS)²⁴ e análise de correlação com a imagem corporal (usando o *Body Shape Questionnaire*), restrição alimentar (usando o *Revised Restraint Scale*: RS), ansiedade (usando o *Social Physique Anxiety Scale*: SPAS) e percepção da experiência de objetificação corporal, através do *Objectified Body Consciousness Scale* (OBS)²⁵. A validade discriminante foi determinada realizando a avaliação entre o FTQ e *Marlowe-Crowne Social Desirability Scale* (SDS). A aplicação do questionário em grupos conhecidos (*know-groups*) foi realizada em uma amostra de homens. Nesse caso, a escolha pelo sexo masculino decorreu do fato de que o FTQ foi elaborado a partir de entrevistas

com jovens mulheres, pois acredita-se que esse comportamento seja mais característico do público feminino. Dessa forma, o resultado da avaliação do comportamento tende a ser mais expressivo entre as mulheres¹³. O FTQ apresentou forte correlação com o BSQ e com o FTS, moderada com a RS, SPAS e OBSCS. Já em relação ao SDS, para validade discriminante, o FTQ não apresentou correlação¹³.

O FTQ foi desenvolvido e avaliado psicometricamente com amostra de homens e mulheres jovem de etnia diversa. Sendo assim, embora especificidades culturais devam ser consideradas para adaptação para outros países e línguas, o FTQ é considerado razoavelmente generalizável, para diversidade situacional e cultural dos respondentes²⁶. Não havia nenhum instrumento para avaliação do FT no Brasil, entretanto, recentemente o FTQ foi adaptado transculturalmente para o português brasileiro por Silva, Ganen, Alvarenga²⁶ – porém sem a avaliação das propriedades psicométricas (incluindo a análise fatorial e consistência interna, bem como validade convergente com outros constructos interligados – como a insatisfação com a Imagem Corporal e a Autoestima). Como já mencionado anteriormente, o FTQ original teve suas propriedades psicométricas avaliadas para definição do questionário de 14 itens, em três etapas, sendo a primeira o desenvolvimento dos itens do *Fat talk Questionnaire* e a análise exploratória dos principais componentes (*Principal Components Analysis*); a segunda etapa para avaliar as propriedades psicométricas preliminares, por meio da confiabilidade (consistência interna) e validade (convergente, discriminante e de grupos conhecidos); por fim, a última etapa objetivou examinar a confiabilidade teste-reteste em uma amostra de jovens universitárias, resultando em um instrumento considerado unidimensional¹³.

O objetivo do presente estudo foi realizar a avaliação psicométrica preliminar do FTQ, in-

cluindo a análise fatorial confirmatória, consistência interna e validade convergente. Acredita-se que ter um instrumento adaptado e com dados validados para avaliação deste constructo possibilitará uma ampliação da compreensão do

fenômeno e fatores associados em nosso meio, bem como auxiliará no desenvolvimento e avaliação de estratégias de prevenção deste comportamento juntamente com a prevenção da insatisfação corporal.

MÉTODOS

Delineamento do estudo população e amostra

A avaliação psicométrica do FTQ, o instrumento foi aplicado à um grupo de mulheres jovens, estudantes de graduação em Nutrição, de uma Instituição de Ensino Superior privada. Após a anuência da Instituição, as discentes foram convidadas por meio da plataforma Teams®, durante o ano letivo de 2021, no período de aulas híbridas. Foi disponibilizado um link de acesso à pesquisa via Google Forms, juntamente com uma carta convite em conjunto com o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido.

A amostra foi não probabilística, utilizando-se os critérios de inclusão: ser discente matriculado na Instituição de Ensino Superior privada, sexo feminino, entre 18 e 19 anos e 11 meses.

Seguiu-se a recomendação de Hair Jr. *et al.*²⁷, para avaliação psicométrica de instrumentos, que preconiza que a amostra deva conter de 5 a 10 participantes por questão do instrumento. Considerando-se que o FTQ tem 14 itens, buscou-se uma amostra entre 70 e 140 estudantes.

Instrumentos

Utilizou-se o FTQ adaptado transculturalmente o português do Brasil²⁶. O questionário possui 14 itens que devem ser respondidas em escala do tipo Likert de 1 a 5 pontos, (sendo 1 = nunca e 5 = sempre), variando de 14 a 126 pontos; cujas pontuações mais altas indicam maior engajamento no comportamento de *Fat Talk*.

A preocupação com a forma do corpo foi avaliada por meio do *Body Shape Questionnaire* (BSQ-8) – versão reduzida²⁸ cujas opções de resposta são em formato do tipo Likert de pontos, variando de 1 – nunca a 6 – sempre. Quanto maior a pontuação, maior a insatisfação.

A avaliação da autoestima foi realizada com a aplicação da Escala de Autoestima de Rosenberg adaptado para adolescentes²⁹. A escala é do tipo Likert, constituída por 10, sendo que as respostas “concordo plenamente”, “concordo”, “discordo” e “discordo plenamente”, pontuadas da seguinte forma: questões 1, 3, 4, 7, 10: a) 0, b) 1, c) 2, d) 3. Já as questões 2, 5, 6, 8, 9, apresentam as alternativas com pontuações decrescentes, a saber: a) 3, b) 2, c) 1, d) 0. Quanto maior for escore total maior é a autoestima²⁹⁻³⁰.

Dados sociodemográficos foram coletados por meio de questões específicas: idade, renda familiar (em salários-mínimos), escolaridade dos pais, peso e altura autorreferidos utilizados para avaliação do estado nutricional de acordo o IMC/idade segundo a OMS²⁶.

Procedimentos

A pesquisa foi realizada com discentes do curso de graduação em Nutrição, de uma Instituição de Ensino Superior. O convite para participar da pesquisa foi feito durante o período de aulas remotas síncronas, em 18 salas de aula, pela plataforma Microsoft Teams e acesso ao link para resposta aos questionários no Google Forms (Formulários Google). O termo de consentimento livre esclarecido foi preenchido online e prévio ao acesso aos questionários e os dados antropométricos e sociodemográficos foram autorreferidos. Após 3 semanas, 127 universitárias retornaram, porém 28 foram excluídas da amostra pois tinham idade superior a 19 anos e 11 meses, totalizando 99 participantes.

Análise dos dados

Inicialmente, a partir do programa estatístico JAMOVI versão 1.6.7, foram calculados valores de

média e desvio padrão, acompanhados de medidas de assimetria e curtose, para descrever e verificar o comportamento de normalidade univariada dos itens dos dois instrumentos. Para investigar a normalidade multivariada dos dados, foi utilizado o teste de Mardia³¹⁻³².

Para verificar as propriedades psicométricas do FTQ, os dados coletados das 99 respondentes foram analisados por meio de modelagem por equação estrutural, utilizando o pacote *Latent Variable Analysis (Lavaan)* e *psych*.

Para confirmar a estrutura fatorial do FTQ, realizou-se a Análise Fatorial Confirmatória, utilizou-se abordagem não paramétrica com sintaxe escrita em R para investigar se o modelo de medida se ajusta à matriz de correlação de itens. Uma vez que os dados violaram o pressuposto da normalidade, realizou-se um procedimento de *Bootstrap de Bollen-Stine* para obter um valor de Qui-quadrado corrigido dos coeficientes estimados para o estimador de Máxima Verossimilhança³³.

Valendo-se da técnica de *bootstrap*, computou-se a média de índices de ajuste do modelo em 1000 amostras. *Bootstrapping* baseia-se na distribuição de amostragem simulada para fornecer seu próprio contexto para calcular estimativas de valores populacionais desconhecidos, em que amostras repetitivas com reposição são retiradas do grupo original³⁴.

Essa matriz foi submetida ao método de estimação *Weighted Least Squares Estimation Method* (WLSMV), ajustado pela média da variância, uma vez que esse método possibilita estimações mais precisas e menos enviesadas para indicadores categóricos de nível ordinal que não atendem a pressupostos de normalidade.

Como critério do ajuste do modelo, utilizaram-se os seguintes índices de ajuste:

RESULTADOS

Participaram do estudo, 99 jovens mulheres entre 18 e 19 anos e 11 meses (média 19,16, DP 0,79). Em relação ao estado nutricional, 70,7%

qui-quadrado (χ^2); razão qui-quadrado e graus de liberdade (χ^2/gf); Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA); Comparative Fit index (CFI); e Tucker-Lewis Index (TLI). Valores de χ^2/gf devem ser ≤ 5 , enquanto valores de CFI e TLI, devem ser $\geq 0,90$ e, preferencialmente, acima de 0,95. Valores de RMSEA devem ser $\leq 0,08$ ou, preferencialmente, $\leq 0,06$, com o limite superior do intervalo de confiança $\leq 0,10$ ³⁴⁻³⁷.

A validade convergente foi analisada por meio da variância média extraída (VEM) e confiabilidade composta (CC), sendo esperado VEM $\geq 0,5$ e CC $\geq 0,7$ ³⁷. A validade convergente com o FTQ com BSQ-8 e EAR foi realizada pelo teste de correlação de Pearson (uma vez que os escores dos questionários apresentaram distribuição normal). Há extenso referencial teórico sobre relação entre o comportamento de *fat talk* e questões com a imagem do corpo^{8;38} que suportam esta análise. Já para questão da autoestima, embora não haja estudo que avaliaram a FTQ, a relação entre o comportamento de *fat talk* e autoestima (usando outros instrumentos) já foi demonstrada^{8;39}. Da mesma forma se avaliou correlação entre o FTQ e o Índice de Massa Corpórea (IMC), considerando-se valores de 0,1 a 0,30 fracos, 0,40 a 0,6 moderados e 0,7 a 1,0, fortes⁴⁰⁻⁴¹.

A consistência interna do FTQ foi avaliada por meio do coeficiente *Alpha de Cronbach*, e valores entre 0,70 e 0,95 identificam consistência interna adequada⁴ e para ômega de McDonald, que deve ser $\geq 0,70$ ⁴²⁻⁴⁴. Todas as análises foram realizadas no programa estatístico R (versão 4.2.0 para Mac iOS).

O estudo foi submetido e aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa sob parecer nº 4.481.117, conforme normas da Resolução nº 466/2012 do Conselho Nacional de Saúde do Ministério da Saúde para pesquisa em seres humanos.

estavam em eutrofia, 16,2% apresentavam sobrepeso, 10,1% magreza e 3% obesidade. Quanto à renda familiar 39,4% estavam na faixa de 4 a 10



salários-mínimos (R\$ 4.180,01 a R\$ 10.450,00) e 29,3% das participantes entre 2 e 4 salários-mínimos (R\$ 2.090,01 a R\$ 4.180,00); 21,2% na faixa salarial acima de 10 salários-mínimos (R\$ > R\$ 10.450,01) e, 10,1% na faixa de até 2 salários-mínimos (< R\$ 2.090,00). O nível de escolaridade do chefe da família foi de 46,5% com ensino superior completo e 31,3%, ensino médio completo (dados não reportados em tabela).

As 99 jovens mulheres responderam à todas as 14 questões do FTQ, sendo a frequência de respostas apresentada na tabela 1, bem como as respectivas medianas e intervalo interquartil de cada item do questionário). O escore médio na FTQ para esta população foi de 33,21 (DP de 10,41).

Os itens com maior frequência de resposta frequentemente e sempre foram os itens 14 (“Quan-

do estou com uma ou mais amigas reclamo que não estou em forma”) com 32,4% entre sempre e frequentemente e a 10 (“Quando estou com uma ou mais amigas eu reclamo que preciso parar de comer muito”) com 26,2% nesta somatória.

Na sequência destacam-se os itens 6 (“Quando estou com uma ou mais amigas eu reclamo que estou gorda”) com 25,3% “sempre” e “frequentemente”, e a 3 (“Quando estou com as minhas amigas, eu critico o meu corpo comparando-o com as mulheres magras), com 25,2%.

R ainda acima de 20% para sempre e frequentemente, os itens 7 (“Quando estou com uma ou mais amigas reclamo que não deveria comer comidas engordativas”) e 8 (“Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que engordei”) com 23,3% e 24,3% respectivamente.

Tabela 1 – Frequência de respostas das adolescentes (N=99) aos itens do *Fat Talk Questionnaire*. São Paulo, Brasil. 2022.

Itens	1 (%)	2 (%)	3 (%)	4 (%)	5 (%)	Mediana (IQ)
1) Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que os meus braços são flácidos demais.	50,5	19,2	18,2	11,1	1,0	1 (2)
2) Quando eu estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que minha barriga é gorda.	11,1	23,2	35,4	21,2	9,0	3(2)
3) Quando estou com uma ou mais amigas, eu critico o meu corpo comparando-o com as mulheres magras da mídia.	19,2	28,3	27,3	11,1	14,1	3 (1,5)
4) Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que meu corpo não é proporcional.	18,2	28,3	28,3	19,2	6,1	3 (1,5)
5) Quando eu estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que odeio todo o meu corpo.	53,5	22,2	15,2	5,1	4,0	1 (1)
6) Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que estou gorda.	16,2	32,3	26,3	15,2	10,1	3 (1,5)
7) Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que eu não deveria comer “comidas engordativas”.	30,3	26,3	20,2	16,2	7,1	2 (2)
8) Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que eu engordei.	17,2	27,3	31,3	15,2	9,1	3 (1)
9) Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que minhas roupas estão muito apertadas.	45,5	26,3	15,2	7,1	6,1	2 (2)
10) Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que preciso parar de comer muito.	31,3	27,3	15,2	13,1	13,1	2 (3)
11) Quando estou com uma ou mais amigas, eu critico meu corpo comparando ao corpo das minhas amigas	28,3	30,3	26,3	11,1	4,0	2 (2)
12) Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que eu me sinto pressionada para ser magra.	44,4	20,2	23,2	9,1	3,0	2 (2)
13) Quando eu estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que meu corpo é nojento/repugnante.	82,8	10,1	4,0	1,0	2,0	1 (0)
14) Quando estou com uma ou mais amigas, eu reclamo que não estou em forma.	12,1	19,2	36,4	15,2	17,2	3 (2)

1 = nunca; 2 = raramente; 3 = às vezes; 4 = frequentemente e 5 = sempre

Para a AFC, a matriz de correlação entre itens (ou seja, covariantes) e correlações negativas. Não foram encontradas correlações negativas; 8 itens

com altas correlações foram sinalizados, itens em cada par identificado foram inspecionados quanto à redundância, não havendo exclusão de nenhum item.

Dado que todos os itens foram agrupados no mesmo componente, os resultados da AFC podem ser interpretados como indicando que o *Fat talk* avaliado pelo FTQ é um construto unidimensional.

O exame da Matriz de Componentes para os itens retidos confirmou que, como esperado, todos os itens foram carregados em um único componente (conforme apresentado em tabela 2). Observa-se apenas o item 4 com carga marginal ($>0,35$).

As cargas fatoriais apresentadas consideram o modelo de equação ajustado (SEM) que apontou covariâncias entre as seguintes questões

Tabela 2 – Cargas fatoriais do *Fat Talk Questionnaire* (FTQ). São Paulo, Brasil, 2022.

Item	Carga Fatorial	Resíduo (erro padrão)
FTQ1	0,48	0,77
FTQ2	0,78	0,40
FTQ3	0,64	0,59
FTQ4	0,33	0,89
FTQ5	0,50	0,75
FTQ6	0,88	0,22
FTQ7	0,59	0,65
FTQ8	0,90	0,20
FTQ9	0,75	0,45
FTQ10	0,78	0,40
FTQ11	0,53	0,72
FTQ12	0,52	0,73
FTQ13	0,49	0,76
FTQ14	0,74	0,45

apresentadas na Figura 1: do modelo de equações estruturais. Covariância do item 2 e 6 que referem estar gorda ou ter uma parte do corpo gorda: “... eu reclamo que minha barriga é gorda” e “... eu reclamo que estou gorda”; dos itens 5 e 13 que referem o ódio e repulsa pelo corpo: “...eu reclamo que odeio todo o meu corpo” e “... eu reclamo que meu corpo é nojento/repugnante”; e dos 7 e 10 que estão relacionados ao comer e o reflexo no corpo: “... eu reclamo que eu não deveria comer comidas engordativas” e “... eu reclamo que preciso parar de comer muito”. A interpretação desses achados é que o *Fat talk*, conforme avaliado pelo FTQ, é um construto único e que vários tipos de *Fat talk* (por exemplo, relacionados a partes do corpo, relacionados a repulsa pelos corpos, ao ganho de peso) fazem parte dessa única dimensão.

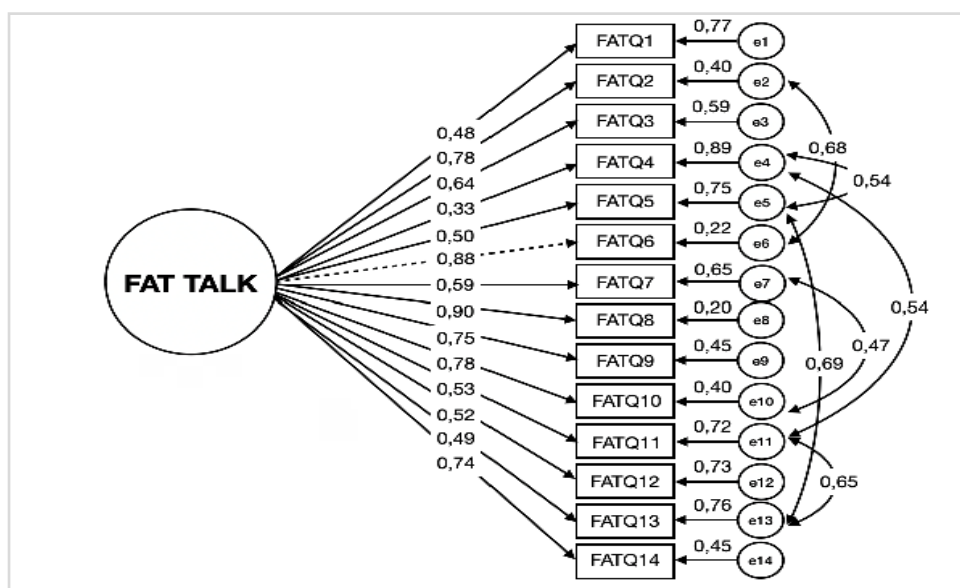


Figura 1 – Cargas fatoriais e covariâncias entre itens.

Encontrou-se na AFC os seguintes valores para os índices de ajuste: $\chi^2/gf = 1,62$; CFI = 0,953; TLI = 0,939 e RMSEA = 0,079 [IC 95%: 0,051 -0,176, que sustentam a unidimensionalidade do FTQ.

Quanto à consistência interna o instrumento apresentou Alpha de Cronbach de 0,89 e Ômega de McDonald de 0,89. Observou-se variância média extraída (VEM) de 0,43 e confiabilidade composta (CC) de 0,91.

Os valores obtidos na análise de correlação estão na Tabela 3. Observa-se correlação positiva e forte entre o FTQ e BSQ8, e moderada entre FTQ e EAR. Encontrou-se ainda correlação moderada entre FTQ e IMC (e IMC e BSQ8), e do BSQ8 com a EAR.

DISCUSSÃO

O presente estudo avaliou as propriedades psicométricas do *Fat Talk Questionnaire* de forma preliminar em um grupo de mulheres jovens brasileiras. Consideramos uma avaliação preliminar, uma vez que o instrumento foi recentemente adaptado transculturalmente para população brasileira, mas com foco em adolescentes.

Por ter sido adaptado no Brasil para adolescentes, os itens do instrumento são de fácil compreensão, e não acreditamos que haja questões conceituais, semânticas ou gramaticais dos mesmos que sejam diferentes para jovens - de qualquer forma, segundo a OMS adolescência pode ser considerada até 19 anos, 11 meses e 30 dias.

A média do escore encontrado no presente estudo é similar ao estudo de Rogers *et al.*²⁰, em que avaliou o comportamento de FT de 120 mulheres de 17 a 25 anos, correlacionando-o com o de suas mães e amigas (média 31,39; SD 12,85 SD). Já o estudo *The Body Project*¹¹, com 112 adolescentes de 15 a 18 anos, e no estudo de Dalley⁴⁵, com 120 mulheres de 17 a 39 anos, os valores médios de score foram menores do que os nossos (26,08; SD 10,36 e 27,82 SD 9,2 SD). A maior frequência de respostas para comportamentos

Tabela 3 – Correlação entre os escores do *Fat Talk Questionnaire* (FTQ), *Body Shape Questionnaire* (BSQ-8) e Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) e Índice de massa corpórea (IMC) na avaliação de mulheres jovens (N =99). São Paulo, Brasil. 2022.

		FTQ	BSQ	EAR	IMC
FTQ	Pearson's r	—			
	p-value	—			
BSQ	Pearson's r	0,70***	—		
	p-value	<0,001	—		
EAR	Pearson's r	0,42***	0,42***	—	
	p-value	<0,001	<0,001	—	
IMC	Pearson's r	0,61***	0,53***	0,17	—
	p-value	<0,001	<0,001	0,088	—

* p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

mais praticados (opções de resposta: sempre ou frequentemente) foram relacionados a reclamar com amigas sobre não estar em forma, a barriga ser gorda e precisar parar de comer muito - típicos da descrição do fenômeno *fat talk*^{1-8,46}. Por outro lado, a maior frequência de resposta “nunca” ocorreu para item 13, que descreve mais um comportamento de depreciação corporal, do que simplesmente insatisfação com a forma do corpo.

É importante ressaltar que cada estudo ao aplicar um instrumento deve avaliar as suas propriedades psicométricas, e inclusive realizar uma AFC quando há uma estrutura fatorial proposta pelo instrumento original – que era o caso.

Destaca-se que, após ajustes estatísticos, por meio da AFC, confirmou-se a unidimensionalidade do FTQ apontada pelos autores do instrumento original¹³.

A consistência interna da FTQ foi adequada pelos dois índices utilizados (0,89 segundo Alpha Cronbach e 0,92 para ômega de Mc Donald). O valor do Alpha Cronbach encontrado para o instrumento original foi de 0,94013 e outros quatro estudos que usaram o FTQ em jovens mulheres encontraram respectivamente: 0,93²⁰; 0,91⁴³ e 0,91¹¹ – sendo

todos considerados satisfatórios e similares ao observado no presente estudo.

Foi possível confirmar a validade convergente do instrumento nesta amostra, e também a convergência com a insatisfação com a forma do corpo e autoestima – como proposto pela literatura^{9;12;47-51}. Observou-se que quanto maior a insatisfação com o corpo, maior o comportamento de FT, confirmando a hipótese de relação entre os construtos - já amplamente discutido na literatura – e utilizando o FTQ^{20,46} (e instrumentos diversos para avaliar a questão corporal). Diversos outros trabalhos que avaliaram o comportamento de *fat talk* por meio de outros instrumentos, também apresentaram a correlação com a insatisfação corporal em jovens mulheres^{3,8,49-50}.

Ressalta-se três metanálises que identificaram relação positiva entre o comportamento de *Fat talk* e insatisfação com o corpo, em especial em adolescentes mais velhas⁸ (público semelhante a presente pesquisa), em que a primeira delas selecionou 24 estudos de 2003 a 2013, em sua maioria compostos por mulheres e adolescentes, residentes principalmente nos Estados Unidos, Austrália e China. Posteriormente uma segunda revisão sobre o *Fat talk*, encontrou mais 19 artigos desde 2013 e somaram 43 estudos sobre o tema sendo que maior engajamento em *Fat Talk* e maior insatisfação com a forma corporal apareceram principalmente positivos em estudantes universitárias americanas³⁸. Por fim, na revisão mais recente sobre o tema, com 35 trabalhos, também observou-se correlação positiva entre o *Fat talk* e insatisfação corporal, vergonha do corpo, percepção da pressão pela magreza e maior checagem corporal⁵.

A primeira e segunda metanálise mencionadas acima também apontaram correlação negativa entre a insatisfação com o corpo e a maior autoestima^{8,38}. Nossos achados corroboram estes dados, uma vez que se verificou correlação positiva entre o escore do BSQ-8 e a pior autoestima, bem como entre o FTQ e pior autoestima. Embora pesquisas tenham demonstrado a relação entre o comportamento de *fat talk* – avaliado por meio de outros questionários e autoestima^{9,39}, a luz de nosso conhecimento, este é o primeiro estudo que buscou investigar essa relação

com a aplicação do instrumento FTQ.

Como mulheres jovens apresentam maior risco e são mais vulneráveis para o desenvolvimento de insatisfação com corpo e pior autoestima - em virtude de fatores sociais e biológicos⁴⁸⁻⁵⁰, e como a incidência de baixa autoestima pode ser alta em nosso contexto⁵¹, investigar a relação entre insatisfação com corpo e *fat talk* é relevante neste estudo.

A literatura aponta a correlação negativa entre a insatisfação com corpo e autoestima⁴⁷⁻⁵¹ – identificado no presente estudo, justificando a análise e resultados desta análise de validade convergente. De acordo com os nossos achados, confirmou-se também a correlação positiva do FTQ com IMC, reforçando resultados apontados pela literatura, em que a insatisfação corporal é mais elevada entre indivíduos com maior IMC⁵²⁻⁵⁷, que por sua vez apresentaram maior escore no FTQ.

No recente estudo de Ahuja, Khandelwal e Banerjee (2021)⁵⁵, com 265 mulheres indianas de 15 a 50 anos, as correlações entre menor idade, maior peso e comportamento de *Fat talk*, utilizando o FTQ, estiveram positivamente correlacionadas a insatisfação corporal (avaliada pelo BSQ).

Os estudos nacionais mostram altos índices de insatisfação corporal entre adolescentes e mulheres jovens do sexo feminino. Fortes *et al.* (2014)⁵⁸ encontraram correlação positiva entre a insatisfação com forma do corpo (avaliada pelo BSQ) e estado nutricional em 397 meninas de 12 a 17 anos, em Minas Gerais, sendo que a correlação com autoestima (utilizando a EAR), confirmou a correlação com a insatisfação com a imagem corporal, porém não com IMC.

No Brasil, não identificou-se ainda estudos sobre a frequência do comportamento de *Fat Talk* e suas relações; portanto, há a necessidade de um instrumento com dados validados e com propriedades psicométricas avaliadas para exploração do comportamento na população nacional – especialmente em virtude da alta frequência de insatisfação corporal entre o público jovem feminino⁵⁸ e as consequências adversas dos problemas de imagem corporal, como pior comportamento alimentar e maior risco para transtornos alimentares⁵⁹⁻⁶⁰, baixa autoestima e depressão principalmente em adolescentes⁶⁰.



Mesmo seguindo todas as diretrizes para avaliação psicométrica, este trabalho apresenta como limitação sua utilização em uma amostra não probabilística, bastante homogênea quanto à idade e perfil sociodemográfico, de estudantes de graduação em Nutrição. Desta forma, recomenda-se que trabalhos futuros explorem as características psicométricas do FTQ em amostras com maior amplitude de idade e com maior heterogeneidade quanto à aspectos socio-culturais. A amostra utilizada para esta avaliação é de universitárias, estudantes de graduação em nutrição, de uma única instituição da cidade de

São Paulo- SP, o que limita a interpretação dos dados à esta amostra e torna esta avaliação preliminar.

Apesar das limitações apontadas, ter um instrumento disponível e adaptado permite novas explorações do fenômeno *fat talk*. Sabendo-se a prevalência da insatisfação corporal entre mulheres jovens e suas consequências deletérias, abordar o comportamento de *fat talk* em estudos de intervenção para prevenção de problemas com a imagem corporal, comportamento alimentar e autoestima pode ser considerado de grande relevância.

CONCLUSÃO

A análise das propriedades psicométricas do FTQ para o contexto de jovens do sexo feminino demonstrou resultados satisfatórios para consistência interna e validade de construto, correlação com maior preocupação com a forma corporal e pior autoestima, e a análise fatorial confirmatória sustentou um instrumento unidimensional com cargas fatoriais satisfatórias.

Os resultados obtidos por meio da realização das análises psicométricas do FTQ, na amostra proposta neste estudo, propiciam informações relevantes, bem como o acesso a um instrumento que avalia a frequência desse comportamento.

Além disso, este estudo destaca a importân-

cia da atenção aos comportamentos (falas, pensamento e sentimentos sobre o próprio corpo) que precedem práticas não saudáveis para controle de forma e peso corporal, uma vez que estes se associam a maior preocupação com a forma do corpo e autoestima, ambos construtos relacionados em ampla literatura com comportamentos alimentares transtornados.

Sendo assim, este estudo apresentou um instrumento que pode ser usado em público jovem feminino no Brasil, para maior exploração do construto *fat talk*, a fim de que se possa avaliar os impactos deste comportamento também nas percepções das jovens sobre a satisfação corporal e autoestima.

Declaração do autor CRediT

Conceituação: Vignoli NG, Alvarenga MS, Ganen AP. Metodologia: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Validação: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Análise estatística: Vignoli NG, Muzy RC. Análise formal: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Investigação: Vignoli NG, Alvarenga MS, Ganen AP. Redação-revisão e edição: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Visualização: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Orientação: Alvarenga MS, Ganen AP. Administração do projeto: Vignoli NG, Alvarenga MS, Ganen AP.

Todos os autores leram e concordaram com a versão publicada do manuscrito

REFERÊNCIAS

1. Nichter M, Vuckovic N. Fat talk: Body image among adolescent girls. In: Many mirrors. N. Sault: New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1994. pp. 109–131.
2. Nichter M. Fat talk: What girls and their parents say about dieting. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2000.
3. Takamura A, Yamazaki Y, Omori M. Developmental changes in fat talk to avoid peer rejection in Japanese girls and young women. *Health Psychol Open*. 2019; 6(1):2055102919854170. <http://doi.org/10.1177/2055102919854170>.
4. Lydecker JA, Riley KE, Grilo CM. Associations of parents' self, child, and other "fat talk" with child eating behaviors and weight. *Int J Eat Disord*. 2018; 51(6):527-534. <http://doi.org/10.1002/eat.22858>.
5. Mills J, Fuller-Tyszkiewicz M. Fat talk and its relationship with body image disturbance. *Body Image*. 2016; 18:61-64. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2016.05.001>.
6. Ousley L, Cordero ED, White S. Fat talk among college students: how undergraduates communicate regarding food and body weight, shape & appearance. *Eat Disord*. 2008; 16(1):73-84. <http://doi.org/10.1080/10640260701773546>
7. Salk RH, Engeln-Maddox R. "If You're Fat, Then I'm Humongous!": Frequency, Content, and Impact of Fat Talk Among College Women. *Psychol Women Q*. 2011;35(1):18–28. [https://doi.org/10.1177/0361684310384107Sharpe H, Naumann U, Treasure J, Schmidt U. Is fat talking a causal risk factor for body dissatisfaction? A systematic review and meta-analysis. *Int J Eat Disord*. 2013;46\(7\):643-652. <http://doi.org/10.1002/eat.22151>](https://doi.org/10.1177/0361684310384107Sharpe H, Naumann U, Treasure J, Schmidt U. Is fat talking a causal risk factor for body dissatisfaction? A systematic review and meta-analysis. Int J Eat Disord. 2013;46(7):643-652. http://doi.org/10.1002/eat.22151)
8. Arroyo A, Harwood J. Exploring the Causes and Consequences of Engaging in Fat Talk. *J Appl Commun Res*. 2012; 40(2): 167-187. <http://doi.org/10.1080/00909882.2012.654500>
9. Guertin C, Barbeau K, Pelletier L, Martinelli G. Why do women engage in fat talk? Examining fat talk using Self-Determination Theory as an explanatory framework. *Body Image*. 2017;20:7-15. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2016.10.008>
10. Webb JB, Rogers CB, Etzel L, Padro MP. "Mom, quit fat talking-I'm trying to eat (mindfully) here!": Evaluating a sociocultural model of family fat talk, positive body image, and mindful eating in college women. *Appetite*. 2018; 126:169-175. <http://doi.org/10.1016/j.appet.2018.04.003>
11. Vanderkruik R, Conte I, Dimidjian S. Fat talk frequency in high school women: Changes associated with participation in the Body Project. *Body Image*. 2020; 34:196-200. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2020.06.002>
12. Royal S, Macdonald DE, Dionne MM. Development and validation of the Fat Talk Questionnaire. *Body Image*. 2013; 10(1):62-69. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.10.003>
13. Becker CB, Diedrichs PC, Jankowski G, Werchan C. I'm not just fat, I'm old: has the study of body image overlooked "old talk"? *J Eat Disord*. 2013; 1:6. Published 2013 Feb 21. <http://doi.org/10.1186/2050-2974-1-6>
14. Sladek MR, Engeln R, Miller SA. Development and validation of the Male Body Talk Scale: a psychometric investigation. *Body Image*. 2014;11(3):233-244. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2014.02.005>
15. MacDonald DE, Dimitropoulos G, Royal S, Polanco A, Dionne MM. The Family Fat Talk Questionnaire: development and psychometric properties of a measure of fat talk behaviors within the family context. *Body Image*. 2015; 12:44-52. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2014.10.001>
16. Engeln-Maddox R, Salk RH, Miller SA. Assessing Women's Negative Commentary on Their Own Bodies: A Psychometric Investigation of the Negative Body Talk Scale. *Psychol Women Q*. 2012; 36(2): 162–178.
17. Lin L, Flynn M, O'Dell D. Measuring positive and negative body talk in men and women: The development and validation of the Body Talk Scale. *Body Image*. 2021; 37: 106-116. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2021.01.013>
18. Warren CS, Holland S, Billings H, Parker A. The relationships between fat talk, body dissatisfaction, and drive for thinness: perceived stress as a moderator. *Body Image*. 2012; 9(3):358-364. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.03.008>
19. Lin L, Soby M. Appearance comparisons styles and eating disordered symptoms in women. *Eat Behav*. 2016; 23:7-12. <http://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2016.06.006>
20. Rogers CB, Martz DM, Webb RM, Galloway AT. Everyone else is doing it (I think): The power of perception in fat talk. *Body Image*. 2017; 20:116-119. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2017.01.004>
21. Sutin AR, Terracciano A. Personality and the Social Experience of Body Weight. *Pers Individ Dif*. 2019; 137:76-79. <http://doi.org/10.1016/j.paid.2018.08.007>
22. Sladek MR, Salk RH, Engeln R. Negative body talk measures for Asian, Latina(o), and White women and men: Measurement equivalence and associations with ethnic-racial identity. *Body Image*. 2018; 25:66-77. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2018.02.005>
23. MacDonald Clarke P, Murnen SK, Smolak L. Development and psychometric evaluation of a quantitative measure of "fat talk". *Body Image*. 2010; 7(1):1-7. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2009.09.006>
24. Mckinley NM, Hyde JS. The objectified body consciousness scale: development and validation. *Psychol Women Q*. 1996; 20:181–215.
25. Silva GCA, Ganen AGP, Alvarenga MS. Adaptação transcultural do Fat Talk Questionnaire para o Português do Brasil. *Rev Bras Epidemiol*. 2021; 24: e210051 <https://doi.org/10.1590/1980-549720210051>.
26. Hair Jr. JF, Black WC, Babin BJ, et al. Multivariate data analysis (6th ed.). Up Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall. 2009.
27. De Onis M, Onyango AW, Borghi E, Nishida ASC, Siekmann J. Development of a WHO growth reference for school-aged children and adolescents. *Bull World Health Organ*. 2007; (85(9):660-667. [https://doi.org/10.2471/BLT.07.043497Faul F, Erdfelder E, Buchner A, Lang AG. Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behav Res Methods*. 2009; 41\(4\):1149-1160. <http://doi.org/10.3758/bf03193146>](https://doi.org/10.2471/BLT.07.043497Faul F, Erdfelder E, Buchner A, Lang AG. Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. Behav Res Methods. 2009; 41(4):1149-1160. http://doi.org/10.3758/bf03193146)
28. Silva WR, Costa D, Pimenta F, Maroco J, & Campos JADB. Psychometric evaluation of a unified Portuguese-language version of the Body Shape



- Questionnaire in female university students. *Cadernos de saude publica*. 2016; 32, e00133715. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00133715>.
29. Sbicigo JB, Bandeira DR, Dell'anglio DD. Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR): validade fatorial e consistência interna. *Psico-USF*; 2010; 15(3): 395-403. <https://doi.org/10.1590/S1413-82712010000300012>
30. Dini GM, Quaresma MR, Ferreira LM. Adaptação Cultural e Validação da Versão Brasileira da Escala de Auto-estima de Rosenberg. *Rev. Bras. Cir. Plást.*2004;19(1):41-52.
31. Kline RB. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press; 2012.
32. Marôco J. *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, Software e Aplicações*. Pêro Pinheiro: Report Number, 2010.
33. Efronb, (1982). The jackknife, the bootstrap and other resampling plans. *Society for Industrial and Applied Mathematics CBMS-National Science Foundation Monograph*, 38.
34. Hair JF Jr; Anderson RE; Tatham RI. Black, W. C. *Multivariate Data Analysis*. 6th edn. Prentice Hall, Upper Saddle River, 2005.
35. Hu LT, Bentler PM. Cutoff Criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*. 1999; 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
36. Maroco J. *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações*. 3. ed., 2014.
37. Martins BG, da Silva WR, Maroco J, Campos JADB. Psychometric characteristics of the Three-Factor Eating Questionnaire-18 and eating behavior in undergraduate students. *Eat Weight Disord*. 2021; 26(2):525-536. doi:10.1007/s40519-020-00885-9
38. Hair Jr, Joseph F, Marcelo LDS Gabriel, and Vijay K. Patel. "Modelagem de Equações Estruturais Baseada em Covariância (CB-SEM) com o AMOS: Orientações sobre a sua aplicação como uma Ferramenta de Pesquisa de Marketing." *Revista Brasileira de Marketing*. 2014; 13(2): 44-55.
39. Rudiger JA, Winstead BA. Body talk and body-related co-rumination: associations with body image, eating attitudes, and psychological adjustment. *Body Image*. 2013;10(4):462-471. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2013.07.010>
40. Beato-Fernández L, Rodríguez-Cano T, Belmonte-Llario A, Martínez-Delgado C. Risk factors for eating disorders in adolescents. A Spanish community-based longitudinal study. *Eur Child Adolesc Psychiatry*. 2004;13(5):287-294. <http://doi.org/10.1007/s00787-004-0407-x>
41. Dancey C, Reidy J. *Estatística Sem Matemática para Psicologia: Usando SPSS para Windows*. Porto Alegre, Artmed. 2006.
42. Terwee CB, Bot SD, de Boer MR, et al. Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *J Clin Epidemiol*. 2007;60(1):34-42. <http://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2006.03.012>
43. Hora HRM, Monteiro GTR, Arica J. Confiabilidade em questionários para qualidade: um estudo com o coeficiente Alfa de Cronbach. *Produto Produção*; 2010; 11(2):85-103.
44. Ferrando PJ. & Lorenzo-Seva U. Assessing the Quality and Appropriateness of Factor Solutions and Factor Score Estimates in Exploratory Item Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 2018; 78(5): 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
45. Nunnally JC, Bernstein IH. *Psychometric theory*. 3rd ed. New York: McGraw-Hill, 1994.
46. Dalley SE, Toffanin P, Libert J, Vidal J. Fat Talk in College Women: A Response Styles Perspective. *Health Educ Behav*. 2022; 49(6):1014-1021. <http://doi.org/10.1177/10901981211008818>
47. Lin L, Soby M. Is listening to fat talk the same as participating in fat talk?. *Eat Disord*. 2017;25(2):165-172. <http://doi.org/10.1080/10640266.2016.1255106>
48. Souza AC, Alvarenga M. Insatisfação com a imagem corporal em estudantes universitários – uma revisão integrativa. *J Bras Psiquiatr*. 2016; 65(3): 286-299. <http://doi.org/10.1590/0047-208500000134>
49. Corning AF, Gondoli DM. Who is most likely to fat talk? A social comparison perspective. *Body Image*. 2012;9(4):528-531. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.05.004>
50. Compeau A, Ambwani S. The effects of fat talk on body dissatisfaction and eating behavior: the moderating role of dietary restraint. *Body Image*. 2013;10(4):451-461. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2013.04.006>
51. Dunkel TM, Davidson D, Qurashi S. Body dissatisfaction: ethnic and gender differences across Chinese, indo-asian and European-discent students. *Eat Disord*.2004; 12(4): 321-336.
52. Goswami S, Sachdeva S, Sachdeva R. Body image satisfaction among female college students. *Ind Psychiatry J*. 2012;21(2):168-172. <http://doi.org/10.4103/0972-6748.119653>
53. Kennedy E. Dietary diversity, diet quality, and body weight regulation. *Nutr Rev*. 2004;62(7 Pt 2):S78-S81. <http://doi.org/10.1111/j.1753-4887.2004.tb00093.x>
54. Silva AMBD Machado WDL, Bellodi AC, Cunha KSD, & Enumo SRF. Jovens insatisfeitos com a imagem corporal: estresse, autoestima e problemas alimentares. *Psico-USF*. 2018; 23: 483-495.
55. Paxton SJ, Neumark-Sztainer D, Hannan PJ, Eisenberg ME. Body dissatisfaction prospectively predicts depressive mood and low self-esteem in adolescent girls and boys. *J Clin Child Adolesc Psychol*. 2006;35(4):539-549. http://doi.org/10.1207/s15374424jccp3504_5
56. Ahuja KK, Khandelwal A, Banerjee D. RETRACTED: 'Weighty woes': Impact of fat talk and social influences on body dissatisfaction among Indian women during the pandemic [published online ahead of print, 2021 Feb 4] [retracted in: *Int J Soc Psychiatry*. 2021 Nov 26;:207640211063062]. *Int J Soc Psychiatry*. 2021;20764021992814. <http://doi.org/10.1177/0020764021992814>
57. Alves E, Vasconcelos FAG, Calvo MCM, Neves J. Prevalência de sintomas de anorexia nervosa e insatisfação com a imagem corporal em adolescentes do sexo feminino do Município de Florianópolis, Santa Catarina, Brasil. *Cad Saúde Públ*. 2008; 24(3): 503-512. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2008000300004>
58. Castro IR, Levy RB, Cardoso Lde O, et al. Imagem corporal, estado nutricional e comportamento com relação ao peso entre adolescentes brasileiros [Body image, nutritional status and practices for weight control among Brazilian adolescents]. *Cien Saude Colet*. 2010;15 Suppl 2:3099-3108. <http://doi.org/10.1590/s1413-81232010000800014>

58. Fortes Lde S, Cipriani FM, Coelho FD, Paes ST, Ferreira ME. A autoestima afeta a insatisfação corporal em adolescentes do sexo feminino? [Does self-esteem affect body dissatisfaction levels in female adolescents?]. *Rev Paul Pediatr.* 2014;32(3):236-240. <http://doi.org/10.1590/0103-0582201432314>
59. Kessler AL, Poll FA. Relationship between body image, attitudes towards eating disorders and nutritional status in university students in the health area. *J Bras Psiquiatr.* 2018; 67(2): 118–125. <https://doi.org/10.1590/0047-2085000000194>
60. Rentz-Fernandes AR, Silveira-Viana M, Liz CM, Andrade A. Autoestima, imagem corporal e depressão de adolescentes em diferentes estados nutricionais. *Rev Salud Publica.* 2017; 19(1): 111–120. <https://doi.org/10.15446/rsap.v19n1.47697>

Recebido: 23 novembro 2021.
Aceito: 10 novembro 2022.
Publicado: 21 dezembro 2022.



Preliminary assessment of the psychometric properties of the Fat Talk Questionnaire in a sample of young women

Natália Guimarães Vignoli¹  Marle dos Santos Alvarenga^{1,2}  Roberta Carbonari Muzy¹  Aline de Piano Ganen¹ 

¹ Centro Universitário São Camilo – CUSC. São Paulo/SP, Brasil.

² Universidade de São Paulo – USP. São Paulo/SP, Brasil.

E-mail: aline.depiano@gmail.com

Abstract

Fat Talk (FT) is a term used to describe a behavior characterized by speech, thinking, and derogatory feelings towards one's own body and the body of another person. It is predominant in females and is related to worse body image and worse self-esteem. The Fat Talk Questionnaire (FTQ) is an instrument previously adapted cross-culturally for young women in Brazil. The aim of this study was to carry out a preliminary assessment of its psychometric properties. The FTQ was applied to 99 young females (18 to 19 years and 11 months), along with sociodemographic questions, the Rosenberg Self-Esteem Scale (RSS) and the Body Shape Questionnaire (BSQ8) to assess convergent validity (through the test Pearson's correlation). Confirmatory factor analysis was performed using the structural equation model with the allocation sampling technique. Internal consistency was assessed using Cronbach's Alpha and MacDonald's Omega. The structural equation model supported a one-dimensional scale ($\chi^2/gl = 1.62$; CFI = 0.953; TLI = 0.935 and RMSEA = 0.079 [95%CI: 0.051-0.176]). The instrument presented an α -Cronbach of 0.89 [95%CI: 0.85-0.92] and an ω -MacDonald of 0.89; there was a high correlation with the BSQ8 (0.70) and a mean correlation (0.42) with the RSS. The instrument presented an adequate internal consistency, the confirmatory factor analysis of the FTQ supported a unidimensional instrument with satisfactory factor loadings, and a correlation was found between more Fat Talk behavior with greater concern with body shape and worse self-esteem.

Keywords: Surveys and Questionnaires. Psychometry. Body dissatisfaction. Self-image.

INTRODUCTION

The term Fat Talk (FT) refers to negative conversations about body shape¹ as well as the derogatory way of talking, thinking, and listening about one's own body or the body of another person².

Studies on FT began in 1994 with research on the subject¹ and were later developed by Nichter in 2002. The publications on FT that followed which evaluated this behavior in young women found a relationship between FT and the incorporation of a thin body³, greater dissatisfaction body, worsening in eating behavior^{1,4,5,6,7,8}, presence of eating disorders and unhealthy behaviors in relation to food^{9,10,11} which are also

potential factors of stress and in the search for thinness¹².

These studies evaluated the impact of Fat Talk and its implications, using instruments such as the Fat Talk Questionnaire¹³, Fat Talk Scale¹⁴, Male Body Talk Scale¹⁵, the Family Fat Talk Questionnaire¹⁶, Negative Body Talk (NBT)¹⁷ and, more recently, the Body Talk Scale¹⁸. However, most of them^{4,19,20,21,22,23} used the Fat Talk Questionnaire (FTQ) which has an ample range of content, and can be applied and adapted to different contexts, cultures, and ethnicities. Furthermore, the Male Body Talk Scale¹⁵ and the Family Fat Talk Questionnaire were built from

DOI: 10.15343/0104-7809.2022465275381



the adaptation of the FTQ¹⁶. Comparing the existing instruments for assessing the FT, it can be concluded that the FTQ has a broader content of items, which describe behaviors that may occur in different situations and refer to various parts of the body. The original study was conducted with 200 young women aged 17 to 25 years old. In this original study, the PCA test (Principal Component Analysis) was used to summarize the 64 initial items proposed for the instrument, as well as to assess its psychometric properties. In this process, the existence of two components was observed, which explain the 55.03% variance detected by the Kaiser criterion: 13 of the 16 questions corresponded to "component 1" (48.41% of the variance), and 3 questions indicated a second factor corresponding to "component 2" (6.62% of the variance). After adjustments and subsequent analyses of the two components found, the authors concluded that there was little use in keeping component 2, excluding it from the questionnaire; and ending the instrument with 14 questions – including one question that had a factor weighing in both. A new PCA was performed, which indicated that this 14-item version of the FTQ was presented as a unidimensional scale, capable of evaluating the behavior of Fat Talk¹³.

The FTQ was evaluated to validate convergent, discriminant, and known groups. Convergent validity was performed with the Fat Talk Scale (FTS)²⁴ and correlation analysis with body image (using the Body Shape Questionnaire), food restriction (using the Revised Restraint Scale: RS), anxiety (using the Social Physique Anxiety Scale: SPAS), as well as perception of the body objectification experience through the Objectified Body Consciousness Scale (OBS)²⁵. Discriminant validity was determined by evaluating the FTQ and the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale (SDS). The application of the questionnaire in known groups (know-groups) was carried out in a sample of men. In this case, the choice for males resulted from the fact that

the FTQ was prepared from interviews with young women, as it is believed that this behavior is more characteristic of the female audience. Thus, the result of the behavior assessment tends to be more expressive among women¹³. The FTQ showed a strong correlation with the BSQ and the FTS, moderate with the RS, SPAS and OBS. Regarding the SDS, for discriminant validity, the FTQ showed no correlation¹³.

The FTQ was developed and psychometrically evaluated with a sample of young men and women of diverse ethnicity. Therefore, although cultural specificities must be considered for adaptation to other countries and languages, the FTQ is considered reasonably generalizable, considering the situational and cultural diversity of the respondents²⁶. There was no instrument for assessing the FT in Brazil; however, recently the FTQ was cross-culturally adapted to Brazilian Portuguese by Silva, Ganen, Alvarenga²⁶ – but without the assessment of psychometric properties (including factor analysis and internal consistency, as well as convergent validity with other interconnected constructs – such as dissatisfaction with Body Image and Self-esteem). As previously mentioned, the original FTQ had its psychometric properties evaluated to define the 14-item questionnaire, in three stages, the first being the development of the Fat Talk Questionnaire items and the exploratory analysis of the main components (Principal Components Analysis). The second step was to assess the preliminary psychometric properties through reliability (internal consistency) and validity (convergent, discriminant and known groups). Finally, the last step aimed to examine the test-retest reliability in a sample of young university students, resulting in an instrument considered one-dimensional¹³.

The aim of the present study was to perform a preliminary psychometric assessment of the FTQ, including confirmatory factor analysis, internal consistency, and convergent validity. It is believed that having an adapted instrument with validated data for the evaluation of this construct

will help expand the understanding of the phenomenon and associated factors in our environment, as well as assist in the development and

evaluation of strategies to prevent this behavior together with the prevention of body dissatisfaction.

METHODS

Study design population and sample

The psychometric evaluation of the FTQ, the instrument was applied to a group of young women, undergraduate students in Nutrition, from a private Higher Education Institution. After the Institution's consent, the students were invited through the Teams® platform, during the 2021 school year, during the hybrid class period. A link to access the survey was made available via Google Forms, along with an invitation letter together with the Informed Consent Form.

The sample was non-probabilistic, using the inclusion criteria: being a student enrolled in a private Higher Education Institution, female, between 18 and 19 years and 11 months.

The recommendation of Hair Jr. *et al.*²⁷ was followed for the psychometric assessment of instruments, which recommends that the sample should contain 5 to 10 participants per instrument issue. Considering that the FTQ has 14 items, a sample of between 70 and 140 students was sought.

Instruments

The FTQ cross-culturally adapted to Brazilian Portuguese was used²⁶. The questionnaire has 14 items that must be answered on a Likert-type scale from 1 to 5 points (1 = never and 5 = always), ranging from 14 to 126 points; whose higher scores indicate greater engagement in Fat Talk behavior.

Concern about body shape was assessed using the Body Shape Questionnaire (BSQ-8) – the reduced version²⁸ whose response options are in a Likert-type format of points, ranging from 1 – never to 6 – always. The higher the score, the greater the dissatisfaction is.

The assessment of self-esteem was performed using the Rosenberg Self-Esteem Scale adapted for adolescents²⁹. The scale is Likert type, consisting of 10 points, with the answers “strongly agree”, “agree”, “disagree” and “strongly disagree”, scored as follows for questions 1, 3, 4, 7, 10: a) 0, b) 1, c) 2, d) 3. Meanwhile, questions 2, 5, 6, 8, 9 present the alternatives with decreasing scores, namely: a) 3, b) 2, c) 1, d) 0. The higher the total score, the greater the self-esteem²⁹⁻³⁰.

Sociodemographic data were collected through specific questions: age, family income (in minimum wages), parental education, and self-reported weight and height used to assess nutritional status according to BMI/age according to WHO²⁶).

Procedures

The study was carried out with students of the undergraduate course in Nutrition, from a Higher Education Institution. The invitation to participate in the survey was made during the period of synchronous remote classes, in 18 classrooms, through the Microsoft Teams platform and access to the link to answer the questionnaires on Google Forms. The informed consent form was completed online and prior to accessing the questionnaires, and the anthropometric and sociodemographic data were self-reported. After 3 weeks, 127 university students returned, but 28 were excluded from the sample because they were older than 19 years and 11 months, totaling 99 participants.

Data analysis

Initially, using the JAMOVI statistical program version 1.6.7, mean and standard deviation val-

ues were calculated, together with asymmetry and kurtosis measures, to describe and verify the univariate normality behavior of the items of the two instruments. To investigate the multivariate normality of the data, the Mardia test was used³¹⁻³².

To verify the psychometric properties of the FTQ, the data collected from the 99 respondents were analyzed using structural equation modeling, using the Latent Variable Analysis (Lavaan) and psych packages.

Confirmatory Factor Analysis was performed to confirm the factor structure of the FTQ, using a non-parametric approach with syntax written in R to investigate whether the measurement model fits the item correlation matrix. Since the data violated the normality assumption, a Bollen-Stine Bootstrap procedure was performed to obtain a corrected Chi-square value of the estimated coefficients for the Maximum Likelihood estimator³³.

Using the bootstrap technique, the average of the fit indices of the model with 1000 samples was computed. Bootstrapping relies on the simulated sampling distribution to provide its own context for calculating estimates of unknown population values, where repetitive samples with replacement are taken from the original group³⁴.

This matrix was submitted to the Weighted Least Squares Estimation Method (WLSMV), adjusted by the mean of the variance, since this method allows for more accurate and less biased estimations for ordinal-level categorical indicators that do not meet normality assumptions.

As a criterion for the fit of the model, the following fit indices were used: chi-square (χ^2); chi-square ratio and degrees of freedom (χ^2/df); Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA);

Comparative Fit Index (CFI); and Tucker-Lewis Index (TLI). Values of χ^2/df should be ≤ 5 , while CFI and TLI values should be ≥ 0.90 and preferably above 0.95. RMSEA values should be ≤ 0.08 or, preferably, ≤ 0.06 , with the upper limit of the confidence interval ≤ 0.10 ³⁴⁻³⁷.

Convergent validity was analyzed by means of average variance extracted (AVE) and composite reliability (CR), with an expected AVE ≥ 0.5 and CR ≥ 0.7 ³⁷. Convergent validity with the FTQ with BSQ-8 and RSS was performed by Pearson's correlation test (since the questionnaire scores were normally distributed). There is an extensive theoretical framework on the relationship between Fat Talk behavior and body image issues^{8;38} that support this analysis. As for self-esteem, although there is no study that evaluated the FTQ, the relationship between Fat Talk behavior and self-esteem (using other instruments) has already been demonstrated^{8;39}. Likewise, the correlation between the FTQ and the Body Mass Index (BMI) was evaluated, considering values from 0.1 to 0.30 weak, 0.40 to 0.6 moderate, and 0.7 to 1.0, strong⁴⁰⁻⁴¹.

The internal consistency of the FTQ was evaluated using Cronbach's Alpha coefficient, and values between 0.70 and 0.95 identify adequate internal consistency⁴, and for McDonald's omega, values must be ≥ 0.70 ⁴²⁻⁴⁴. All analyses were performed in the statistical program R (version 4.2.0 for Mac iOS).

The study was submitted and approved by the Research Ethics Committee under opinion No. 4.481.117, according to the rules of Resolution No. 466/2012 of the National Health Council of the Ministry of Health for research on human beings.

RESULTS

The study included 99 young women aged between 18 and 19 years and 11 months (mean 19.16, SD 0.79). Regarding nutritional status, 70.7% were eutrophic, 16.2% were overweight, 10.1% were thin, and 3% were obese.

As for family income, 39.4% were in the range of 4 to 10 minimum wages (R\$ 4,180.01 to R\$ 10,450.00), 29.3% of the participants were between 2 and 4 minimum wages (R\$ 2,090.01 to R\$ 4,180.00), 21.2% in the salary range above



10 minimum ages (R\$ > R\$ 10,450.01), and 10.1% in the range of up to w2 minimum wages (< R\$ 2,090.00). The level of education of the head of the family was 46.5% with complete higher education and 31.3% with complete secondary education (data not reported in the table).

The 99 young women answered all 14 questions of the FTQ, with the frequency of answers shown in Table 1, as well as the respective medians and interquartile range of each item of the questionnaire. The mean FTQ score for this population was 33.21 (SD 10.41).

The items with the highest frequency of response often and always were item 14 ("When I'm with one or more friends, I complain that I'm

not in shape") with 32.4% between always and often, and item 10 ("When I'm with one or more friends I complain that I need to stop eating a lot") with a sum of 26.2%.

Next, item 6 ("When I'm with one or more friends, I complain that I'm fat") with 25.3% always and often, and item 3 ("When I'm with my friends, I criticize my body comparing it to thin women) with 25.2% stand out.

Furthermore, also above 20% of the use of always and often are items 7 ("When I'm with one or more friends, I complain that I shouldn't eat fattening foods") and 8 ("When I'm with one or more friends, I complain that I've gained weight") with 23.3% and 24.3%, respectively.

Table 1 – Frequency of responses by adolescents (N=99) to the Fat Talk Questionnaire items. São Paulo Brazil. 2022

Items	1 (%)	2 (%)	3 (%)	4 (%)	5 (%)	Median (IQ)
1) When I'm with one or more friends, I complain that my arms are too flabby.	50.5	19.2	18.2	11.1	1.0	1 (2)
2) When I'm with one or more friends, I complain that my belly is fat.	11.1	23.2	35.4	21.2	9.0	3 (2)
3) When I'm with one or more friends, I criticize my body comparing it to the thin women in the media.	19.2	28.3	27.3	11.1	14.1	3 (1.5)
4) When I am with one or more friends, I complain that my body is not proportionate.	18.2	28.3	28.3	19.2	6.1	3 (1.5)
5) When I'm with one or more friends, I complain that I hate my whole body.	53.5	22.2	15.2	5.1	4.0	1 (1)
6) When I'm with one or more friends, I complain that I'm fat.	16.2	32.3	26.3	15.2	10.1	3 (1.5)
7) When I'm with one or more friends, I complain that I shouldn't eat "fattening foods".	30.3	26.3	20.2	16.2	7.1	2 (2)
8) When I'm with one or more friends, I complain that I've gained weight.	17.2	27.3	31.3	15.2	9.1	3 (1)
9) When I'm with one or more friends, I complain that my clothes are too tight.	45.5	26.3	15.2	7.1	6.1	2 (2)
10) When I'm with one or more friends, I complain that I need to stop eating a lot.	31.3	27.3	15.2	13.1	13.1	2 (3)
11) When I'm with one or more friends, I criticize my body comparing to my friends' bodies	28.3	30.3	26.3	11.1	4.0	2 (2)
12) When I'm with one or more friends, I complain that I feel pressured to be thin.	44.4	20.2	23.2	9.1	3.0	2 (2)
13) When I am with one or more female friends, I complain that my body is disgusting/repulsive.	82.8	10.1	4.0	1.0	2.0	1 (0)
14) When I'm with one or more friends, I complain that I'm not in shape.	12.1	19.2	36.4	15.2	17.2	3 (2)

1 = never; 2 = rarely; 3 = sometimes; 4 = often; and 5 = always

For the confirmatory factor analysis (CFA), the correlation matrix between items was revised for highly correlated items (i.e. co-variants) and negative correlations. No negative correlations were found, meanwhile 8 items with high correlations were flagged, items in each identified pair were inspected for redundancy, and no item was excluded.

Given that all items were grouped into the same component, the CFA results can be interpreted as indicating that the Fat Talk assessed by the FTQ is a one-dimensional construct.

Examination of the Component Matrix for the retained items confirmed that, as expected, all items were loaded into a single component (as shown in table 2). Only item 4 is observed with marginal load (>0.35).

Table 2 – Factor loadings of the Fat Talk Questionnaire (FTQ). Sao Paulo, Brazil, 2022.

Item	Factorial Load	Residual (standard error)
FTQ1	0.48	0.77
FTQ2	0.78	0.40
FTQ3	0.64	0.59
FTQ4	0.33	0.89
FTQ5	0.50	0.75
FTQ6	0.88	0.22
FTQ7	0.59	0.65
FTQ8	0.90	0.20
FTQ9	0.75	0.45
FTQ10	0.78	0.40
FTQ11	0.53	0.72
FTQ12	0.52	0.73
FTQ13	0.49	0.76
FTQ14	0.74	0.45

The factor loadings presented, consider the structural equation model (SEM) which pointed out covariances between the following questions seen in Figure 1 of the structural equation model. Covariance of items 2 and 6 that refer to being fat or having a fat body part: “... I complain that my belly is fat” and “... I complain that I am fat”; of items 5 and 13 that refer to hatred and repulsion for the body: “...I complain that I hate my whole body” and “...I complain that my body is disgusting/disgusting”; and of items 7 and 10 that are related to eating and the reflection on the body: “... I complain that I shouldn't eat fattening foods” and “... I complain that I need to stop eating a lot”. The interpretation of these findings is that Fat Talk, as assessed by the FTQ, is a unique construct and that various types of Fat Talk (e.g. related to body parts, related to body repulsion, weight gain) are part of this single dimension.

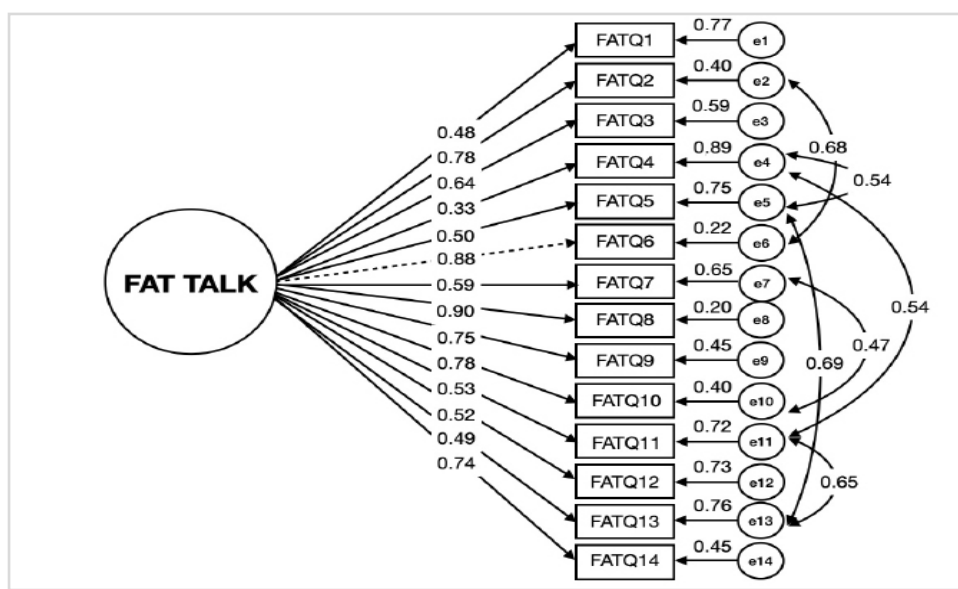


Figure 1 – Factor loadings and covariances between items.



The following values were found in the CFA for the adjustment indices: $\chi^2/df = 1.62$; CFI = 0.953; TLI = 0.939, and RMSEA = 0.079 [95% CI: 0.051 -0.176], which support the one-dimensionality of the FTQ.

As for internal consistency, the instrument presented a Cronbach's Alpha of 0.89 and McDonald's Omega of 0.89. Average variance extracted (AVE) of 0.43 and composite reliability (CR) of 0.91 were observed.

The values obtained in the correlation analysis are shown in Table 3. There is a positive and strong correlation between the FTQ and BSQ8, and a moderate correlation between the FTQ and RSS. A moderate correlation was also found between FTQ and BMI (and BMI and BSQ8), and between BSQ8 and RSS.

Table 3 – Correlation between Fat Talk Questionnaire (FTQ), Body Shape Questionnaire (BSQ-8) and Rosemberg Self-Esteem Scale (RSS) and Body Mass Index (BMI) scores in the assessment of young women (N =99). São Paulo Brazil. 2022

		FTQ	BSQ	RSS	BMI
FTQ	Pearson's r	—			
	p-value	—			
BSQ	Pearson's r	0.70***	—		
	p-value	<0.001	—		
RSS	Pearson's r	0.42***	0.42***	—	
	p-value	<0.001	<0.001	—	
BMI	Pearson's r	0.61***	0.53***	0.17	—
	p-value	<0.001	<0.001	0.088	—

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

DISCUSSION

The present study evaluated the psychometric properties of the Fat Talk Questionnaire in a preliminary way in a group of young Brazilian women. We considered this a preliminary assessment, since the instrument was recently adapted cross-culturally for the Brazilian population, but with a focus on adolescents.

As it was adapted in Brazil for adolescents, the instrument's items are easy to understand, and we do not believe that there are conceptual, semantic, or grammatical issues that are different for young people - in any case, according to the WHO, adolescence can be considered up to 19 years of age. years 11 months and 30 days.

The mean score found in the present study is similar to the study by Rogers *et al.*²⁰, in which they evaluated the FT behavior of 120 women aged 17 to 25 years, correlating it with that of their mothers and friends (mean 31.39; SD 12.85). In The Body Project¹¹ study, with 112 teens aged 15 to 18 years old, and in the study by Dalley⁴⁵, with 120 women aged 17 to 39 years old, the mean score values were lower than ours

(mean 26.08, SD 10.36; and mean 27.82, SD 9.2) The higher frequency of responses to the most practiced behaviors (response options: always or often) were related to complaining to friends about not being in shape, having a belly fat, and needing to stop eating a lot - typical of the description of the Fat Talk phenomenon^{1-8;46}. On the other hand, the highest frequency of response never occurred for item 13, which describes a behavior of body depreciation more than simply dissatisfaction with the body shape.

It is important to emphasize that each study, when applying an instrument, must assess its psychometric properties, and even perform a CFA when there is a factorial structure proposed by the original instrument – which was the case herein.

It is noteworthy that, after statistical adjustments, through the CFA, the one-dimensionality of the FTQ was confirmed by the authors of the original instrument¹³.

The internal consistency of the FTQ was adequate by the two indices used (0.89 according to Cronbach's Alpha and 0.92 for McDonald's



Omega). Cronbach's Alpha value found for the original instrument was 0.94013 and four other studies that used the FTQ in young women also found 0.93²⁰; 0.91⁴³ and 0.91¹¹, respectively, – all of which were considered satisfactory and are similar to that observed in the present study.

It was possible to confirm the convergent validity of the instrument in this sample, and also the convergence with dissatisfaction with body shape and self-esteem – as proposed by the literature^{9;12;47-51}. It was observed that the greater the dissatisfaction with the body, the greater the FT behavior, confirming the hypothesis of a relationship between the constructs - already widely discussed in the literature - and using the FTQ^{20,46} (as well as various instruments to assess body issues). Several other studies that evaluated Fat Talk behavior using other instruments also showed a correlation with body dissatisfaction in young women^{3,8,49-50}.

There are three meta-analyses that identified a positive relationship between Fat Talk behavior and body dissatisfaction, especially in older adolescents⁸ (public similar to the present study), in which the first of them selected 24 studies from 2003 to 2013, in its majority composed of women and adolescents, residing mainly in the United States, Australia, and China. Subsequently, a second review on Fat Talk found 19 more articles since 2013 and added up to 43 studies on the topic, with greater engagement in Fat Talk and greater dissatisfaction with body shape appearing mainly positive in American university students³⁸. Finally, in the most recent review on the subject, with 35 studies, a positive correlation was also found between Fat Talk and body dissatisfaction, body shame, perceived pressure for thinness, and greater body checking⁵.

The first and second meta-analyses mentioned above also showed a negative correlation between body dissatisfaction and higher self-esteem^{8,38}. Our findings corroborate these data, since there was a positive correlation between the BSQ8 score and worse self-es-

teem, as well as between the FTQ and worse self-esteem. Although research has demonstrated the relationship between Fat Talk behavior – assessed through other questionnaires and self-esteem^{9,39} – as far as we know, this is the first study that sought to investigate this relationship with the application of the FTQ instrument.

As young women are at greater risk and are more vulnerable to the development of body dissatisfaction and lower self-esteem due to social and biological factors⁴⁸⁻⁵⁰, and as the incidence of low self-esteem can be high in this context⁵¹, to investigate the relationship between dissatisfaction with body and Fat Talk is relevant in this study.

The literature points to a negative correlation between body dissatisfaction and self-esteem⁴⁷⁻⁵¹ which was also identified in the present study, justifying the analysis and results of this convergent validity analysis. According to our findings, the positive correlation of the FTQ with BMI was also confirmed, reinforcing the results indicated by the literature, in which body dissatisfaction is higher among individuals with a higher BMI⁵²⁻⁵⁷ who in turn had a higher FTQ score.

In the recent study by Ahuja, Khandelwal, and Banerjee (2021)⁵⁵, with 265 Indian women aged 15 to 50 years old, the correlations between younger age, greater weight, and Fat Talk behavior, using the FTQ, were positively correlated with body dissatisfaction (assessed by the BSQ).

National studies show high rates of body dissatisfaction among female adolescents and young women. Fortes *et al.* (2014)⁵⁸ found a positive correlation between dissatisfaction with body shape (assessed by the BSQ) and nutritional status in 397 girls aged 12 to 17 years old in Minas Gerais, and the correlation with self-esteem (using the RSS) confirmed the correlation with body image dissatisfaction, but not with BMI.

In Brazil, studies on the frequency of Fat Talk behavior and its relationships have not yet been identified; therefore, there is a need for an instrument with validated data and evaluated psychometric properties to explore behavior in



the national population. This is especially due to the high frequency of body dissatisfaction among young female audiences⁵⁸ and the adverse consequences of body image problems, such as worse eating behavior and increased risk for eating disorders⁵⁹⁻⁶⁰, low self-esteem, and depression, notably in adolescents⁶⁰.

Even following all the guidelines for psychometric assessment, this work has as a limitation its use in a non-probabilistic sample, quite homogeneous in terms of age and sociodemographic profile, of undergraduate students in Nutrition. Thus, it is recommended that future works explore the psychometric characteristics of the FTQ in samples with a greater age range and with greater heterogeneity in terms of so-

ciocultural aspects. The sample used for this evaluation is of university students, undergraduate students in nutrition, from a single institution in the city of São Paulo, SP, which limits the interpretation of data to this sample and makes this evaluation preliminary.

Despite the limitations pointed out, having an instrument available and adapted allows for new explorations of the Fat Talk phenomenon. Knowing the prevalence of body dissatisfaction among young women and its deleterious consequences, addressing Fat Talk behavior in intervention studies to prevent problems with body image, eating behavior and self-esteem can be considered of great relevance.

CONCLUSION

The analysis of the psychometric properties of the FTQ for the context of young females showed satisfactory results for internal consistency and construct validity, correlation with greater concern with body shape and worse self-esteem, and the confirmatory factor analysis supported a one-dimensional instrument with satisfactory factorial loadings.

The results obtained by performing the psychometric analysis of the FTQ, in the sample proposed in this study, provide relevant information, as well as access to an instrument that assesses the frequency of this behavior.

Furthermore, this study highlights the im-

portance of attention to behaviors (speech, thoughts, and feelings about one's own body) that precede unhealthy practices to control body shape and weight. Since these are associated with greater concern with body shape and self-esteem, both constructs are extensively related in the literature with eating disorders.

Therefore, this study presented an instrument that can be used in a young female public in Brazil, for further exploration of the Fat Talk construct, so that the impacts of this behavior can also be evaluated towards the perceptions of young women about body satisfaction and self-esteem.

Author Statement CRediT

Conceptualization: Vignoli NG, Alvarenga MS, Ganen AP. Methodology: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Validation: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Statistical analysis: Vignoli NG, Muzy RC. Formal analysis: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Research: Vignoli NG, Alvarenga MS, Ganen AP. Writing-revision and editing: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Visualization: Vignoli NG, Alvarenga MS, Muzy RC, Ganen AP. Orientation: Alvarenga MS, Ganen AP. Project management: Vignoli NG, Alvarenga MS, Ganen AP.

All authors have read and agreed with the published version of the manuscript.

REFERENCES

- Nichter M, Vuckovic N. Fat talk: Body image among adolescent girls. In: Many mirrors. N. Sault: New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1994. pp. 109–131.
- Nichter M. Fat talk: What girls and their parents say about dieting. Cambridge, MA: Harvard University Press, 2000.
- Takamura A, Yamazaki Y, Omori M. Developmental changes in fat talk to avoid peer rejection in Japanese girls and young women. *Health Psychol Open*. 2019; 6(1):2055102919854170. <http://doi.org/10.1177/2055102919854170>.
- Lydecker JA, Riley KE, Grilo CM. Associations of parents' self, child, and other "fat talk" with child eating behaviors and weight. *Int J Eat Disord*. 2018; 51(6):527-534. <http://doi.org/10.1002/eat.22858>.
- Mills J, Fuller-Tyszkiewicz M. Fat talk and its relationship with body image disturbance. *Body Image*. 2016; 18:61-64. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2016.05.001>.
- Ousley L, Cordero ED, White S. Fat talk among college students: how undergraduates communicate regarding food and body weight, shape & appearance. *Eat Disord*. 2008; 16(1):73-84. <http://doi.org/10.1080/10640260701773546>
- Salk RH, Engeln-Maddox R. "If You're Fat, Then I'm Humongous!": Frequency, Content, and Impact of Fat Talk Among College Women. *Psychol Women Q*. 2011;35(1):18–28. <https://doi.org/10.1177/0361684310384107> Sharpe H, Naumann U, Treasure J, Schmidt U. Is fat talking a causal risk factor for body dissatisfaction? A systematic review and meta-analysis. *Int J Eat Disord*. 2013;46(7):643-652. <http://doi.org/10.1002/eat.22151>
- Arroyo A, Harwood J. Exploring the Causes and Consequences of Engaging in Fat Talk. *J Appl Commun Res*. 2012; 40(2): 167-187. <http://doi.org/10.1080/00909882.2012.654500>
- Guertin C, Barbeau K, Pelletier L, Martinelli G. Why do women engage in fat talk? Examining fat talk using Self-Determination Theory as an explanatory framework. *Body Image*. 2017;20:7-15. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2016.10.008>
- Webb JB, Rogers CB, Etzel L, Padro MP. "Mom, quit fat talking-I'm trying to eat (mindfully) here!": Evaluating a sociocultural model of family fat talk, positive body image, and mindful eating in college women. *Appetite*. 2018; 126:169-175. <http://doi.org/10.1016/j.appet.2018.04.003>
- Vanderkruik R, Conte I, Dimidjian S. Fat talk frequency in high school women: Changes associated with participation in the Body Project. *Body Image*. 2020; 34:196-200. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2020.06.002>
- Royal S, Macdonald DE, Dionne MM. Development and validation of the Fat Talk Questionnaire. *Body Image*. 2013; 10(1):62-69. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.10.003>
- Becker CB, Diedrichs PC, Jankowski G, Werchan C. I'm not just fat, I'm old: has the study of body image overlooked "old talk"? *J Eat Disord*. 2013; 1:6. Published 2013 Feb 21. <http://doi.org/10.1186/2050-2974-1-6>
- Sladek MR, Engeln R, Miller SA. Development and validation of the Male Body Talk Scale: a psychometric investigation. *Body Image*. 2014;11(3):233-244. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2014.02.005>
- MacDonald DE, Dimitropoulos G, Royal S, Polanco A, Dionne MM. The Family Fat Talk Questionnaire: development and psychometric properties of a measure of fat talk behaviors within the family context. *Body Image*. 2015; 12:44-52. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2014.10.001>
- Engeln-Maddox R, Salk RH, Miller SA. Assessing Women's Negative Commentary on Their Own Bodies: A Psychometric Investigation of the Negative Body Talk Scale. *Psychol Women Q*. 2012; 36(2): 162–178.
- Lin L, Flynn M, O'Dell D. Measuring positive and negative body talk in men and women: The development and validation of the Body Talk Scale. *Body Image*. 2021; 37: 106-116. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2021.01.013>
- Warren CS, Holland S, Billings H, Parker A. The relationships between fat talk, body dissatisfaction, and drive for thinness: perceived stress as a moderator. *Body Image*. 2012; 9(3):358-364. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.03.008>
- Lin L, Soby M. Appearance comparisons styles and eating disordered symptoms in women. *Eat Behav*. 2016; 23:7-12. <http://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2016.06.006>
- Rogers CB, Martz DM, Webb RM, Galloway AT. Everyone else is doing it (I think): The power of perception in fat talk. *Body Image*. 2017; 20:116-119. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2017.01.004>
- Sutin AR, Terracciano A. Personality and the Social Experience of Body Weight. *Pers Individ Dif*. 2019; 137:76-79. <http://doi.org/10.1016/j.paid.2018.08.007>
- Sladek MR, Salk RH, Engeln R. Negative body talk measures for Asian, Latina(o), and White women and men: Measurement equivalence and associations with ethnic-racial identity. *Body Image*. 2018; 25:66-77. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2018.02.005>
- MacDonald Clarke P, Murnen SK, Smolak L. Development and psychometric evaluation of a quantitative measure of "fat talk". *Body Image*. 2010; 7(1):1-7. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2009.09.006>
- Mckinley NM, Hyde JS. The objectified body consciousness scale: development and validation. *Psychol Women Q*. 1996; 20:181–215.
- Silva GCA, Ganen AGP, Alvarenga MS. Adaptação transcultural do Fat Talk Questionnaire para o Português do Brasil. *Rev Bras Epidemiol*. 2021; 24: e210051 <https://doi.org/10.1590/1980-549720210051>.
- Hair Jr. JF, Black WC, Babin BJ, et al. Multivariate data analysis (6th ed.). Up Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall. 2009.
- De Onis M, Onyango AW, Borghi E, Nishida ASC, Siekmann J. Development of a WHO growth reference for school-aged children and adolescents. *Bull World Health Organ*. 2007; (85(9):660-667. <https://doi.org/10.2471/BLT.07.043497> Faul F, Erdfelder E, Buchner A, Lang AG. Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behav Res Methods*. 2009; 41(4):1149–1160. <http://doi.org/10.3758/bf03193146>
- Silva WR, Costa D, Pimenta F, Maroco J, & Campos JADB. Psychometric evaluation of a unified Portuguese-language version of the Body Shape



- Questionnaire in female university students. *Cadernos de saude publica*. 2016; 32, e00133715. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00133715>.
29. Sbicigo JB, Bandeira DR, Dell'anglio DD. Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR): validade fatorial e consistência interna. *Psico-USF*; 2010; 15(3): 395-403. <https://doi.org/10.1590/S1413-82712010000300012>
30. Dini GM, Quaresma MR, Ferreira LM. Adaptação Cultural e Validação da Versão Brasileira da Escala de Auto-estima de Rosenberg. *Rev. Bras. Cir. Plást.*2004;19(1):41-52.
31. Kline RB. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press; 2012.
32. Marôco J. *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, Software e Aplicações*. Pêro Pinheiro: Report Number, 2010.
33. Efronb, (1982). *The jackknife, the bootstrap and other resampling plans*. Society for Industrial and Applied Mathematics CBMS-National Science Foundation Monograph, 38.
34. Hair JF Jr; Anderson RE; Tatham RI. Black, W. C. *Multivariate Data Analysis*. 6th edn. Prentice Hall, Upper Saddle River, 2005.
35. Hu LT, Bentler PM. Cutoff Criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*. 1999; 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
36. Maroco J. *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações*. 3. ed., 2014.
37. Martins BG, da Silva WR, Maroco J, Campos JADB. Psychometric characteristics of the Three-Factor Eating Questionnaire-18 and eating behavior in undergraduate students. *Eat Weight Disord*. 2021; 26(2):525-536. doi:10.1007/s40519-020-00885-9
38. Hair Jr, Joseph F, Marcelo LDS Gabriel, and Vijay K. Patel. "Modelagem de Equações Estruturais Baseada em Covariância (CB-SEM) com o AMOS: Orientações sobre a sua aplicação como uma Ferramenta de Pesquisa de Marketing." *Revista Brasileira de Marketing*. 2014; 13(2): 44-55.
39. Rudiger JA, Winstead BA. Body talk and body-related co-rumination: associations with body image, eating attitudes, and psychological adjustment. *Body Image*. 2013;10(4):462-471. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2013.07.010>
40. Beato-Fernández L, Rodríguez-Cano T, Belmonte-Llario A, Martínez-Delgado C. Risk factors for eating disorders in adolescents. A Spanish community-based longitudinal study. *Eur Child Adolesc Psychiatry*. 2004;13(5):287-294. <http://doi.org/10.1007/s00787-004-0407-x>
41. Dancey C, Reidy J. *Estatística Sem Matemática para Psicologia: Usando SPSS para Windows*. Porto Alegre, Artmed. 2006.
42. Terwee CB, Bot SD, de Boer MR, et al. Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *J Clin Epidemiol*. 2007;60(1):34-42. <http://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2006.03.012>
43. Hora HRM, Monteiro GTR, Arica J. Confiabilidade em questionários para qualidade: um estudo com o coeficiente Alfa de Cronbach. *Produto Produção*; 2010; 11(2):85-103.
44. Ferrando PJ. & Lorenzo-Seva U. Assessing the Quality and Appropriateness of Factor Solutions and Factor Score Estimates in Exploratory Item Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 2018; 78(5): 762–780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
45. Nunnally JC, Bernstein IH. *Psychometric theory*. 3rd ed. New York: McGraw-Hill, 1994.
46. Dalley SE, Toffanin P, Libert J, Vidal J. Fat Talk in College Women: A Response Styles Perspective. *Health Educ Behav*. 2022; 49(6):1014-1021. <http://doi.org/10.1177/10901981211008818>
47. Lin L, Soby M. Is listening to fat talk the same as participating in fat talk?. *Eat Disord*. 2017;25(2):165-172. <http://doi.org/10.1080/10640266.2016.1255106>
48. Souza AC, Alvarenga M. Insatisfação com a imagem corporal em estudantes universitários – uma revisão integrativa. *J Bras Psiquiatr*. 2016; 65(3): 286–299. <http://doi.org/10.1590/0047-208500000134>
49. Corning AF, Gondoli DM. Who is most likely to fat talk? A social comparison perspective. *Body Image*. 2012;9(4):528-531. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2012.05.004>
50. Compeau A, Ambwani S. The effects of fat talk on body dissatisfaction and eating behavior: the moderating role of dietary restraint. *Body Image*. 2013;10(4):451-461. <http://doi.org/10.1016/j.bodyim.2013.04.006>
51. Dunkel TM, Davidson D, Qurashi S. Body dissatisfaction: ethnic and gender differences across Chinese, indo-asian and European-discent students. *Eat Disord*.2004; 12(4): 321-336.
52. Goswami S, Sachdeva S, Sachdeva R. Body image satisfaction among female college students. *Ind Psychiatry J*. 2012;21(2):168-172. <http://doi.org/10.4103/0972-6748.119653>
53. Kennedy E. Dietary diversity, diet quality, and body weight regulation. *Nutr Rev*. 2004;62(7 Pt 2):S78-S81. <http://doi.org/10.1111/j.1753-4887.2004.tb00093.x>
54. Silva AMBD Machado WDL, Bellodi AC, Cunha KSD, & Enumo SRF. Jovens insatisfeitos com a imagem corporal: estresse, autoestima e problemas alimentares. *Psico-USF*. 2018; 23: 483-495.
55. Paxton SJ, Neumark-Sztainer D, Hannan PJ, Eisenberg ME. Body dissatisfaction prospectively predicts depressive mood and low self-esteem in adolescent girls and boys. *J Clin Child Adolesc Psychol*. 2006;35(4):539-549. http://doi.org/10.1207/s15374424jccp3504_5
56. Ahuja KK, Khandelwal A, Banerjee D. RETRACTED: 'Weighty woes': Impact of fat talk and social influences on body dissatisfaction among Indian women during the pandemic [published online ahead of print, 2021 Feb 4] [retracted in: *Int J Soc Psychiatry*. 2021 Nov 26;:207640211063062]. *Int J Soc Psychiatry*. 2021;20764021992814. <http://doi.org/10.1177/0020764021992814>
57. Alves E, Vasconcelos FAG, Calvo MCM, Neves J. Prevalência de sintomas de anorexia nervosa e insatisfação com a imagem corporal em adolescentes do sexo feminino do Município de Florianópolis, Santa Catarina, Brasil. *Cad Saúde Públ*. 2008; 24(3): 503–512. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2008000300004>
58. Castro IR, Levy RB, Cardoso Lde O, et al. Imagem corporal, estado nutricional e comportamento com relação ao peso entre adolescentes brasileiros [Body image, nutritional status and practices for weight control among Brazilian adolescents]. *Cien Saude Colet*. 2010;15 Suppl 2:3099-3108. <http://doi.org/10.1590/s1413-81232010000800014>

58. Fortes Lde S, Cipriani FM, Coelho FD, Paes ST, Ferreira ME. A autoestima afeta a insatisfação corporal em adolescentes do sexo feminino? [Does self-esteem affect body dissatisfaction levels in female adolescents?]. *Rev Paul Pediatr.* 2014;32(3):236-240. <http://doi.org/10.1590/0103-0582201432314>
59. Kessler AL, Poll FA. Relationship between body image, attitudes towards eating disorders and nutritional status in university students in the health area. *J Bras Psiquiatr.* 2018; 67(2): 118–125. <https://doi.org/10.1590/0047-208500000194>
60. Rentz-Fernandes AR, Silveira-Viana M, Liz CM, Andrade A. Autoestima, imagem corporal e depressão de adolescentes em diferentes estados nutricionais. *Rev Salud Publica.* 2017; 19(1): 111–120. <https://doi.org/10.15446/rsap.v19n1.47697>





CENTRO UNIVERSITÁRIO
SÃO CAMILO