

Desigualdade econômica e risco de infecção e morte por COVID-19 no Brasil

Income inequality and risk of infection and death by COVID-19 in Brazil

Lauro Miranda Demenech^I , Samuel de Carvalho Dumith^{II} ,
Maria Eduarda Centena Duarte Vieira^{III} , Lucas Neiva-Silva^I 

RESUMO: *Objetivo:* Avaliar, por meio de análise espaçotemporal, se a desigualdade econômica das Unidades Federativas (UF) do Brasil pode estar associada com o risco de infecção e morte por COVID-19. *Métodos:* Trata-se de um estudo ecológico, baseado em dados secundários das taxas de incidência e mortalidade para COVID-19. Os dados foram analisados em nível estadual, tendo como principal variável independente o coeficiente de Gini. Foram utilizados os registros de 12 dias, espaçados em uma semana cada, entre 21 de abril e 7 de julho de 2020. A variação semanal das taxas foi calculada pela regressão de Prais-Winsten, com o objetivo de medir a evolução da pandemia em cada UF. O teste de correlação de Spearman foi empregado para avaliar a correlação entre as taxas e suas evoluções semanais e as variáveis independentes. Por fim, realizou-se diagnóstico de dependência espacial dos dados e usou-se o modelo de defasagem da regressão espacial, quando aplicável. *Resultados:* As taxas de incidência e mortalidade por COVID-19 foram crescentes em todas as UF brasileiras, tendo sido mais acentuada entre aquelas com maior desigualdade econômica. A associação entre coeficiente de Gini e incidência e mortalidade por COVID-19 manteve-se mesmo quando levados em consideração aspectos demográficos e espaciais. *Conclusão:* A desigualdade econômica pode exercer papel importante no impacto da COVID-19 em território brasileiro, por meio de efeitos absolutos e contextuais. Políticas estruturais para a redução da desigualdade são fundamentais para o enfrentamento dessa e de futuras crises sanitárias no Brasil. *Palavras-chave:* COVID-19. Pandemia. Desigualdade em saúde. Determinantes sociais da saúde. Coeficiente de Gini.

^ICentro de Estudos sobre Risco e Saúde, Universidade Federal do Rio Grande – Rio Grande (RS), Brasil.

^{II}Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde, Universidade Federal do Rio Grande – Rio Grande (RS), Brasil.

^{III}Faculdade de Medicina, Universidade Católica de Pelotas – Pelotas (RS), Brasil.

Autor correspondente: Lauro Miranda Demenech. Curso de Psicologia, Centro de Estudos sobre Risco e Saúde, Universidade Federal do Rio Grande. Avenida Itália, km 8, Carreiros, CEP: 96203-900, Rio Grande, RS, Brasil. E-mail: lauro_demenech@hotmail.com

Conflito de interesses: nada a declarar – **Fonte de financiamento:** nenhuma.

ABSTRACT: *Objective:* To assess, through space-time analyses, whether the income inequality of the Federative Units (FUs) in Brazil can be associated with the risk of infection and death by COVID-19. *Methods:* This was an ecological study, based on secondary data on incidence and mortality rates for COVID-19. Data were analyzed at the state level, having the Gini coefficient as the main independent variable. Records of twelve days were used, spaced one week each, between April 21th and June 7th, 2020. The weekly variation in the rates was calculated through Prais-Winsten regression, aiming at measuring the evolution of the pandemic in each FU. Spearman's correlation test was used to assess correlation between the rates and their weekly evolution and the independent variables. Lastly, a spatial dependence diagnosis was conducted, and a Spatial Regression lag model was used when applicable. *Results:* Incidence and mortality rates of COVID-19 increased in all Brazilian FUs, being more pronounced among those with greater economic inequality. Association between Gini coefficient and COVID-19 incidence and mortality rates remained even when demographic and spatial aspects were taken into account. *Conclusion:* Income inequality can play an important role in the impact of COVID-19 on the Brazilian territory, through absolute and contextual effects. Structural policies to reduce inequality are essential to face this and future health crises in Brazil.

Keywords: COVID-19. Pandemic. Health status disparities. Social determinants of health. Gini coefficient.

INTRODUÇÃO

A humanidade enfrenta um dos maiores desafios de saúde pública da história contemporânea ao lidar com a doença causada por um novo tipo de coronavírus, chamada de doença do coronavírus 2019 (do inglês *coronavirus disease 2019* —COVID-19). A doença surgiu na China, rapidamente propagando-se por todo o globo e fazendo com que a Organização Mundial da Saúde (OMS) a reconhecesse como pandemia^{1,2}. Trata-se de uma doença altamente transmissível e de alta gravidade clínica³. No dia 7 de julho de 2020, contabilizam-se 15 milhões de casos e 500 mil mortes por COVID-19 ao redor do mundo². No Brasil, dados oficiais apontam 1,7 milhão de casos de infecção e 66 mil óbitos⁴, e os números continuam subindo.

Como ainda não foram desenvolvidos tratamentos e vacinas para a COVID-19, estratégias de contenção da propagação do vírus têm sido implementadas, como o incentivo ao isolamento social e, em regiões mais afetadas, o confinamento obrigatório da população⁵. O principal objetivo de adotar tais medidas é limitar o número de infectados a um limiar no qual o sistema e os serviços de saúde consigam absorver a demanda, distribuindo o número total de casos ao longo do tempo, fenômeno que tem sido popularmente chamado de achatamento da curva⁶. Países como Itália e Espanha, que atingiram muito rapidamente um número elevado de casos e óbitos por essa doença, conseguiram controlar a situação pela adoção dessas estratégias².

Além do reflexo na saúde das populações do mundo todo, crises sanitárias que envolvem agentes infectocontagiosos costumam ter um impacto ainda mais pernicioso: elas atingem

desigualmente subgrupos populacionais⁷. Partindo do pressuposto de que a pandemia da COVID-19 é um fenômeno global, pode-se acreditar que as pessoas possuem probabilidades iguais de serem infectadas, entretanto pandemias ocorrem em um contexto local, com impactos distintos entre populações socialmente diferentes⁷. A falha em reconhecer esse aspecto já induziu diversos planos e políticas de enfrentamento de crises sanitárias a exacerbar desvantagens biológicas, sociais e econômicas preexistentes⁸.

Nas últimas décadas, o Brasil obteve impressionantes avanços nos seus indicadores de saúde como consequência do seu desenvolvimento e do projeto de universalização do acesso à saúde no país^{9,10}. Contudo, desde que são divulgadas classificações sobre concentração de renda das nações, o Brasil persiste entre os 10 países com maior desigualdade do mundo¹¹. Os avanços na saúde também são desiguais, tendo menor evolução entre os subgrupos em pior posição socioeconômica¹²⁻¹⁴.

Levando em consideração tanto a experiência brasileira com dengue¹⁵, tuberculose¹⁶ e HIV/AIDS¹⁷ como a experiência internacional com as epidemias de H1N1, SARS e ebola⁷, parte-se da hipótese de que existirão diferenças nas taxas de incidência e mortalidade por COVID-19 relacionadas à desigualdade econômica no Brasil. Portanto, o objetivo deste estudo foi avaliar, com base em análises espaçotemporais, se existe relação entre desigualdade econômica e infecção e morte por COVID-19 nas Unidades Federativas (UF) do Brasil.

MÉTODOS

Trata-se de um estudo ecológico realizado com dados secundários obtidos em bases de acesso público do Brasil, que utilizou como unidade de análise as UF brasileiras. Os desfechos avaliados foram as taxas de incidência e mortalidade de COVID-19, tendo como principal variável independente a concentração de renda. Além disso, levando em consideração a possibilidade de que as taxas de infecção e óbito por COVID-19 possam estar correlacionadas com a densidade demográfica de cada UF, essa variável foi incluída no modelo para controle de efeito de confusão.

Os desfechos foram obtidos de dados sobre número de infectados e óbitos por COVID-19 e sobre a população total de cada UF, os quais foram extraídos do Painel Coronavírus⁴ no dia 7 de julho de 2020. Com essas informações, calcularam-se as taxas de incidência (casos ÷ população) e mortalidade (óbitos ÷ população), as quais foram expressadas na proporção de casos/óbitos por 1 milhão de habitantes. Para este estudo, utilizaram-se os dados registrados em 12 dias diferentes, com o intervalo de uma semana entre cada, a saber: 21 e 28 de abril, 5, 12, 19 e 26 de maio, 2, 9, 16, 23 e 30 de junho e 7 de julho.

O coeficiente de Gini, medida adotada para mensurar o grau de concentração de renda da população de cada UF, também foi extraído de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)¹⁸. Esse coeficiente pode variar entre 0 e 1, e, quanto maior o valor, maior a concentração de renda. A densidade demográfica foi calculada pela divisão entre a população total e a área territorial (em km²) de cada UF (dados do IBGE¹⁹).

A evolução temporal semanal das taxas de incidência e mortalidade por COVID-19 foi avaliada por meio da regressão de Prais-Winsten²⁰, baseada no teste de Durbin-Watson, com o *software* STATA 13.1. Dessa análise, pôde-se extrair a magnitude do crescimento médio semanal dessas taxas por cada UF no período selecionado. Além disso, realizou-se análise de associação entre a incidência e a mortalidade registradas em cada uma das 12 datas incluídas das respectivas evoluções semanais (coeficiente de regressão de Prais-Winsten) com o coeficiente de Gini e a densidade demográfica de cada UF, pelo teste de correlação de Spearman.

Por fim, foi considerada a hipótese de autocorrelação espacial entre os desfechos (incidência e mortalidade por COVID-19) e as variáveis independentes (coeficiente de Gini e densidade demográfica). Para tal, realizou-se diagnóstico de autocorrelação espacial de dois modelos de regressão, um utilizando como desfecho a variação semanal de incidência e outro a de mortalidade. Esse procedimento foi conduzido por meio do *software* GeoDa, empregando a malha dos estados brasileiros como matriz de ponderação, com contiguidade do tipo rainha²⁰. Foram realizados os testes de Moran e Lagrange Multiplier (dos tipos de defasagem e dos erros, incluindo os testes robustos para testar a autocorrelação espacial)^{21,22}. Todos os testes estatísticos foram executados considerando-se nível de significância de 5% para testes bicaudais.

RESULTADOS

O Brasil é um país caracterizado por ampla diversidade social, geográfica e econômica. De acordo com os dados obtidos nas bases acessadas, pode-se observar que São Paulo é o estado mais populoso (45.919.049 habitantes), enquanto Rio de Janeiro possui a maior densidade demográfica (394,62 habitantes/km²). Por outro lado, Roraima é o estado com menor número de habitantes (605.761) e Amazonas possui a menor densidade demográfica (2,65 habitantes/km²). A UF com maior desigualdade econômica, de acordo com o coeficiente de Gini, é o Amazonas (0,6664), seguida por Roraima (0,6398) e Acre (0,6394), enquanto a com menor concentração é Santa Catarina (0,4942), seguida por Paraná (0,5416) e Rio Grande do Sul (0,5472).

A Tabela 1 apresenta as taxas de incidência e mortalidade registradas no início (21 de abril) e no fim (7 de julho) do período estudado, bem como a variação semanal desse indicador obtida pela regressão de Prais-Winsten. Na primeira semana, registrada no dia 21 de abril, os estados que apresentaram maiores taxas de incidência foram Amazonas (547,7/1 milhão de habitantes), Amapá (540,36/1 milhão de habitantes) e Roraima (407,75/1 milhão de habitantes), enquanto Tocantins (23,52/1 milhão de habitantes), Sergipe (40,02/1 milhão de habitantes) e Mato Grosso (51,94/1 milhão de habitantes) tiveram as menores taxas nesse dia. Na última semana incluída, registrada no dia 7 de julho, as UF com maiores taxas de incidência foram Amapá (35.819,90/1 milhão de habitantes), Roraima (31.510,78/1 milhão de habitantes) e Distrito Federal (20.792,18/1 milhão de habitantes). Por outro lado, os estados com menores incidências nessa data foram Minas Gerais (2.876,73/1 milhão de habitantes), Rio

Tabela 1. Características das Unidades Federativas (UF) e suas respectivas taxas de incidência e mortalidade por COVID-19[#]. Brasil, 2020.

	UF	Densidade demográfica [†]	Gini	Incidência 21/04	Incidência 07/07	Varição Incidência [§]	Mortalidade 21/04	Mortalidade 07/07	Varição Mortalidade [§]
Norte	AC	5,37	0,6394	221,10	16.941,16	+1.539,90**	9,07	452,41	+40,66**
	AM	2,65	0,6664	547,70	19.101,25	+1.727,84**	46,57	712,25	+61,08**
	AP	5,94	0,6157	540,36	35.819,90	+3.280,05**	15,37	538,00	+48,48**
	PA	6,91	0,6260	119,26	13.501,55	+1.222,89**	4,42	596,08	+56,38**
	RO	7,47	0,5686	111,97	13.821,55	+1.247,48**	2,25	324,66	+29,42**
	RR	2,71	0,6398	407,75	31.510,78	+2.807,82*	4,95	620,71	+55,74**
	TO	5,67	0,6099	23,52	8.267,71	+750,64**	0,64	144,96	+13,25**
Nordeste	AL	119,86	0,6343	62,92	12.442,18	+1.127,55**	5,69	357,17	+32,10**
	BA	26,34	0,6278	100,11	6.182,59	+549,76*	3,16	148,99	+13,25**
	CE	61,33	0,6193	406,92	13.682,76	+1.211,94**	23,54	717,91	+64,54**
	MA	21,46	0,6291	197,31	13.015,64	+1.176,63**	8,48	323,10	+28,68**
	PB	71,16	0,6139	65,45	13.638,69	+1.236,05**	8,21	284,96	+25,17**
	PE	97,45	0,6366	304,28	6.921,68	+609,44**	27,20	547,66	+48,29**
	PI	13,00	0,6193	56,82	8.405,77	+755,18*	4,28	254,79	+22,73*
	RN	66,40	0,6074	173,37	10.214,29	+909,56*	7,98	368,14	+32,64*
	SE	104,84	0,6288	40,02	13.764,33	+1.245,36**	2,18	370,21	+33,39*
Centro-Oeste	DF	523,48	0,6370	292,18	20.792,18	+1.857,97*	7,96	254,37	+22,34*
	GO	206,30	0,5588	59,99	4.460,88	+398,50*	2,71	99,88	+8,69*
	MS	7,78	0,5650	62,25	3.845,65	+342,24*	2,16	46,06	+3,85*
	MT	3,86	0,5652	51,94	6.430,25	+574,63*	1,72	242,79	+21,72*
Sudeste	ES	87,22	0,5723	301,59	14.108,72	+1.254,20**	8,46	467,82	+41,85**
	MG	36,09	0,5634	58,10	2.876,73	+254,27*	2,08	60,56	+5,28*
	RJ	394,62	0,6116	307,33	7.187,17	+631,68**	26,70	630,24	+55,94**
	SP	184,99	0,5768	335,05	7.245,53	+627,96**	23,80	358,78	+30,48**
Sul	PR	57,37	0,5416	89,56	3.000,54	+261,13*	4,46	74,43	+6,32*
	RS	40,39	0,5472	79,46	2.970,84	+262,33**	2,37	69,52	+6,07**
	SC	74,84	0,4942	148,36	4.932,73	+430,87*	4,89	58,48	+4,85**

[#]Taxas de incidência e mortalidade por um milhão de habitantes; [§]variações semanais extraídas por meio da regressão de Prais-Winsten (+ = variação crescente); [†]densidade demográfica em pessoas/km²; *p < 0,05; **p < 0,001.

Fonte: Brasil⁴, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)^{8,19}.

Grande do Sul (2.970,84/1 milhão de habitantes) e Paraná (3.000,54/1 milhão de habitantes). Em todas as UF brasileiras houve aumento na taxa de incidência, o qual foi mais acentuado no Amapá (+3.280,05/1 milhão de habitantes por semana), Roraima (+2.807,82/1 milhão de habitantes por semana) e Distrito Federal (+1.857,97/1 milhão de habitantes por semana), e menos acentuado em Minas Gerais (+254,27/1 milhão de habitantes por semana), Paraná (+261,13/1 milhão de habitantes por semana) e Rio Grande do Sul (+262,33/1 milhão de habitantes por semana).

Quanto às taxas de mortalidade, na primeira semana, registrada no dia 21 de abril, os estados que apresentaram maiores taxas de mortalidade foram Amazonas (46,57/1 milhão de habitantes), Pernambuco (27,2/1 milhão de habitantes) e Rio de Janeiro (26,7/1 milhão de habitantes), enquanto Tocantins (0,64/1 milhão de habitantes), Mato Grosso (1,72/1 milhão de habitantes) e Minas Gerais (2,08/1 milhão de habitantes) apresentaram as menores taxas nesse dia. Na última semana incluída para análise, 7 de julho, as UF com maiores taxas de mortalidade foram Ceará (717,91/1 milhão de habitantes), Amazonas (712,25/1 milhão de habitantes) e Rio de Janeiro (630,24/1 milhão de habitantes), enquanto aquelas com menores taxas foram Mato Grosso do Sul (46,06/1 milhão de habitantes), Santa Catarina (58,48/1 milhão de habitantes) e Minas Gerais (60,56/1 milhão de habitantes). A taxa de mortalidade foi crescente em todas as UF brasileiras, com aumento mais acentuado no Ceará (+64,54/1 milhão de habitantes por semana), Amazonas (+61,08/1 milhão de habitantes por semana) e Pará (+56,38/1 milhão de habitantes por semana) e menos acentuado no Mato Grosso do Sul (+3,85/1 milhão de habitantes por semana), Santa Catarina (+4,85/1 milhão de habitantes por semana) e Minas Gerais (+5,28/1 milhão de habitantes por semana).

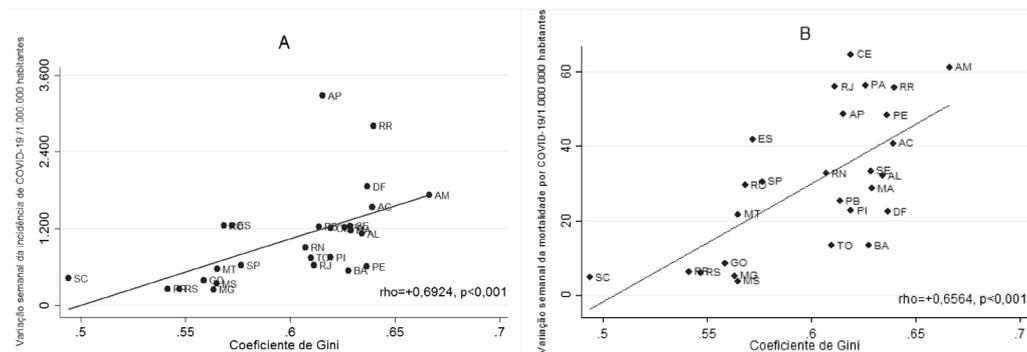
Na Tabela 2 são apresentados os resultados das análises de correlação. Observou-se que a densidade demográfica não foi correlacionada com nenhuma das taxas. O coeficiente de Gini, por sua vez, esteve correlacionado com ambas as taxas em todos os períodos registrados. Quanto à taxa de incidência, a associação evoluiu de correlação positiva fraca no dia 21 de abril ($\rho = +0,4115$, $p = 0,033$), atingindo correlações fortes (maiores que +0,7) nos meses de maio e junho, culminando em correlação positiva moderada (porém quase forte) no dia 7 de julho ($\rho = +0,6906$, $p < 0,001$). A taxa de mortalidade também esteve correlacionada com o coeficiente de Gini, partindo de correlação positiva fraca no dia 21 de abril ($\rho = +0,4760$, $p = 0,012$) para correlação positiva moderada no dia 7 de julho ($\rho = +0,6564$, $p < 0,001$). A dispersão visual entre a variação semanal nas taxas de incidência e mortalidade de cada estado, de acordo com os respectivos coeficientes de Gini, pode ser observada na Figura 1.

Examinando o diagnóstico de dependência espacial realizado, observou-se que o modelo para a variação semanal da taxa de incidência não apresentou autocorrelação espacial (*Moran's I* = 0,724, $p = 0,469$; *Lagrange Multiplier* (lag) = 0,605, $p = 0,437$; *Lagrange Multiplier* (error) = 0,02, $p = 0,875$). O modelo para a variação semanal da taxa de mortalidade, por sua vez, apresentou autocorrelação espacial (*Moran's I* = 2,051, $p = 0,040$; *Lagrange Multiplier* (lag) = 3,288, $p = 0,069$, *Lagrange Multiplier* (error) = 1,792, $p = 0,180$). Com base nesses resultados, decidiu-se utilizar regressão espacial com modelo de defasagem, cujos resultados estão apresentados na Tabela 3. Pode-se observar que em ambos os modelos (linear e espacial),

Tabela 2. Correlação entre taxas de incidência e mortalidade por COVID-19 e variação semanal dessas taxas no período observado (21 de abril a 7 de julho), com a densidade demográfica e coeficiente de Gini[#] das Unidades Federativas (UF) do Brasil, 2020.

Período	Incidência		Mortalidade	
	Densidade demográfica	Coefficiente de Gini	Densidade demográfica	Coefficiente de Gini
21/04	+0,0617	+0,4115*	+0,2821	+0,4760*
28/04	+0,1233	+0,5892*	+0,2088	+0,5199*
05/05	+0,0299	+0,6582*	+0,1758	+0,5846*
12/05	-0,0342	+0,6955**	+0,1306	+0,6164**
19/05	-0,0745	+0,7474**	+0,0360	+0,6384**
26/05	-0,1306	+0,7834**	+0,0195	+0,6350**
02/06	-0,1441	+0,7816**	+0,0049	+0,6613**
09/06	-0,1886	+0,7608**	-0,0360	+0,6640**
16/06	-0,1917	+0,7639**	-0,0409	+0,6652**
23/06	-0,1947	+0,7538**	-0,0427	+0,6616**
30/06	-0,2265	+0,7226**	-0,0110	+0,6475**
07/07	-0,1636	+0,6906**	-0,0140	+0,6558**
Variação semanal	-0,1685	+0,6924**	-0,0330	+0,6564**

[#]Os coeficientes foram extraídos por meio do teste de correlação de Spearman; *p < 0,05; **p < 0,001.



rho: coeficiente de correlação de Spearman.

Figura 1. Gráficos de dispersão entre COVID-19 e coeficiente de Gini das Unidades Federativas (UF) no Brasil, 2020: (A) dispersão da correlação entre a variação semanal nas taxas de incidências por COVID-19 e o coeficiente de Gini das UF; (B) dispersão da correlação entre a variação semanal nas taxas de mortalidade por COVID-19 e o coeficiente de Gini das UF.

Tabela 3. Análises de regressão linear simples e espacial (modelo de defasagem) dos desfechos variação semanal das taxas de incidência e mortalidade por COVID-19 no período observado (21 de abril a 7 de julho)*. Brasil, 2020.

Desfecho	Variáveis	Regressão Linear Simples			Regressão Espacial (modelo de defasagem)		
		Coefficiente	EP	Valor p	Coefficiente	EP	Valor p
Variação semanal da incidência	Constante	-5.167,34	1.875,32	0,011	-4.401,26	1.810,33	0,015
	Coefficiente de Gini	10.406,80	3.121,57	0,003	8.648,91	3.160,19	0,006
	Densidade demográfica	-0,42	1,01	0,682	0,03	0,95	0,974
	Coef. Aut.	-	-	-	0,289	0,196	0,140
Variação semanal da mortalidade	Constante	-161,33	43,84	0,001	-116,12	39,77	0,004
	Coefficiente de Gini	319,122	72,87	< 0,001	218,65	69,91	0,002
	Densidade demográfica	-0,01	0,02	0,916	0,02	0,02	0,276
	Coef. Aut.	-	-	-	0,448	0,166	0,006

*Variações semanais das taxas de incidência e mortalidade extraídas dos dados de séries temporais por meio de regressão de Prais-Winsten; EP: erro padrão; Coef. Aut.: coeficiente autorregressivo do modelo de defasagem.

mesmo com o controle para densidade demográfica da UF, o coeficiente de Gini se manteve associado tanto com a evolução da incidência como da mortalidade por COVID-19.

DISCUSSÃO

Os resultados deste estudo indicam possível reflexo negativo da desigualdade econômica no enfrentamento da pandemia da COVID-19 no Brasil. Esse resultado parece ser consistente, pois, além de ter sido observada correlação em 12 semanas distintas, houve aumento na força da correlação durante o período avaliado, considerando-se que as associações evoluíram de correlações positivas fracas para praticamente fortes²³. Além disso, outro resultado do estudo é que estados mais desiguais apresentaram progressão mais acentuada nas taxas de incidência e mortalidade por COVID-19, enquanto entre os menos desiguais ocorreram aumentos sutis. Por fim, pode-se afirmar que, mesmo levando em consideração aspectos demográficos (densidade demográfica) e espaciais (autocorrelação espacial), o coeficiente de Gini esteve associado ao aumento nas taxas de incidência e mortalidade dessa doença.

Assim, os achados referentes à associação entre desigualdade econômica e infecção e morte por COVID-19 não parecem ser espúrios, oferecendo uma explicação plausível para as diferenças observadas na pandemia da COVID-19 entre os estados brasileiros. A desigualdade econômica pode ter impacto significativo na saúde das populações, para além do efeito da pobreza propriamente dita. No caso da COVID-19, isso parece ocorrer por pelo menos dois efeitos distintos: o absoluto e o contextual²⁴.

O *efeito absoluto* diz respeito ao impacto direto da *distribuição* da renda nos desfechos em saúde. Pequenas mudanças na renda dos indivíduos mais pobres produzem alterações significativas nos desfechos em saúde, ao passo que entre os mais ricos a mesma mudança de renda (para mais ou para menos) não produz grande alteração no padrão de saúde²⁴. Por exemplo, de acordo com estimativas baseadas em dados de 1,3 milhão de neozelandeses em idade laboral acompanhados por três anos, se fosse possível transferir a renda de 10% da população ao encontro da média (o que corresponderia à redução de 10% no coeficiente de Gini), as taxas de mortalidade de toda a população reduziriam em pelo menos 4% (mais de 1.100 mortes evitadas por ano)²⁵. Pode parecer uma redução sutil, mas equivale a três vezes o número de mortes anual por acidentes de trânsito naquele país²⁵, o qual também tem menor desigualdade econômica que o Brasil.

No contexto brasileiro, entre os 20% mais pobres da população, 94,4% não têm plano de saúde e 10,9% avaliam sua saúde como regular, ruim ou muito ruim, enquanto entre os 20% mais ricos apenas 35,7% não têm plano de saúde e 2,2% avaliam sua saúde dessa forma²⁶. Além disso, a disponibilidade de leitos de unidades de terapia intensiva (UTI) para usuários do Sistema Único de Saúde é quase cinco vezes menor do que para quem tem acesso à rede privada de saúde²⁶. Dados internacionais indicam que, em regiões mais desiguais, maior é a proporção de indivíduos com saúde debilitada²⁷, incluindo doenças crônicas que são atualmente reconhecidas como fatores de risco para COVID-19. Portanto, é plausível que em UF mais desiguais a carga de morbidades seja mais elevada, tornando-a estruturalmente mais vulnerável à pandemia da COVID-19.

O *efeito contextual*, por sua vez, evidencia que pessoas (independentemente de posição socioeconômica) que vivem em sociedades desiguais acabam pagando uma taxa de saúde. É como a poluição do ar: é difícil para um indivíduo escapar completamente dos efeitos negativos da poluição do ar no local em que vive. Em localidades desiguais, piores são as estruturas públicas de saúde, segurança, saneamento e urbanismo, condições essas que degradam a qualidade de vida de todos, mas que impactam de forma mais severa os menos favorecidos em nossa estrutura social²⁴.

A distribuição desigual de oportunidades pode alocar indivíduos em diferentes posições socioeconômicas, de acordo com seu grupo social, sexo, gênero e etnia, criando dificuldades em cascata de acesso à educação, trabalho e renda²⁸. Pessoas em maior desvantagem socioeconômica tendem a ter exposição diferencial ao vírus (por terem habitações de pior qualidade, viverem em maior número de pessoas em residências menores, usarem transporte público com maior aglomeração e terem insegurança laboral, que dificulta o distanciamento social), susceptibilidade diferencial (por causa de insegurança alimentar e alimentação

com pior qualidade nutricional, aumento no estresse psicológico e dificuldade no acesso a profissionais de saúde) e consequência diferencial (menor capital social e reduzidas opções de prevenção primária e tratamento)^{7,28-32}. Juntas, exposição, susceptibilidade e consequência diferenciais podem produzir taxas de adoecimento e óbitos maiores nesses subgrupos. Tal efeito já foi observado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios para avaliar o impacto da COVID-19, que mostrou que pretos e pardos, pobres e sem estudo, além de terem maior probabilidade de ser infectados, também sentiram com maior severidade os impactos econômicos da pandemia³³.

Estima-se que o risco de morrer por COVID-19 possa ser até 10 vezes maior entre indivíduos residentes de bairros mais vulneráveis da mesma cidade, e que negros têm chance 62% maior de ser vítimas do vírus³⁴. Esses efeitos contextuais, impactando todas e todos pela degradação da estrutura pública, mas de forma mais severa os menos favorecidos, pode ser uma explicação plausível de por que o aumento nas taxas de incidência e mortalidade no período avaliado foram maiores em estados mais desiguais (e menores ou quase estáveis em estados menos desiguais).

Contudo, os resultados devem ser interpretados com cautela, pois este estudo possui limitações. Por se tratar de dados secundários, não é possível afirmar que pessoas mais vulneráveis economicamente são as mais atingidas, mas sim que há uma probabilidade de que em regiões mais desiguais o impacto da pandemia seja mais severo em toda a população. Em segundo lugar, considerando-se que o Brasil não realiza testagem em massa, a subnotificação de casos e óbitos por COVID-19 pode influenciar os resultados deste estudo. Em terceiro lugar, dada a velocidade na mudança do quadro da doença no Brasil, os resultados podem sofrer alterações. Por exemplo, os resultados da análise temporal, bem como das correlações, indicam associações mais fortes em meados de junho, com sutil redução a partir de julho. Esse achado pode refletir o fato de que as UF que experimentaram avanço mais acentuado da doença (aquelas com maior desigualdade econômica) conseguiram reduzir a velocidade de contágios e óbitos com o tempo. Por fim, associação não significa causalidade, sendo necessárias investigações que identifiquem os caminhos causais desses resultados. Estudos multiníveis que avaliem simultaneamente variáveis em nível individual (por exemplo, cor/raça, ocupação, presença de fatores de risco para COVID-19 etc.) e em nível contextual (por exemplo, aspectos sociais, demográficos e econômicos da localidade de residência em nível regional, municipal ou estadual) poderão identificar as contribuições específicas da posição socioeconômica de um indivíduo e da desigualdade do contexto no qual ele vive para o acometimento pela COVID-19.

Diante disso, conclui-se que a desigualdade econômica pode desempenhar papel importante no impacto da COVID-19 sobre a população brasileira, seja pela distribuição desigual de oportunidades, que acarreta impactos negativos em cascata para aqueles em maior desvantagem socioeconômica, seja por meio de efeitos contextuais que prejudicam a capacidade de uma localidade de responder adequadamente a essa crise sanitária. Esse achado ressalta a urgência do desenvolvimento de políticas intersetoriais voltadas à redução da desigualdade econômica. No contexto da pandemia, o auxílio financeiro emergencial para

pessoas em maior vulnerabilidade³⁵ parece ter sido uma medida de curto prazo positiva. Entretanto, medidas estruturais de longo prazo são essenciais para que esta e futuras crises sanitárias tenham impacto reduzido entre a população brasileira.

REFERÊNCIAS

- Lai CC, Shih TP, Ko WC, Tang HJ, Hsueh PR. Severe acute respiratory syndrome coronavirus 2 (SARS-CoV-2) and coronavirus disease-2019 (COVID-19): The epidemic and the challenges. *Int J Antimicrob Agents* 2020; 55(3): 105924. <https://doi.org/10.1016/j.ijantimicag.2020.105924>
- World Health Organization. Coronavirus disease (COVID-19) situation dashboard [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2020 [acessado em 7 jul. 2020]. Disponível em: <https://experience.arcgis.com/experience/685d0ace521648f8a5beeee1b9125cd>
- Freitas ARR, Napimoga M, Donalisio MR. Análise da gravidade da pandemia de Covid-19. *Epidemiol Serv Saúde* 2020; 29(2): e2020119. <https://doi.org/10.5123/S1679-49742020000200008>
- Brasil. Ministério da Saúde. Painel coronavírus [Internet]. 2020 [acessado em 7 jul. 2020]. Disponível em: <https://covid.saude.gov.br/>
- Brooks SK, Webster RK, Smith LE, Woodland L, Wessely S, Greenberg N, et al. The psychological impact of quarantine and how to reduce it: Rapid review of the evidence. *Lancet* 2020; 395(10227): 912-20. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30460-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30460-8)
- Kenyon C. Flattening-the-curve associated with reduced COVID-19 case fatality rates- an ecological analysis of 65 countries. *J Infect* 2020; 81(1): E98-E99. <https://doi.org/10.1016/j.jinf.2020.04.007>
- Quinn SC, Kumar S. Health inequalities and infectious disease epidemics: a challenge for global health security. *Biosecur Bioterror* 2014; 12(5): 263-73. <https://doi.org/10.1089/bsp.2014.0032>
- Garoon JP, Duggan PS. Discourses of disease, discourses of disadvantage: A critical analysis of National Pandemic Influenza Preparedness Plans. *Soc Sci Med* 2008; 67(7): 1133-42. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2008.06.020>
- Marmot M. Brazil: Rapid progress and the challenge of inequality. *Int J Equity Health* 2016; 15(1): 177. <https://doi.org/10.1186/s12939-016-0465-y>
- Paim J, Travassos C, Almeida C, Bahia L, Macinko J. The Brazilian health system: History, advances, and challenges. *Lancet* 2011; 377(9779): 1778-97. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)60054-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(11)60054-8)
- Victora CG. Socioeconomic inequalities in Health: Reflections on the academic production from Brazil. *Int J Equity Health* 2016; 15(1): 164. <https://doi.org/10.1186/s12939-016-0456-z>
- Barreto ML, Teixeira MG, Bastos FI, Ximenes RAA, Barata RB, Rodrigues LC. Successes and failures in the control of infectious diseases in Brazil: Social and environmental context, policies, interventions, and research needs. *Lancet* 2011; 377(9780): 1877-89. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)60202-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(11)60202-X)
- Chor D. Desigualdades em saúde no Brasil: É preciso ter raça. *Cad Saúde Pública* 2013; 29(7): 1272-5. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2013000700002>
- Victora CG, Aquino EML, Leal MC, Monteiro CA, Barros FC, Szwarcwald CL. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *Lancet* 2011; 377(9780): 1863-76. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)60138-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(11)60138-4)
- Johansen IC, Carmo RL, Alves LC, Bueno MCD. Environmental and demographic determinants of dengue incidence in Brazil. *Rev Salud Pública* 2018; 20(3): 346-51. <https://doi.org/10.15446/rsap.v20n3.54315>
- Harling G, Castro MC. A spatial analysis of social and economic determinants of tuberculosis in Brazil. *Health Place* 2014; 25: 56-67. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2013.10.008>
- Grangeiro A, Escuder MML, Castilho EA. A epidemia de AIDS no Brasil e as desigualdades regionais e de oferta de serviço. *Cad Saúde Pública* 2010; 26(12): 2355-67. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2010001200014>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Índice de Gini da renda domiciliar per capita - Brasil [Internet]. Brasil: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2010 [acessado em 3 jun. 2020]. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibge/censo/cnv/giniuf.def>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Áreas Territoriais [Internet]. Brasil: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2019 [acessado em 3 jun. 2020]. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/estrutura-territorial/15761-areas-dos-municipios.html?t=acesso-ao-produto&c=17>

20. Antunes JLF, Cardoso MRA. Uso da análise de séries temporais em estudos epidemiológicos. *Epidemiol Serv Saúde* 2015; 24(3): 565-76. <https://doi.org/10.5123/S1679-49742015000300024>
21. Anselin L. Exploring spatial data with GeoDa: A workbook. Urbana: Center for Spatially Integrated Social Science; 2005.
22. Anselin L, Syabri I, Kho Y. GeoDa: An introduction to spatial data analysis. In: Fischer MM, Getis A, editores. *Handbook of applied spatial analysis*. Berlin: Springer; 2010. p. 78-89.
23. Mukaka MM. Statistics corner: A guide to appropriate use of correlation coefficient in medical research. *Malawi Med J* 2012; 24(3): 69-71.
24. Kawachi I, Subramanian SV. Income inequality. In: Berkman LF, Kawachi I, Glymour MM, editores. *Social Epidemiology*. 2ª ed. Nova York: Oxford University Press; 2014. p. 126-52.
25. Blakely T, Wilson N. Shifting dollars, saving lives: What might happen to mortality rates, and socioeconomic inequalities in mortality rates, if income was redistributed? *Soc Sci Med* 2006; 62(8): 2024-34. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2005.08.059>
26. Pires LN, Carvalho L, Xavier LL. COVID-19 e desigualdade: a distribuição dos fatores de risco no Brasil. *Experiment Findings* 2020. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.27014.73282>
27. Dewan P, Rorth R, Jhund PS, Ferreira JP, Zannad F, Shen L, et al. Income Inequality and Outcomes in Heart Failure: A Global Between-Country Analysis. *JACC Heart Fail* 2019; 7(4): 336-46. <https://doi.org/10.1016/j.jchf.2018.11.005>
28. Solar O, Irwin A. A conceptual framework for action on the social determinants of health. *Social determinants of health discussion paper 2 (Policy and Practice)*. Genebra: World Health Organization; 2010.
29. Barata RB. Como e por que as desigualdades sociais fazem mal à saúde. Rio de Janeiro: Editora FIOCRUZ; 2009. 120 p.
30. Buss PM, Pellegrini Filho A. A saúde e seus determinantes sociais. *Physis* 2007; 17(1): 77-93. <https://doi.org/10.1590/S0103-73312007000100006>
31. Diderichsen F, Evans T, Whitehead M. The social basis of disparities in health. In: Evans T, editor. *Challenging inequities in health*. Nova York: Oxford University Press; 2001. p. 12-23.
32. Shim RS, Compton MT, Manseau MW, Koplan C, Langheim FJP, Powers RA. Overview of the social determinants of mental health. In: Compton MT, Shim RS, editores. *The social determinants of mental health*. Washington, D.C.: American Psychiatric Publishing; 2015. p. 1-21.
33. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: PNAD COVID19 (maio/2020) [Internet]. Brasil: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2020 [acessado em 25 jun. 2020]. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=2101727>
34. Mello D. Risco de morrer por coronavírus varia até 10 vezes entre bairros de SP [Internet]. Agência Brasil; 2020 [acessado em 3 jun. 2020]. Disponível em: <https://agenciabrasil.ebc.com.br/saude/noticia/2020-05/risco-de-morrer-por-coronavirus-varia-ate-10-vezes-entre-bairros-de-sp>
35. Agência Brasil. Auxílio emergencial [Internet]. Agência Brasil; 2020 [acessado em 26 jul. 2020]. Disponível em: <https://agenciabrasil.ebc.com.br/tags/auxilio-emergencial>

Recebido em: 26/07/2020

Aceito em: 17/08/2020

Contribuição dos autores: LMD e MECDV contribuíram na concepção e delineamento do artigo, obtenção, análise e interpretação dos dados e na redação da primeira versão do manuscrito. SCD e LNS contribuíram na concepção e delineamento do artigo, análise e interpretação dos dados e na revisão crítica do conteúdo técnico-científico do manuscrito. Todos os autores aprovaram a versão final e são responsáveis por todos os aspectos do trabalho, incluindo a garantia de sua precisão e integridade.

