

Recebimento: 30/09/2020

Aceite: 15/10/2020

INIQUIDADES REGIONAIS E SOCIAIS NA MORTALIDADE POR COVID-19 NO BRASIL

REGIONAL AND SOCIAL INEQUITIES IN COVID-19 MORTALITY IN BRAZIL

Francisco Marton Gleuson Pinheiro¹

Rosana Machado Lopes Martinho²

Romilson do Carmo Moreira³

Luís Afonso Borges Martinho⁴

Resumo

O presente estudo teve como objetivo identificar a relação entre as características regionais e fatores epidemiológicos e sociais na mortalidade por Covid-19 no Brasil. As incertezas quanto ao enfrentamento da pandemia no Brasil residem em diversos fatores, desde a velocidade de propagação da doença, dos indicadores econômicos e sociais desfavoráveis para grande parte da população, perda de protagonismo da união e tensionamento entre os entes federativos que, além da crise sanitária instalada, desencadeiam uma crise política e econômica sem precedentes no país. Utilizou-se de abordagem quantitativa para análise dos dados, regressão logística (RL), combinada com análise documental de evidências técnico-científicas sobre a Covid-19 pandemia, aspectos da governança do Sistema único de saúde e do federalismo fiscal relacionado ao financiamento da saúde. Os resultados demonstram diferenças entre as regiões do país, com desigualdade em termos de acesso aos serviços de cuidados intensivos e, ainda, que o perfil epidemiológico e social contribui para aumentar a mortalidade nas regiões Norte e Nordeste do país. A principal contribuição da pesquisa está em evidenciar que a mortalidade por Covid-19 ocorre de maneira distinta nas diferentes regiões do país, indicando necessidade de adoção de medidas efetivas para a redução das desigualdades regionais.

Palavras-chave: Covid-19; SUS; Mortalidade; Federalismo fiscal; Governança pública.

Abstract

The present study aimed to identify the relationship between regional characteristics and epidemiological and social factors in mortality due to Covid-19 in Brazil. The uncertainties regarding the confrontation of the pandemic in Brazil lie in several factors, from the speed of spread of the disease, from the unfavorable economic and social indicators for a large part of the population, loss

¹ Doutor em Administração (NPGA/UFBA). Professor da Universidade do Estado da Bahia (UNEB), Salvador – BA, Brasil. E-mail: fpinheiro@uneb.br

² Doutora em Planificação e Gestão em Saúde (ISC/UFBA). Auditora em Saúde Pública da Secretaria da Saúde do Estado da Bahia, Salvador – BA, Brasil. E-mail: rosana.martinho@saude.ba.gov.br

³ Doutor em Economia (PUC/RS). Professor da Universidade do Estado da Bahia (UNEB), Salvador – BA, Brasil. E-mail: rcmoreira@uneb.br

⁴ MBA Gestão em Saúde (FGV). Gerente Médico (Hospital Santa Izabel), Salvador – BA. E-mail: luismartinho2017@gmail.com

of protagonism of the union and tension between the federal entities that, in addition to the crisis installed sanitation system unleash an unprecedented political and economic crisis in the country. A quantitative approach was used for data analysis, Logistic Regression (RL), combined with documentary analysis of technical and scientific evidence about the Covid-19 pandemic, aspects of the governance of the Unified Health System and fiscal federalism related to health financing. The results demonstrate differences between the regions of the country, with inequality in terms of access to intensive care services, and also that the epidemiological and social profile contribute to increase mortality in the North and Northeast regions of the country. The main contribution of the research is to show that mortality by Covid-19 occurs unevenly in different regions of the country, indicating the need to adopt effective measures to reduce regional inequalities.

Keywords: Covid-19; SUS; Mortality; Fiscal federalism; Public governance.

Introdução

As dificuldades quanto ao enfrentamento da pandemia, primeiramente, residem na velocidade de propagação da doença no país, dada a complexidade da adesão às medidas preventivas e de isolamento social numa sociedade marcada historicamente por desigualdades sociais, com indicadores econômicos e sociais desfavoráveis para grande parte da população brasileira.

Por sua vez, a concentração de renda *per capita*, medida pelo índice de Gini – PNAD – contínua (IBGE, 2020), demonstra que o Brasil mostrou estabilidade em 2019, com índice correspondente a 0,543, havendo redução nas regiões, com exceção do Nordeste, onde a desigualdade aumentou de 0,545 (2018) para 0,559 (2019). Dessa forma, as regiões Nordeste e Norte permanecem com as maiores concentrações de renda e acentuada desigualdades sociais, com maior destaque para a região Nordeste do país.

Acrescente-se a isso, o cenário no qual o país demonstra tensionamento em relação às diretrizes de restrição de mobilidade social defendidas pelo Ministério da Saúde (MS) e pela Organização Mundial de Saúde (COLBOURN, 2020; COHEN; KUPFERSCHMIDT, 2020; JIN *et al.*, 2020) e à falta de coordenação nacional para o enfrentamento da pandemia, por um lado, e a adoção de uma política econômica que demanda maior brevidade na retomada da movimentação das transações comerciais para minimizar as consequências de determinantes sociais, como o desemprego, por outro lado.

O desafio de achatamento da curva de transmissão do coronavírus tem sido um árduo caminho de viabilizar uma melhor organização do sistema público de saúde para atender os pacientes mais graves acometidos pela Covid-19, frente às incertezas do controle da pandemia, especialmente nos países em desenvolvimento.

Para uma tomada de decisão mais assertiva é de fundamental importância a existência de um plano de enfrentamento da pandemia para ajudar na alocação de recursos, principalmente em países com disparidades geográficas internas. Importante destacar que baixos níveis de preparação nacional em detectar precocemente e relatar o caso Covid-19, capacidade limitada de assistência à saúde e características da população, como idade avançada, obesidade e maiores taxas de desemprego foram fatores-chave associados ao aumento da disseminação viral e à mortalidade (CHAUDHRY; DRANITSARIS; MUBASHIR, 2020). Nessa direção, o presente estudo teve como objetivo identificar a relação entre as características regionais e fatores epidemiológicos e sociais na mortalidade por Covid-19 no Brasil.

Por fim, cabe destacar que o SUS tem uma estrutura de governança tripartite, com comando único em cada esfera de governo e relações entre os entes federativos marcadas por disputas de poder. Essas tensões dificultam aprovação de medidas de distribuição de recursos, principalmente quando exige uma nova ordem de repasse financeiro, buscando garantir o princípio da equidade, com destinação de mais recursos para as regiões mais afetadas. Isso representa um desafio extra para a garantia da assistência à saúde na pandemia, considerando os novos tempos de frustração da receita pública, com gravidade diante de milhares de pessoas mortas em razão da doença causada pelo novo coronavírus.

Referencial teórico-empírico

A busca pela equidade sanitária entre as regiões do país tem sido historicamente indicada como um caminho para a garantia constitucional do direito à saúde aos cidadãos; em outras palavras, assegurar a oferta de serviços de saúde compatível à demanda. Contudo, aspectos relacionados ao pacto federativo e ao modelo de governança indicam necessidade de reestruturação do financiamento do SUS, principalmente diante de condicionantes sociais e características epidemiológicas específicas, capazes de potencializar danos à saúde nas populações vulneráveis em diferentes regiões do país.

Algumas evidências da Covid-19 e mortalidade

A tendência dos pacientes mais graves da Covid-19 é de necessidade de assistência em unidade de tratamento intensivo, num percentual dos pacientes infectados (WALKER *et al.*, 2020; REMUZZI; REMUZZI, 2020; RONCO *et al.*, 2020; LIEW *et al.*, 2020). Segundo a Organização mundial de saúde (OMS), cerca de 40% dos pacientes com Covid-19 podem ter doença leve, em que o tratamento é principalmente sintomático e não requer cuidados hospitalares; cerca de 40% dos pacientes podem ter doença moderada que pode exigir atendimento hospitalar; 15% dos pacientes terão doença grave que requer oxigenoterapia ou outras intervenções hospitalares e cerca de 5% têm doença crítica que requer ventilação mecânica (OMS, 2020).

Nesse aspecto, é importante pontuar que o Brasil já convivia com uma série de desafios, como demanda de leitos maior que a oferta (PEREIRA *et al.*, 2020); alta concentração de leitos nas regiões mais desenvolvidas do país, Sul e Sudeste (BEDOYA-PACHECO *et al.*, 2020), maior déficit de leitos nas regiões Nordeste e Norte (NORONHA *et al.*, 2020), e, ainda, problemas de regulação de leitos (MENDES; AGUIAR, 2017).

Todavia, além de aspectos relacionados ao acesso do cidadão à saúde pública, leitos por mil habitantes (LIANG *et al.*, 2020; BANIK *et al.*, 2020), estrutura etária da população (CHAUDHRY; DRANITSARIS; MUBASHIR, 2020; SHAMS, HALEEM, JAVAID, 2020; LIANG *et al.*, 2020), sexo, cor ou raça, nível de pobreza, PIB *per capita* (CHAUDHRY; DRANITSARIS; MUBASHIR, 2020), campanhas de imunização específicas, como a vacinação H1N1 e comorbidades, como diabetes e obesidade (CHAUDHRY; DRANITSARIS; MUBASHIR, 2020), podem apresentar diferenças significativas em relação às taxas de mortalidade por Covid-19. No contexto nacional, estudos têm indicado isso (MACIEL *et al.*, 2020; ESTRELA *et al.*, 2020; MACHADO *et al.*, 2020; SEVERO-SANTOS; SANTOS, 2020; OLIVEIRA *et al.*, 2020).

Diante disso, uma melhor capacidade de gestão tem sido requisitada para minimizar as diferenças regionais, fundamentalmente com destinação de mais recursos para áreas de vazios assistenciais, inclusive como forma de romper com aspectos do pacto federativo e do modelo de financiamento, que não têm sido capazes de reduzir diferenças regionais.

Do federalismo fiscal à lógica de financiamento do SUS em tempos da pandemia

O subfinanciamento do SUS é tema recorrente e amplamente discutido: o Brasil destina recursos para a saúde menos que o necessário. Contudo, com o advento da Emenda Constitucional nº 29/2000, regulamentada pela Lei Complementar nº 141/2012, percentuais mínimos da arrecadação tributária passaram a ser aplicados, anualmente, em despesas com ações e serviços de saúde, pela União, Estados, Distrito Federal e Municípios. Todavia, embora isso tenha resultado em aumento de gastos com o setor de saúde pública, não resultou em redução de desigualdades regionais, considerando-se o gasto *per capita* (PIOLA; FRANÇA; NUNES, 2016).

A estruturação do financiamento da rede de serviços de saúde, tanto para a assistência ambulatorial quanto para a hospitalar, leva em consideração a avaliação da capacidade instalada para a pactuação de recursos financeiros. Nessa perspectiva, as transferências do SUS para os entes subnacionais são condicionadas para os insumos (*inputs*), levando em consideração a existência de hospitais, equipamentos e profissionais, embora parte das transferências seja direcionada, também, para os produtos (*outputs*), como consultas, cirurgias e procedimentos realizados (DUARTE *et al.* 2009).

Por sua vez, no âmbito da Covid-19, a estrutura de repasse dos recursos, fundamentada por diversos mecanismos normativos, não se diferenciou da lógica preexistente, fundamentada na desigualdade e na tendência política (FERNANDES; PEREIRA, 2020). Um exemplo prático dessa constatação pode ser a forma de repasse de novos recursos para o combate à Covid-19, instituída

pela Portaria GM/MS n. 774 (BRASIL, 2020), que fundamentou a transferência de recursos para os Estados/DF e Municípios, sem a fixação de critérios objetivos para a sua consecução.

Assim, diante da persistência da lógica de repasse de recursos para o desenvolvimento de ações e de serviços de saúde, aqueles destinados pelo ente federal para o combate à pandemia Covid-19 tendem a não contribuir com a redução das desigualdades regionais.

Por fim, além dos aspectos fiscais, o modelo de governança tripartite adotado para o SUS tem uma trajetória de conflitos entre os entes da federação, somada aos diversos interesses de provedores de saúde, públicos e privados.

O desarranjo central como um possível indutor da governança regional

Uma característica marcante no período inicial da pandemia no Brasil diz respeito à dificuldade de alinhamento e de coordenação do nível federal para enfrentar a situação de emergência em saúde pública decorrente da pandemia no país, especialmente quanto às medidas de distanciamento social e aos protocolos assistenciais. À medida que há um esvaziamento do papel da união, os estados e municípios assumem excepcional protagonismo na adoção de medidas temporárias em seus territórios para o controle da Covid-19 pandemia.

Essa situação ganha relevância pela importância histórica do governo central como o principal indutor de políticas públicas para o SUS, num modelo com preponderância *top-down*, por contar com o maior poder de arrecadação, além dos mecanismos econômicos para financiar o setor público, como a emissão de títulos da dívida pública e a criação de moeda. Inclusive, a redução da participação dos estados na coordenação e no planejamento regional tem sido tratada na literatura (OUVERNEY, FLEURY, 2017). Porém, em termos de contribuição dos gastos com saúde em relação aos orçamentos, observa-se que os estados e os municípios têm tido aumento de sua parcela de custeio em termos de participação do Produto Interno Bruto – PIB (SALDIVA; VERAS, 2018).

Por sua vez, vem à tona a capacidade de adaptação das instituições às mudanças, como na gestão de políticas públicas na área de saúde, pela introdução de marcos regulatórios constitucionais, que preveem, numa perspectiva tripartite, papéis, estruturas e recursos financeiros para a implementação das políticas públicas. Essa resiliência às mudanças institucionais só seria quebrada mediante situações críticas, deflagradas por guerras, crises econômicas profundas e alterações de regimes políticos. Nesse contexto, a perspectiva de mudanças institucionais significativas requer a participação dos três entes no processo (OUVERNEY, FLEURY, 2017).

Nesse cenário, o deslocamento de uma coordenação central para o âmbito regional deflagrou a criação de mecanismos regionais ou fóruns de negociações, sendo exemplo de coordenação regional para o enfrentamento da pandemia e impactos da Covid-19 o Consórcio Nordeste, criado para interlocução e viabilização da equidade frente à Covid-19.

Esforços dessa natureza podem recair na melhoria de tomada de decisão regional compartilhada bem como na otimização de recursos na realização de grandes aquisições. Porém, não indica uma redução das desigualdades em relação às grandes regiões, inclusive por não resultar em aporte de maior volume de recurso, embora com ampliação do poder de barganha junto ao ente federado.

Procedimentos, métodos e dados

Para a realização do estudo, utilizou-se a regressão logística (HOSMER & LEMESHOW, 2000; GUJARATI, 2004), mediante dados de hospitalizações disponibilizados no *Open Datasus* e dados do IBGE sobre leitos de UTI por 100 mil habitantes, respiradores por 100 mil habitantes e profissionais de saúde por 100 mil habitantes.

Além disso, analisou-se descritivamente a variação da quantidade de leitos de UTI no Cadastro nacional de estabelecimentos de saúde (CNES) por microrregiões do IBGE, de agosto de 2019 e de agosto de 2020, obtidos mediante o sistema *tabwin*. A seleção contemplou os seguintes tipos de leitos de UTI SUS e Não SUS: UTI II adulto Covid 19, UTI II pediátrica Covid 19, UTI adulto, UTI infantil, UTI neonatal, UTI adulto – tipo I, UTI adulto – tipo II, UTI adulto – tipo III, UTI pediátrica – tipo I, UTI pediátrica – tipo II, UTI pediátrica – tipo III, UTI neonatal – tipo I, UTI neonatal – tipo II, UTI neonatal – tipo III, UTI de queimados.

Da seleção e coleta de dados para a regressão logística

Os dados utilizados foram extraídos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do período de 2019, atualizados até agosto de 2020, e do Banco de dados da síndrome respiratória aguda grave, com informações da base Covid-19, de 09 de setembro de 2020, denominado *Open datasus*. Com isso, obteve-se uma amostra com 41.200 casos de indivíduos que foram internados para tratamento para Covid-19 em unidades hospitalares das cinco regiões.

Com o propósito do estudo e orientando-se pelo referencial teórico-empírico explorado, o conjunto de dados da amostra possibilitou a seleção e a escolha de 12 variáveis, devidamente apresentadas e descritas no Quadro 1, o que possibilitou a construção do modelo logístico.

Quadro 1: Definição das variáveis do modelo

Variável Dependente		Fonte
Óbito	Variável categórica (dummie) – assume valor igual 1, se o indivíduo testou positivo; e valor igual a 0, para curados.	Open datasus (2020)
Variáveis explicativas		Fonte
Homem	Variável categórica – assume valor igual 1 para o sexo masculino; e valor igual a 0, para o sexo feminino.	Open datasus (2020)
Negro	Variável categórica – assume valor igual 1, para quem declarou ser negro (pretos e pardos); e valor igual a 0, para quem declarou ser branco.	Open datasus (2020)
Escolaridade	Variável que representa os estratos do nível educacional do indivíduo: i) assume 0, para analfabeto; ii) 1, para ensino fundamental; 2, para ensino médio, e 3, para ensino superior.	Open datasus (2020)
Idade	Variável contínua que representa a idade do indivíduo.	Open datasus (2020)
Diabético	Variável categórica – assume valor igual 1, se paciente com diabetes; do contrário, assume valor igual a 0.	Open datasus (2020)
Obesidade	Variável categórica – assume valor igual 1, se paciente com obesidade; do contrário, assume valor igual a 0.	Open datasus (2020)
Vacinado	Variável categórica – assume valor igual 1 para indivíduo vacinado contra gripe na última campanha; do contrário, assume valor igual a 0.	Open datasus (2020)
Região	Variável categórica ordinal – que capta o efeito sobre as regiões do Brasil.	Open datasus (2020)
Respiradores_100mil	Respiradores por grupo de 100 mil habitantes.	IBGE (2019/2020)
Medicos_SUS_100mil	Médicos do SUS por 100 mil habitantes.	IBGE (2019/2020)
Leitos_UTI_SUS_100mil	Leitos de UTI/SUS por 100 mil habitantes.	IBGE (2019/2020)

Fonte: elaboração própria.

A justificativa da escolha das variáveis foi para implementar o procedimento de estimação dos modelos de regressão logística (RL) no contexto de um conjunto de dados de natureza qualitativa. A utilização da técnica (HOSMER; LEMESHOW, 2000; GUJARATI, 2004) é adequada em muitas situações, porque permite verificar os efeitos de uma ou mais variáveis independentes (discretas, contínuas ou ordinais) sobre uma variável dependente dicotômica. Portanto, possibilitando estimar a probabilidade de óbito nos indivíduos que testaram positivo para Síndrome respiratória aguda grave por Covid-19 como forma de identificar os possíveis efeitos de fatores regionais e epidemiológico-sociais na mortalidade.

Da regressão logística (RL)

A regressão logística tem como objetivo gerar uma função matemática cuja resposta permita estabelecer a probabilidade de uma observação pertencer a um grupo previamente determinado, em razão do comportamento de um conjunto de variáveis independentes (SUCUPIRA; BRAGA, 2010). Para isso, o modelo *logit* é baseado na função de probabilidade logística acumulada, que pode ser especificada como:

$$p_i = E\left(Y = \frac{1}{x_i}\right) = \frac{1}{1+e^{-z_i}} = \frac{e^{z_i}}{1+e^{z_i}} \quad (1)$$

De acordo com Grene (2008), na equação (2), P_i é a probabilidade de ocorrência de um determinado evento, dada a seguinte ocorrência de X , e β_n é o coeficiente da variável independente X , e e é a base de logaritmos naturais com valor aproximado de 2,718.

$$\text{Em que } z_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n \quad (2)$$

$$1 - p_i = E(Y = 0/X_i) = \frac{1}{1+e^{z_i}} \quad (3)$$

Para avaliar o impacto da probabilidade dos parâmetros sobre a probabilidade de ocorrência do evento, opera-se a transformação por intermédio do antilogaritmo. Com uma manipulação algébrica nas equações (1) e (3), temos a seguinte expressão:

$$L_i = L_n \left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = z_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n \quad (4)$$

Temos que P_i significa a probabilidade de ocorrência de determinado evento, e $1 - P_i$, significa a probabilidade de não acontecer o evento, X representa o conjunto das variáveis explicativas e β_i os coeficientes a serem estimados. A variável dependente da equação de regressão é o logaritmo relacionado à probabilidade de ocorrência de um dos dois possíveis eventos. Assim, para os objetivos do presente estudo, o modelo de regressão logística estimado é definido a seguir pelo conjunto de variáveis:

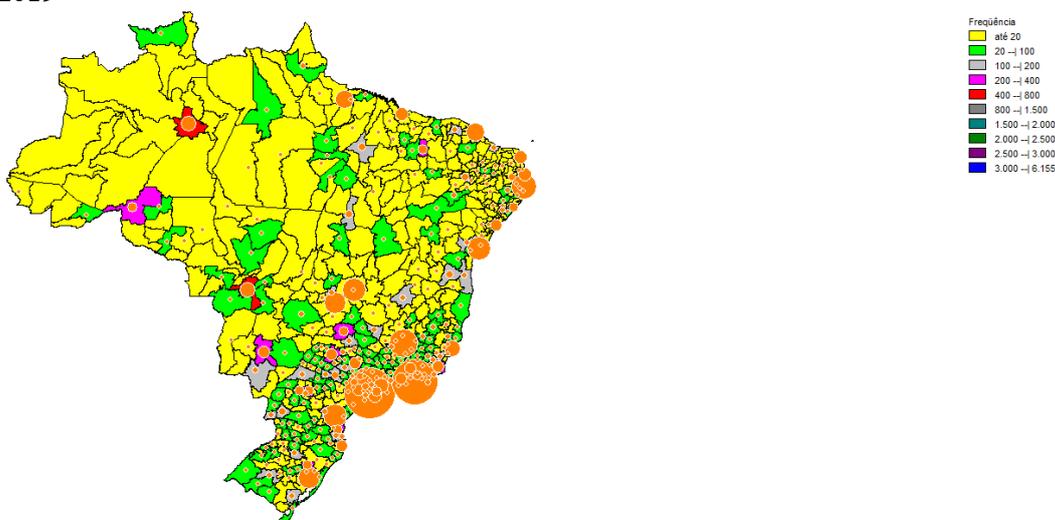
$$y = \alpha + \beta_1 \text{Homem} + \beta_2 \text{negro} + \beta_3 \sum_{j=i}^4 \text{esc} + \beta_4 \text{idade} + \beta_5 \text{diabetico} + \beta_6 \text{obesidade} + \beta_7 \text{vacinado} + \beta_8 \sum_{j=i}^5 \text{região} + \beta_9 \text{respi} + \beta_{10} \text{medic} + \beta_{11} \text{Leitos}$$

Resultados

Análise exploratória da variação dos leitos de UTI

A análise dos dados mediante a RL indica impactos em termos de desigualdades regionais, uma situação que ratifica a análise exploratória já demonstrada graficamente, comparando-se os leitos de UTI cadastrados no CNES de agosto de 2019 e de agosto de 2020, conforme apresentado nas Figuras 1 e 2.

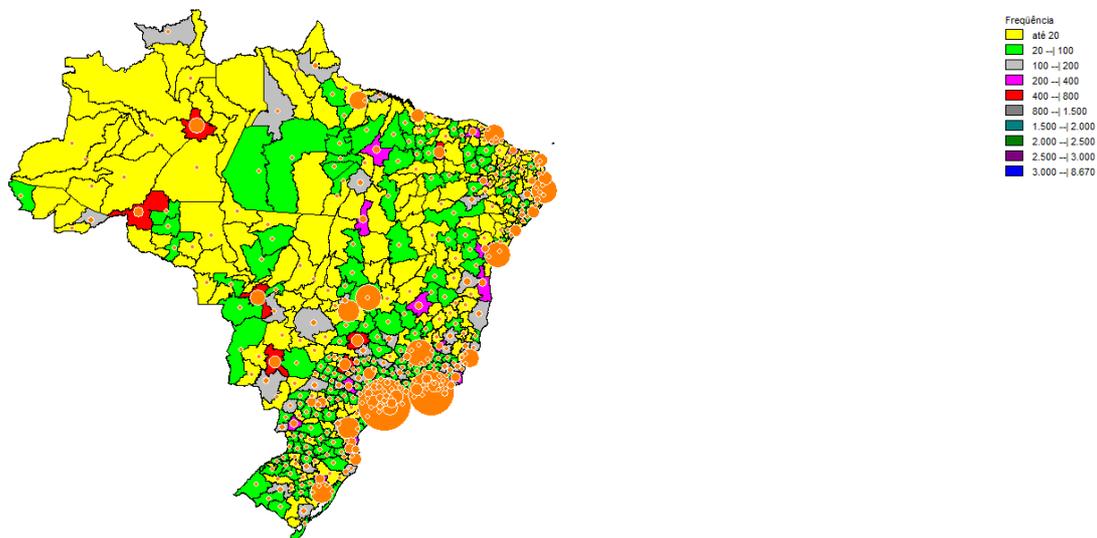
Figura 1: Mapa da distribuição dos leitos de UTI SUS e Não SUS por microrregião do IBGE – Agosto/2019



Fonte: elaboração mediante tabwin45 com dados do CNES de Agosto/2019.

As microrregiões do IBGE hachuradas em amarelo bem como os círculos da frequência em laranja indicam maior concentração de leitos de UTI nas regiões Sudeste e Sul, o que persistiu em agosto de 2020, embora seja possível verificar aumento das microrregiões com leitos de UTI cadastrados, conforme Figura 2.

Figura 2: Mapa da distribuição dos leitos de UTI SUS e não SUS por microrregiões do IBGE – Agosto/2020



Fonte: elaboração mediante tabwin45 com dados do CNES de Agosto/2020.

Percebe-se a redução de microrregiões do IBGE hachuradas de verde, o que indica impacto do crescimento geral dos leitos de UTI (51,31%). Porém, a disparidade persiste, pois, embora tenha havido crescimento real de leitos de UTI para as regiões Norte (69,54%) e Nordeste (63,15%), esse crescimento também ocorreu para as regiões Sudeste (45,41%), Sul (47,49%) e Centro-Oeste (55,95%), que, juntas, tinham 24.313(53,08%) dos leitos totais – SUS e privado no CNES, passando para 35.353 (77,19%) em agosto de 2020, conforme demonstrado na Tabela 1, que demonstra a distribuição de leitos de UTI por grandes regiões do país.

Tabela 1: Distribuição e variação de leitos de UTI SUS e Não SUS cadastrados no CNES em Agosto/2019 e Agosto/2020

Região/UF	Ago/2019 (N)	Distrib. ago/2019	Ago./2020 (N)	Distrib. ago/2020	Variação leitos criados		
					Não Covid-19	Covid-19	%Não Covid-19
Região NO	2387	5,21%	4047	5,84%	242	1418	17,07%
.. RO	345	0,75%	581	0,84%	18	218	8,26%
.. AC	77	0,17%	198	0,29%	17	104	16,35%
.. AM	533	1,16%	748	1,08%	2	213	0,94%
.. Rr	48	0,10%	111	0,16%	8	55	14,55%
.. PA	1046	2,28%	1768	2,55%	179	543	32,97%
.. AP	91	0,20%	198	0,29%	0	107	0,00%
.. TO	247	0,54%	443	0,64%	18	178	10,11%
Região NE	8527	18,62%	13912	20,09%	89	5296	1,68%
.. MA	784	1,71%	1263	1,82%	24	455	5,27%
.. PI	394	0,86%	764	1,10%	21	349	6,02%
.. CE	1259	2,75%	2165	3,13%	8	898	0,89%
.. RN	580	1,27%	1018	1,47%	8	430	1,86%
.. PB	663	1,45%	987	1,43%	73	251	29,08%
.. PE	1925	4,20%	2964	4,28%	-8	1047	-0,76%
.. AL	485	1,06%	747	1,08%	-22	284	-7,75%
.. SE	350	0,76%	533	0,77%	7	176	3,98%
.. BA	2087	4,56%	3471	5,01%	-22	1406	-1,56%
Região SU	24313	53,08%	35353	51,05%	792	10248	7,73%
.. MG	4384	9,57%	6841	9,88%	205	2252	9,10%
.. ES	1141	2,49%	1889	2,73%	113	635	17,80%
.. RJ	6407	13,99%	8573	12,38%	154	2012	7,65%
.. SP	12381	27,03%	18050	26,06%	320	5349	5,98%
Região S	6458	14,10%	9525	13,75%	143	2924	4,89%
.. PR	2848	6,22%	3890	5,62%	87	955	9,11%
.. SC	1198	2,62%	2152	3,11%	28	926	3,02%
.. RS	2412	5,27%	3483	5,03%	28	1043	2,68%
Região CO	4116	8,99%	6419	9,27%	570	1733	32,89%
.. MS	510	1,11%	833	1,20%	52	271	19,19%
.. MT	906	1,98%	1287	1,86%	-37	418	-8,85%
.. GO	1440	3,14%	2134	3,08%	82	612	13,40%
.. DF	1260	2,75%	2165	3,13%	473	432	109,49%
Total	45801	100,00%	69256	100,00%	1836	21619	8,49%

Fonte: elaboração mediante tabwin45 com dados do CNES de Ago./2019.

Oportuno mencionar, analisando-se dados dos leitos de UTI criados, que apenas 1.836 (8,49%) leitos cadastrados foram não Covid-1, inclusive demonstrando que leitos de UTI existentes foram alterados para leitos SUS Covid-19. Essa situação pode indicar a permanência de medidas voltadas aos insumos, como leitos temporários SUS, ao invés de políticas de estruturação do sistema de saúde (DUARTE *et al.*, 2009).

Os resultados indicam a persistência de vazios assistenciais, mesmo diante do incremento de leitos de UTI no CNES tanto para provedores públicos quanto para privados, assim como uma concentração de leitos de UTI nas regiões mais desenvolvidas do país (NORONHA *et al.*, 2020; PEREIRA *et al.*, 2020).

Estatística descritiva das variáveis

A Tabela 2 apresenta a distribuição dos dados da amostra, utilizados na estimação do modelo *logit*. Oportuno mencionar que as variáveis empregadas na composição do modelo apresentaram grande número de dados ausentes, sendo excluídas. Contudo, não foram identificadas distorções nos resultados.

Tabela 2: Análise descritiva da Covid-19

Variáveis	Quantitativo		Óbitos		Recuperados	
	N	%	N	%	N	%
Sexo						
Homem	22.406	0.544	10.242	0.249	12.164	0.295
Mulher	18.794	0.456	7.546	0.183	11.248	0.273
Total	41.200	100	17.788	0.4320	23.413	0.5680
Raça	N	%	N	%	N	%
Negros	23.575	0.572	9.437	0.229	14.138	0.343
Branços	17.625	0.428	8.351	0.203	9.274	0.225
Total	41.200	100	17.788	0.4320	23.412	0.5680
Escolaridade	N	%	N	%	N	%
Analfabeto	3.587	0.0871	2.190	0.0532	1397	0.0339
Ens. fundam.	21.423	0.520	10.322	0.251	11.101	0.269
Ensino médio	11.332	0.275	3.928	0.0953	7.404	0.180
Ens. superior	4.858	0.118	1.348	0.0327	3.510	0.0852
Total	41.200	100	17.788	0.4322	23.412	0.5681
Vacina	N	%	N	%	N	%
Vacinado	11.940	0.290	4.577	0.111	7.363	0.179
Não vacinado	29.260	0.710	13.211	0.321	16.049	0.390
Total	41.200	100	17.788	0.4320	23.412	0.5690
Comorbidade	N	%	N	%	N	%
Diabético	16.410	0.398	7.729	0.188	8.681	0.211
Não diabético	24.790	0.602	10.059	0.244	14.731	0.358
Total	41.200	100	17.788	0.4320	23.412	0.5690
Comorbidade	N	%	N	%	N	%
Obeso	3.605	0.0875	1.469	0.0357	2.136	0.0518
Não obeso	37.595	0.912	16.319	0.396	21.276	0.516
Total	41.200	100	17.888	0.4317	23.412	0.5678
Região	N	%	N	%	N	%
Norte	3.513	0.0853	1.839	0.0446	1.674	0.0406
Nordeste	6.528	0.158	3.739	0.0908	2.789	0.0677
Centro Oeste	2.629	0.0638	989	0.0240	1.640	0.0398
Sudeste	21.521	0.522	8.648	0.210	12.873	0.312
Sul	7.009	0.170	2.573	0.0625	4.436	0.108
Total	41.200	100	17.713	0.4319	23.412	0.5681

Fonte: Ministério da Saúde (2020).

Na análise descritiva da Tabela 2, observa-se que os indivíduos do sexo masculino apresentam maiores taxas de contaminação e de mortalidade, quando comparados com os casos do sexo feminino. Por sua vez, a contaminação e a mortalidade sobre a raça declarada indicam que indivíduos negros predominam entre casos de óbitos e contaminados, bem como entre os hospitalizados.

Considerando-se o nível de qualificação educacional, indivíduos com o menor grau de escolaridade – ensino fundamental e ensino médio – recaíram em 77.5% (35.755) dos casos de contaminação, ao passo que a mortalidade recaiu também para esse grupo.

Os indivíduos hospitalizados em tratamento por Covid-19, com a declaração das comorbidades diabetes e obesidade, também apresentaram maiores proporções de hospitalização e de mortalidade. Por fim, o efeito dos casos de contágio e de mortalidade indicaram disparidade entre algumas regiões.

Resultado das estimações

O modelo da RL demonstrou como diversos fatores podem afetar a probabilidade de óbito de indivíduos que testaram positivo para Covid-19, conforme Tabela 3.

Tabela 3: Modelo de RL tendo como resposta óbito para paciente com Covid-19 hospitalizado

Variáveis	B	Z	OR	Lim. inf.	Lim. sup.
Homem	0.2916984*** (0.0204912)	14.235	1.34	1.29	1.39
Negro	0.1502007*** (0.0232103)	6.471	1.16	1.11	1.22
Escolaridade	-0.2223704*** (0.0136564)	-16.283	0.80	0.78	0.82
Idade	0.0466125*** (0.0007323)	63.652	1.05	1.05	1.05
Diabético	0.1556469*** (0.0205373)	7.579	1.17	1.12	1.22
Obesidade	0.5233127*** (0.0352320)	14.853	1.69	1.58	1.81
Vacinado	-0.4277563*** (0.0231403)	-18.49	0.65	0.62	0.68
Região Nordeste	0.5539192*** (0.0476382)	11.628	1.74	1.58	1.91
Região Norte	0.6208195*** (0.0521648)	11.901	1.86	1.68	2.06
Região Sudeste	0.0469646 (0.0425461)	1.104	1.05	0.96	1.14
Região Sul	-0.1878390*** (0.0494942)	-3.795	0.83	0.75	0.91
Respiradores_100	0.0015851*** (0.0007058)	2.246	1.00	1.00	1.00
Medicos_sus_100	0.0001927 (0.0001570)	1.228	1.00	1.00	1.00
Leitos_UTI_SUS_100	0.0034498*** (0.0010652)	3.239	1.00	1.00	1.00
Constante	-3.146838*** (0.0803998)	-39.11	0.04	0.04	0.05

Fonte: elaboração própria.

A qualidade do ajuste do modelo de RL foi avaliada pelo “*Pseudo R²*”, estipulada por *CoxSnell* (0.1536) e *Nagelkerke* (0.2056). Assim, a capacidade de explicação do modelo está entre 15% e 20%. O teste para detectar multicolinearidade não apresentou alterações. Adotou-se *p-valor <0.1, **p-valor <0.05 e ***p-valor <0.01. Os resultados do modelo estimado demonstram diferenças significativas de óbitos por Covid-19 entre as regiões. Os pacientes hospitalizados por Covid-19 morreram mais nas regiões Norte e Nordeste do país.

Na análise do coeficiente da variável homem, indivíduos do sexo masculino, com teste positivo para Covid-19 e que foram hospitalizados, têm maior probabilidade de óbito, quando comparados com os indivíduos do sexo feminino. Ou seja, a razão de chance indica que os homens têm 34% a mais de chances de morrer do que as mulheres, desde que sejam mantidas constantes as demais variáveis.

A estatística foi positiva e significativa para a variável negro, captando maior probabilidade de óbito para os indivíduos que testaram positivo para Covid-19 e se autodeclararam negros, quando comparados com os indivíduos que se autodeclararam brancos. A razão de chance indica que negros têm 16% a mais de chances de mortalidade do que pessoas que se autodeclararam brancas.

Para a variável educação, indivíduos com maior escolaridade, que testaram positivo para Covid-19, têm menor probabilidade de morrer, quando comparados àqueles com menor escolaridade. Por sua vez, o aumento da idade indicou maior probabilidade de óbito para pacientes acometidos pela Covid-19.

Em relação às comorbidades, como diabetes e obesidade, o modelo demonstra que pacientes Covid-19 hospitalizados com diabetes têm aumento de 17% na probabilidade de ocorrência de óbito, ao passo que indivíduos obesos têm 69% a mais de chances de mortalidade. Contudo, pacientes Covid-19 hospitalizados com vacinação na última campanha contra gripe apresentaram menor probabilidade de óbito, quando comparados com indivíduos não vacinados. Cabe destacar que a vacina contra a gripe imuniza o indivíduo para o vírus H1N1, mesmo aquela oferecida na rede pública.

Na análise do efeito da probabilidade de óbito no contexto das regiões, o resultado da variável ordinal região, tendo como efeito de comparação a região Centro-Oeste, apresentou estatística significativa para seus coeficientes com exceção da região Sudeste. Portanto, as regiões Norte (86%) e Nordeste (74%) apresentaram maior probabilidade de óbito para os indivíduos hospitalizados que testaram positivo para Covid-19. Todavia, a análise com critério idêntico de comparação e referência

demonstra que a região Sul apresentou probabilidade de não óbito para indivíduo que testou positivo para Covid-19.

Por fim, ter estrutura assistencial com respiradores por 100 mil/hab e leitos de UTI para 100 mil/hab demonstrou ser significativo para a mortalidade, o que pode ser explicado, diante de direcionamento de casos mais graves de pacientes Covid-19 para unidades hospitalares com esse porte assistencial.

Em síntese, as variáveis homem, negro, obeso, diabético, mais idade, menor nível de escolaridade e residir nas regiões mais pobres do país indicam maior probabilidade de ser acometido fatalmente pela Covid-19. Por outro lado, ser vacinado, ter acesso à estrutura assistencial, maior escolaridade e residir no Sul do país resultam em redução de probabilidade de ser acometido fatalmente pela Covid-19.

Discussão

Não restam dúvidas que existe uma concentração de leitos de UTI nas regiões mais desenvolvidas do país. Entretanto, esse não é o único entrave a ser considerado para um plano de enfrentamento da pandemia. A estrutura etária da população, presença de comorbidades e aspectos relacionados aos condicionantes sociais de saúde mostraram-se relevantes.

O estudo apresenta aumento de mortalidade para paciente hospitalizado por Covid-19 associada ao sexo masculino, cor negra, idade superior a 65 anos de idade e obesidade. O resultado do presente estudo encontra amparo nas evidências internacionais produzidas. Na análise exploratória que envolveu dados coletados de 50 países, encontrou-se que as variáveis significativamente associadas a um aumento da taxa de mortalidade por milhão foram a prevalência de obesidade na população e o PIB per capita. Em contraste, as variáveis que foram negativamente associadas ao aumento da mortalidade por Covid-19 foram a dispersão de renda reduzida dentro do país. As taxas de mortalidade também foram maiores nos condados com uma população mais velha na análise univariada. Maior número de casos e mortalidade geral foram associados a comorbidades, como obesidade e idade avançada da população (CHAUDHRY; DRANITSARIS; MUBASHIR, 2020).

Um estudo comparado que envolveu 18 principais países mais atingidos pelos casos do COVID-19 encontrou que os 4 principais países com as maiores mortes por milhão de habitantes: Reino Unido (623), Espanha (580), Itália (571) e França (454) pertencem à Europa ocidental e têm uma esperança média de vida superior a 80 anos. Numa primeira análise, os autores encontraram uma relação positiva entre maior expectativa de vida média e mortes por milhão de habitantes. Em análise posterior, os autores encontraram uma correlação positiva entre a expectativa média de vida e as taxas de mortalidade (SHAMS; HALEEM; JAVAID, 2020).

Um outro estudo comparado, que envolveu 200 países, encontrou que a taxa de mortalidade de Covid-19 foi negativamente associada ao número de leitos hospitalares (RR = 0,85, p-valor <0,001). Em contrapartida, os autores encontraram que a taxa de mortalidade de Covid-19 foi positivamente associada à proporção da população com 65 anos ou mais (RR = 1,12, p-valor <0,001) e pontuação de qualidade da infraestrutura de transporte (RR = 1,08, p-valor = 0,002). Além disso, a associação negativa entre a mortalidade de Covid-19 e o número do teste foi mais forte entre países de baixa renda e países com pontuações de eficácia governamental mais baixas, populações mais jovens e menos leitos hospitalares. As taxas de mortalidade previstas foram altamente associadas às taxas de mortalidade observadas, $r = 0,77$ e p-valor <0,001 (LIANG *et al.*, 2020).

Não se pode deixar de considerar os condicionantes e as discrepâncias socioeconômicas que se reproduzem nas regiões e no contexto da sociedade brasileira. Assim, o sistema de saúde, composto pela rede pública e privada, deve ser estruturado de forma a reduzir as desigualdades regionais, principalmente em relação ao SUS, diante do princípio da equidade como componente de processo de desenvolvimento, que representa elemento fundamental da atividade humana e social (SOUZA; NUNES, 2019).

Diante dos resultados, compatíveis com estudos recentes, tanto em relação aos efeitos sobre a mortalidade, bem como relacionados ao modelo de financiamento e governança do SUS, o estado de pandemia pode acentuar questões históricas de concentração de recursos de saúde nas regiões do país, com melhores índices sociais e de condições de vida da população. Contudo, aproveitar um possível legado tecnológico na perspectiva da equidade em saúde, de modo a reduzir as diferenças no acesso à saúde entre as regiões do país, pode se revelar como um caminho possível.

Conclusão

O atendimento ao propósito do estudo sinalizou para a negligência histórica advinda de um federalismo fiscal incapaz de romper com as desigualdades regionais e sociais, provavelmente acentuando a mortalidade pela Covid-19. Aliada a isso, a crise de financiamento do SUS e a complexa governança do setor saúde, com relação conflitante de interesses públicos e privados na construção das políticas de saúde, não permitem estrutura sanitária compatível com a pressão advinda da pandemia do coronavírus, principalmente nas regiões menos desenvolvidas do país.

Diante desse cenário, a principal contribuição do estudo está em relacionar a mortalidade por Covid-19 no Brasil com características regionais e fatores epidemiológico-sociais. Contribui, ainda, por considerar a necessidade de implementação de um modelo de federalismo fiscal e de uma governança do SUS capaz de promover a redução da desigualdade social, inclusive da mortalidade num contexto desvantajoso, fortemente agravado pela pandemia.

Em termos de governança do SUS, importante mencionar os sinais de mudanças advindas com a perda de liderança do nível federal na condução de medidas para reduzir os efeitos da pandemia, colocando à prova os entes subnacionais que se viram impulsionados a se articularem para o enfrentamento da grave crise. Por outro lado, isso não parece ser suficiente diante da demanda crescente por recursos e da crise fiscal.

Como limitações do estudo, destacam-se a quantidade elevada de casos Covid-19 hospitalizados com dados incompletos, que foram excluídos da base, bem como possíveis problemas relacionados à falta de uniformidade na coleta dos dados pelos diversos provedores públicos e privados de saúde, o que pode comprometer a qualidade da informação. Registra-se, ainda, que não foi pretensão do estudo tratar da relação causa e efeito, considerando as variáveis selecionadas e a mortalidade de pessoas.

Para a realização de novos estudos, entende-se como oportuno relacionar o desempenho alcançado por macrorregiões de saúde do Brasil frente à pandemia, inclusive com outras combinações do modelo linear generalizado (MLG).

Por fim, pode-se concluir que foram observados fortes sinais de que as desigualdades regionais tendem a impactar no aumento da mortalidade para pacientes hospitalizados por Covid-19, apesar de existirem outros atores relacionados à saúde de cada indivíduo.

Referências

BANIK, A.; NAG, Nag, T.; CHOWDHURY, S. R.; CHATTERJEE, R. Why Do COVID-19 Fatality Rates Differ Across Countries? An Explorative Cross-country Study Based on Select Indicators. *Global Business Review* v. 21, n. 3, 2020, p. 607-625.

BEDOYA-PACHECO, S. J., EMYGDIO, R. F.; NASCIMENTO, J. A. S. do; BRAVO, J. A. M.; BOZZA, F. A. Desigualdades na terapia intensiva no Rio de Janeiro: efeitos da distribuição espacial dos serviços de saúde na infecção respiratória aguda grave. *Rev Bras Ter Intensiva*, v. 32, n. 1, 2020, p. 72-80.

BRASIL. Portaria n. 774, de 09 de abril de 2020. (2020). Estabelece recurso do Bloco de Custeio das Ações e dos Serviços Públicos de Saúde - Grupos do Piso de Atenção Básica-PAB e de Atenção de Média e Alta Complexidade-MAC... Brasília, DF. Disponível em: <<http://pesquisa.in.gov.br/imprensa/jsp/visualiza/index.jsp?data=09/04/2020&jornal=600&pagina=60&totalArquivos=90>>. Acesso em: 01 jul. 2020.

CHAUDHRY, R.; DRANITSARIS, G.; MUBASHIR, T. A country level analysis measuring the impact of government actions, country preparedness and socioeconomic factors on COVID-19 mortality and related health outcomes. *EClinicalMedicine*, v. 25, 2020, p. 1-8..

COHEN, J.; KUPFERSCHMIDT, K. Countries test tactics in “war” against Covid-19. *Science (New York, N.Y.)*, v. 367, n. 6484, 2020, p. 1287-1288.

COLBOURN, T. Covid-19: extending or relaxing distancing control measures. *The Lancet Public Health*, v. 2667, n. 20, 2020, p. 19-20.

DUARTE, A. J. M.; DA SILVA, A. M. A.; LUZ, E. M.; GERARDO, J. C. *Transferências fiscais intergovernamentais no Brasil: avaliação das transferências federais, com ênfase no sistema único*

de saúde. Instituto Latinoamericano y del Caribe de Planificación Económica y Social (ILPES), Santiago de Chile, janeiro do 2009.

ESTRELA, F. M.; SOARES E SOARES, C. F. DA CRUZ, M. A; DA SILVA, A. F.; SANTOS, J. R. L.; MOREIRA, T. M. DE O.; LIMA, A. B. Pandemia da Covid 19: refletindo as vulnerabilidades a luz do gênero, raça e classe. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 25, n. 9, 2020, p. 3431-3436.

GARCIA, T. P.; LOPES, M. G. L.; GARCIA, C. B.; LOPES, L. P. D. *Proposta de um Modelo Probabilístico de Risco de Crédito com a Aplicação da Técnica de Regressão Logística*. *Gestão & Conhecimento*, v. 7, n.1, jan./jun., 2013, p. 175- 207.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000. p. 846.

HOSMER, D.; LEMESHOW, S. *Applied logistic regression*. New York: John Wiley & Sons, 2000.

HUANG, I.; LIM, M.A.; PRANATA, R. Diabetes mellitus is associated with increased mortality and severity of disease in COVID-19 pneumonia – A systematic review, meta-analysis, and meta-regression: Diabetes and COVID-19. *Diabetes Metab Syndr*, v. 14, n. 4, Jul.-Aug./2020, p. 395-403.

JIN, Y. H.; CAI, L.; CHENG, Z. S.; CHENG, H.; DENG, T.; FAN, Y. P., WANG, X. H. A rapid advice guideline for the diagnosis and treatment of 2019 novel coronavirus (2019-nCoV) infected pneumonia (standard version). *Military Medical Research*, v. 7, n. 1, 2020, p. 1-23.

LARA, P. C.; BURGOS, J.; MACIAS, D. Low dose lung radiotherapy for COVID-19 pneumonia. The rationale for a cost-effective anti-inflammatory treatment. *Clinical and Translational Radiation Oncology*, v. 23, Jul./2020, p. 27-29.

LIANG, L-L.; TSEG, C-H.; HO, H. J; WU, C-Y. Covid-19 mortality is negatively associated with test number and government effectiveness. *Sci Rep*, v. 10, n. 1, Jul./2020.

LIEW, M. F.; SIOW, W. T.; MACLAREN, G.; SEE, K. C. Preparing for Covid-19: early experience from an intensive care unit in Singapore. *Critical Care (London, England)*, v. 24, n. 1, 2020, p. 83.

MACHADO, C. J.; PEREIRA, C. C. DE A.; VIANA, B. DE M.; OLIVEIRA, G. L.; MELO, D. C.; CARVALHO, J. F. M. G. DE; *et al.* Estimativas de impacto da COVID-19 na mortalidade de idosos institucionalizados no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 25, n. 9, 2020, p. 3437-3444.

MACIEL, E. L.; JABOR, P; GONCALVES JÚNIOR, E.; TRISTÃO-SÁ, R; LIMA, R. C. D.; REIS-SANTOS, B; *et al.* Fatores associados ao óbito hospitalar por COVID-19 no Espírito Santo, 2020. *Epidemiol. Serv. Saude*, Brasília, v. 29, n. 4, 2020, p. 1-11.

MENDES, V. L. P.; AGUIAR, F. C. Implementação da política de saúde pública e seus desafios na era digital. *RAP*, v. 51, n. 6, 2017, p. 1104-1121.

NORONHA, K.; GUEDES, G.; TURRA, C. M.; ANDRADE, M. V.; BOTEAGA, L.; NOGUEIRA, D.; *et al.* Análise de demanda e oferta de leitos hospitalares gerais, UTI e equipamentos de ventilação assistida no Brasil em função da pandemia do Covid-19: impactos microrregionais ponderados pelos diferenciais de estrutura etária, perfil etário de infecção e risco. *UFMG-Cedeplar*, 2020.

OLIVEIRA, P. R de; GUERRA, M.; GOMES, A. de O.; MARTINS, A. L. Relação público-privada na política brasileira de atenção cardiovascular de alta complexidade. *RAP*, v. 53, n. 4, 2020, p. 753-768.

OLIVEIRA, R. G. DE; CUNHA, A. P. DA; GADELHA, A. G. DOS SANTOS; CARPIO, C. G.; OLIVEIRA, R. B. DE; *et al.* Desigualdades raciais e a morte como horizonte: considerações sobre a COVID-19 e o racismo estrutural. *Cad. Saúde Pública*. v. 36, n. 9, 2020.

OMS. (2020). Severe Acute Respiratory Infections Treatment Centre. (January), 1–50.

OUPERNEY, A. M.; FLEURY, S. Polarização federativa do SUS nos anos 1990: Uma interpretação histórico-institucionalista. *RAP*, v. 51, n. 6, p. 1085-1103.

PEREIRA, R. H. M.; BRAGA, C. K. V.; SERVO; L. M.; SERRA, B.; AMARAL, P.; GOUVEIA, N. Nota Técnica n. 14 IPEA. IPEA, 2020.

PIOLA, S. F.; FRANÇA, J. R. M. DE; NUNES, A. Os efeitos da Emenda Constitucional 29 na alocação regional dos gastos públicos no Sistema Único de Saúde no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 21, n. 2, 2016, p. 411-421.

REMUZZI, A.; REMUZZI, G. Covid-19 and Italy: what next? *The Lancet*, v. 395, 2020, p. 1225-1228.

RONCO, C.; REIS, T.; DE ROSA, S. Coronavirus Epidemic and Extracorporeal Therapies in Intensive Care: si vis pacem para bellum. *Blood Purification*, 2020, P. 1-4.

SALDIVA, P. H. N.; VERAS, M. Gastos públicos com saúde: Breve histórico, situação atual e perspectivas futuras. *Estudos Avançados*, v. 32, n. 92, 2018, p. 47-61.

SEVERO-SANTOS, J. F.; SANTOS, D. D. Hierarquia de sintomas de Gripe relacionados à COVID-19 de acordo com sexo e cor ou raça em notificações de pacientes com Síndrome Respiratória Aguda Grave no Brasil. *SciELO Preprints*, 2020.

SHAMS, S. A.; HALLEM, A.; JAVAID, M. Analyzing COVID-19 pandemic for unequal distribution of tests, identified cases, deaths, and fatality rates in the top 18 countries. *Diabetes & Metabolic Syndrome: Clinical Research & Reviews*, v. 14, n. 5, Set./Out. 2020, p. 953-961.

SUCUPIRA, G. I. C. S., BRAGA, M. J. Empreendimentos de Economia Solidária e Discriminação de Gênero: uma abordagem econométrica. Anais – Encontro Mineiro de Administração Pública, Gestão Social e Economia Solidária – II EMAPEGS Universidade Federal de Viçosa – UFV/2010.

WALKER, P. G. T; WHITTAKER, C.; WATSON, O., BAGUELIN, M.; AINSLIE, K. E. C.; BHATIA, S.; *et al.* The Global Impact of Covid-19 and Strategies for Mitigation and Suppression. Imperial College, Mar./2020, p. 1-19. The Global Impact of Covid-19 and Strategies for Mitigation and Suppression. *Imperial College*, Mar./2020, p. 1-19.



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.