

Estado da publicação: O preprint foi publicado em um periódico como um artigo  
DOI do artigo publicado: <https://doi.org/10.1590/1980-549720200095>

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

Lauro Miranda Demenech, Samuel C. Dumith, Maria Eduarda Centena Duarte Vieira, Lucas  
Neiva-Silva

<https://doi.org/10.1590/1980-549720200095>

Submetido em: 2020-08-19

Postado em: 2020-08-19 (versão 1)

(AAAA-MM-DD)

**DOI: 10.1590/1980-549720200095**

**e200095**

**Artigo especial**

**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**, Universidade Federal do Rio Grande (FURG), Centro de Estudos sobre Risco e Saúde (CERIS), Rio Grande, Rio Grande do Sul, Brasil. E-mail: lauro\_demenech@hotmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7285-2566>

**Samuel C. Dumith**, Universidade Federal do Rio Grande (FURG), Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde (PPGCS), Rio Grande, Rio Grande do Sul, Brasil. E-mail: scdumith@yahoo.com.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5994-735X>

**Maria Eduarda Centena Duarte Vieira**, Universidade Católica de Pelotas (UCPel), Faculdade de Medicina, Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil. E-mail: mariaeduardacentena@hotmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2110-6501>

**Lucas Neiva-Silva**, Universidade Federal do Rio Grande (FURG), Centro de Estudos sobre Risco e Saúde (CERIS), Rio Grande, Rio Grande do Sul, Brasil. E-mail: lucasneivasilva@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7526-2238>

**Autor correspondente:** Lauro Miranda Demenech. Endereço: Avenida Itália, km. 8, CEP 96203-900, Universidade Federal do Rio Grande, Curso de Psicologia, Sala do Centro de Estudos sobre Risco e Saúde. E-mail: lauro\_demenech@hotmail.com

**Conflito de interesses:** Nenhum conflito de interesses a declarar.

**Colaboração individual:** 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.

## **Resumo**

**Objetivo:** Avaliar, por meio de análise espaço-temporal, 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, a partir de 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 doze dias, espaçados em uma semana cada, entre 21 de abril e 07 de julho de 2020. A variação semanal das taxas foi calculada através de regressão de Prais-Winsten, com o objetivo de medir a evolução da pandemia em cada UF. O teste de correlação de Spearman foi utilizado para avaliar a correlação entre as taxas e suas evoluções semanais e as variáveis independentes. Por fim, foi realizado diagnóstico de dependência espacial dos dados, e utilizado modelo de defasagem da Regressão Espacial quando aplicável. **Resultados:** As taxas de incidência e mortalidade por COVID-19 foram crescentes em todas UFs brasileiras, tendo sido mais acentuada entre aquelas com maior desigualdade econômica. A associação entre coeficiente de Gini e incidência e mortalidade por COVID-19 se manteve mesmo quando levados em consideração aspectos demográficos e espaciais. **Conclusões:** A desigualdade econômica pode exercer papel importante no impacto da COVID-19 em

território brasileiro, através de efeitos absolutos e contextuais. Políticas estruturais para a redução da desigualdade são fundamentais para o enfrentamento desta e de futuras crises sanitárias no Brasil.

**Palavras-chave:** COVID-19; pandemia; desigualdade em saúde; determinantes sociais da saúde; coeficiente de Gini.

### **Abstract**

**Objective:** To assess, through space-time analyses, whether the economic inequality of the Federative Units (FU) 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 21 and June 07, 2020. The weekly rate variation was calculated through Prais-Winsten regression, aiming measuring evolution of the pandemic in each FU. Spearman 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. **Conclusions:** Economic inequality can play an important role in the impact of COVID-19 in 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 inequality; social determinants of health; Gini coefficient

## **Introdução**

A humanidade enfrenta um dos maiores desafios de saúde pública da história contemporânea ao lidar com uma doença causada por um novo tipo de coronavírus, chamada de *Coronavirus Disease 2019* (COVID-19). A doença surgiu na China, rapidamente propagando-se por todo o globo, fazendo com que a Organização Mundial da Saúde (OMS) a reconhecesse como uma pandemia<sup>1, 2</sup>. Trata-se de uma doença altamente transmissível e de alta gravidade clínica<sup>3</sup>. No dia 07 de julho de 2020, contabilizam-se aproximadamente 15 de milhões de casos e 500 mil mortes por COVID-19 ao redor do mundo<sup>2</sup>. No Brasil, dados oficiais apontam 1,7 milhões de casos infectados e 66 mil óbitos<sup>4</sup>, 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 população<sup>5</sup>. O principal objetivo para 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 curva”<sup>6</sup>. Países como a Itália e Espanha, que atingiram muito rapidamente um número elevado de casos e óbitos por essa doença, conseguiram controlar a situação a partir da adoção dessas estratégias<sup>2</sup>.

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

desigualmente subgrupos populacionais<sup>7</sup>. Partindo-se 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 diferentes<sup>7</sup>. A falha em reconhecer este aspecto já induziu diversos planos e políticas de enfrentamento de crises sanitárias a exacerbar desvantagens biológicas, sociais e econômicas pré-existentes<sup>8</sup>.

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<sup>9, 10</sup>. Contudo, desde que são divulgadas classificações sobre concentração de renda das nações, o Brasil persiste entre os 10 países com maior desigualdade do mundo<sup>11</sup>. Os avanços na saúde também são desiguais, tendo menor evolução entre os subgrupos em pior posição socioeconômica<sup>12-14</sup>. Os avanços na saúde também foram, em sua maioria, desiguais, tendo menor evolução entre os subgrupos em pior posição socioeconômica<sup>12-14</sup>.

Levando em consideração tanto a experiência brasileira com a Dengue<sup>15</sup>, Tuberculose<sup>16</sup> e HIV/AIDS<sup>17</sup>, como a experiência internacional com as epidemias de H1N1, SARS e Ebola<sup>7</sup>, parte-se da hipótese que existirão diferenças nas taxas de incidência e mortalidade por COVID-19 relacionadas à desigualdade econômica no Brasil. Portanto, o objetivo deste estudo é avaliar, a partir de análises espaço-temporais, 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, utilizando como unidade de análise as UFs 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 a partir 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 Coronavírus”<sup>4</sup> no dia 07 de julho de 2020. A partir dessas informações, foram calculadas as taxas de incidência (casos ÷ população) e mortalidade (óbitos ÷ população), as quais foram expressadas na proporção de casos/óbitos por 1.000.000 habitantes. Para esse estudo, utilizou-se os dados registrados em doze dias diferentes, com o intervalo de uma semana entre cada, a saber: 21 e 28 de abril, 05, 12, 19 e 26 de maio e 02, 09, 16, 23 e 30 de junho e 07 de julho.

O coeficiente de Gini, medida utilizada para mensurar o grau de concentração de renda de uma população, de cada UF também foi extraído de dados do IBGE<sup>18</sup>. Este coeficiente pode variar entre 0 e 1, sendo que quanto maior o valor, maior a concentração de renda. A densidade demográfica foi calculada a partir da divisão entre a população total e a área territorial (em km<sup>2</sup>) de cada UF (dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE<sup>19</sup>).

A evolução temporal semanal das taxas de incidência e mortalidade por COVID-19 foi avaliada através da regressão de Prais-Winsten<sup>20</sup>, baseada no teste de Durbin-Watson, por meio do *software* STATA 13.1. A partir dessa análise pode-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 mortalidade registradas em cada uma das doze datas incluídas, das respectivas evoluções semanais (coeficiente de regressão de

Prais-Winsten) com o coeficiente de Gini e densidade demográfica de cada UF através do teste de correlação de Spearman.

Por fim, foi considerada a hipótese de uma 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 um 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*, utilizando a malha dos estados brasileiros como matriz de ponderação, com contiguidade do tipo rainha<sup>20</sup>. 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)<sup>21, 22</sup>. Todos os testes estatísticos foram conduzidos considerando 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 ser observado que São Paulo é o estado mais populoso (45.919.049 de habitantes), enquanto Rio de Janeiro possui a maior densidade demográfica (394,62 habitantes/km<sup>2</sup>). Por outro lado, Roraima é o estado com menor número de habitantes (605.761) e Amazonas possui a menor densidade demográfica (2,65 habitantes/km<sup>2</sup>). 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 final (07 de julho) do período estudado, bem como a variação semanal desse indicador, obtida através de regressão de Prais-Winsten. Na primeira semana, registrada no dia 21 de abril, os estados que apresentaram maiores taxas de incidência foram o Amazonas (547,70/1.000.000 habitantes), Amapá (540,36/1.000.000 habitantes) e Roraima (407,75/1.000.000 habitantes), enquanto Tocantins (23,52/1.000.000 habitantes), Sergipe (40,02/1.000.000 habitantes) e Mato Grosso (51,94/1.000.000 habitantes) tiveram as menores taxas registradas nesse dia. Na última semana incluída, registrada no dia 07 de julho, as UFs com maiores taxas de incidência foram o Amapá (35.819,90/1.000.000 habitantes), Roraima (31.510,78/1.000.000 habitantes) e Distrito Federal (20.792,18/1.000.000 habitantes). Por outro lado, os estados com menores incidências nessa data foram Minas Gerais (2.876,73/1.000.000 habitantes), Rio Grande do Sul (2.970,84/1.000.000 habitantes) e Paraná (3.000,54/1.000.000 habitantes). Em todas as UFs brasileiras houve aumento na taxa de incidência, o qual foi mais acentuado no Amapá (+3.280,05/1.000.000 habitantes por semana), Roraima (+2.807,82/1.000.000 habitantes por semana) e Distrito Federal (+1.857,97/1.000.000 habitantes por semana), e menos acentuado em Minas Gerais (+254,27/1.000.000 habitantes por semana), Paraná (+261,13/1.000.000 habitantes por semana) e Rio Grande do Sul (+262,33/1.000.000 habitantes por semana).

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**

Quanto às taxas de mortalidade, na primeira semana, registrada no dia 21 de abril, os estados que apresentaram maiores taxas de mortalidade foram o Amazonas (46,57/1.000.000 habitantes), Pernambuco (27,2/1.000.000 habitantes) e Rio de Janeiro (26,7/1.000.000 habitantes), enquanto Tocantins (0,64/1.000.000 habitantes), Mato Grosso (1,72/1.000.000 habitantes) e Minas Gerais (2,08/1.000.000 habitantes) apresentaram as menores taxas nesse dia. Na última semana incluída para análise, 07 de julho, as UFs com maiores taxas de mortalidade foram o Ceará (717,91/1.000.000 habitantes), Amazonas (712,25/1.000.000 habitantes) e Rio de Janeiro (630,24/1.000.000 habitantes), enquanto aqueles com menores taxas foram o Mato Grosso do Sul (46,06/1.000.000 habitantes), Santa Catarina (58,48/1.000.000 habitantes) e Minas Gerais (60,56/1.000.000 habitantes). A taxa de mortalidade foi crescente em todas as UFs brasileiras, cujo aumento foi mais acentuado no Ceará (+64,54/1.000.000 habitantes por semana), Amazonas (+61,08/1.000.000 habitantes por semana) e Pará (+56,38/1.000.000 habitantes por semana), e menos acentuado no Mato

Grosso do Sul (+3,85/1.000.000 habitantes por semana), Santa Catarina (+4,85/1.000.000 habitantes por semana) e Minas Gerais (+5,28/1.000.000 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 uma 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 07 de julho ( $\rho=+0,6906$ ,  $p<0,001$ ). A variação semanal na taxa de mortalidade também esteve correlacionada com o coeficiente de Gini, partindo de uma correlação positiva fraca no dia 21

de abril ( $\rho=+0,4760$ ,  $p=0,012$ ) para correlação positiva moderada no dia 07 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.

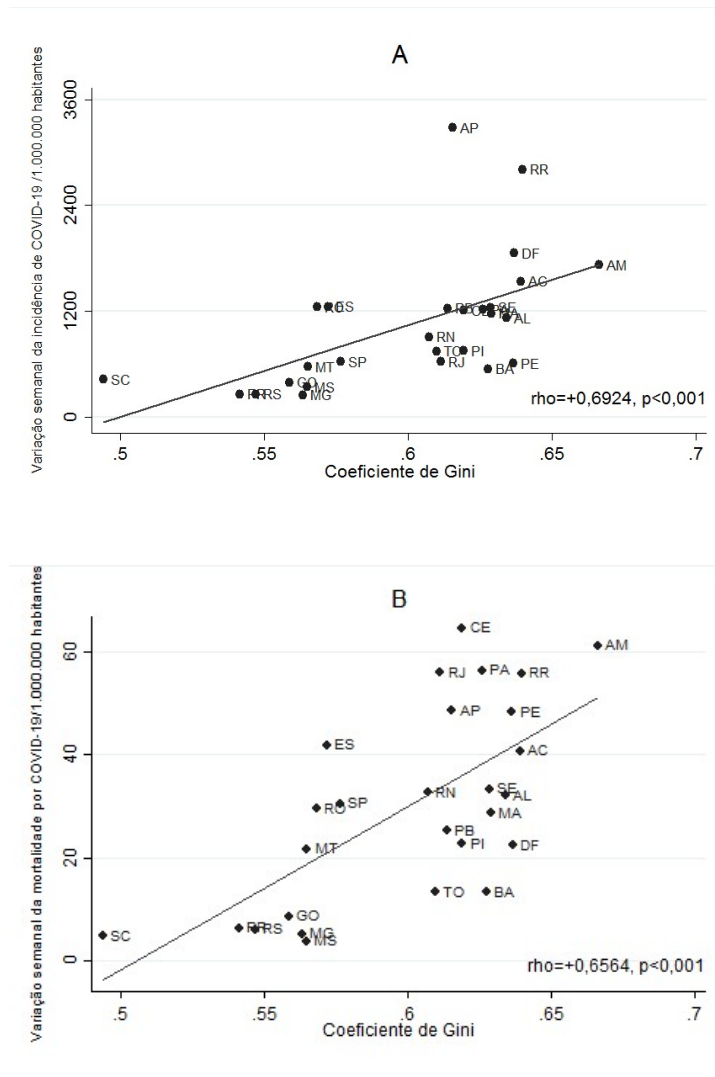


Figura 1. Gráficos de dispersão entre COVID-19 e coeficiente de Gini das Unidades Federativas (UFs) no Brasil, 2020: (A) Gráfico de dispersão da correlação entre a variação semanal nas taxas de incidências por COVID-19 e o coeficiente de Gini das UFs; (B) Gráfico

de dispersão da correlação entre a variação semanal nas taxas de mortalidade por COVID-19 e o coeficiente de Gini das UFs.

Notas: rho=Coeficiente de correlação de Spearman.

Tabela 2. Correlação entre taxas de incidência e mortalidade por COVID-19 e da variação semanal dessas taxas no período observado (21 de abril a 07 de julho), com a densidade demográfica e coeficiente de Gini das Unidades Federativas (UFs) do Brasil, 2020.

Período	Incidência		Mortalidade	
	Densidade	Gini	Densidade	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**

Notas: Os coeficientes foram extraídos por meio do teste de correlação de Spearman; Densidade = Densidade demográfica; Gini = Coeficiente de Gini; \* =  $p < 0,05$ ; \*\* =  $p < 0,001$ .

A partir do 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,  $p=0,180$ ). A partir desses resultados, decidiu-se utilizar regressão espacial com modelo de defasagem, cujos resultados estão apresentados na Tabela 3. Pode ser observado que em ambos modelos (linear e espacial), mesmo com o controle para densidade demográfica da UF, o coeficiente de Gini manteve-se associado tanto com a evolução da incidência como da mortalidade por COVID-19.

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 07 de julho). Brasil, 2020.

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

Notas. Variações semanais das taxas de incidência e mortalidade extraídas dos dados de séries temporais por meio de regressão de Prais-Winsten; Gini = Coeficiente de gini; Densidade = Densidade demográfica; E.P = Erro padrão; Coef. Aut = Coeficiente autorregressivo do modelo de defasagem.

## Discussão

Os resultados deste estudo indicam possível reflexo negativo da desigualdade econômica no enfrentamento da pandemia da COVID-19 no Brasil. Este resultado parece ser consistente, pois além de ter sido observada correlação em doze semanas distintas, houve um aumento na força da correlação durante o período avaliado, considerando que as associações evoluíram de correlações positivas fracas para praticamente fortes<sup>23</sup>. 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.

Portanto, 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 um impacto significativo na saúde das populações, para além do efeito da pobreza propriamente dita. No caso da COVID-19, isto parece ocorrer por pelo menos dois efeitos distintos: o absoluto e o contextual<sup>24</sup>.

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 saúde<sup>24</sup>. Por exemplo, de acordo com estimativas baseadas em dados de 1,3 milhões 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 a uma redução de 10% no coeficiente

de Gini), as taxas de mortalidade de toda população reduziriam em pelo menos 4% (mais de 1.100 mortes evitadas por ano)<sup>25</sup>. Pode parecer uma redução sutil, mas equivale a 3 vezes o número de mortes anual por acidentes de trânsito naquele país<sup>25</sup>, 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 que entre os 20% mais ricos, apenas 35,7% não têm plano de saúde e 2,2% avaliam sua saúde desta forma<sup>26</sup>. Além disso, a disponibilidade de leitos de Unidades de Tratamento Intensivo (UTI) para usuários do Sistema Único de Saúde é quase 5 vezes menor do que para quem tem acesso à rede privada de saúde<sup>26</sup>. Dados internacionais indicam que em regiões mais desiguais, maior a proporção de indivíduos com saúde debilitada<sup>27</sup>, incluindo doenças crônicas que são atualmente reconhecidas como fatores de risco para COVID-19. Portanto, é plausível que em UFs 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 (independente de posição socioeconômica) vivendo 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 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 impacta de forma mais severa os menos favorecidos em nossa estrutura social<sup>24</sup>.

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 renda<sup>28</sup>. Pessoas em maior

desvantagem socioeconômica tendem a ter uma 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), uma susceptibilidade diferencial (devido à insegurança alimentar e alimentação com pior qualidade nutricional, aumento no estresse psicológico e dificuldade no acesso a profissionais de saúde) e uma consequência diferencial (menor capital social e reduzidas opções de prevenção primária e tratamento)<sup>7, 28-32</sup>. Juntas, exposição, susceptibilidade e consequência diferenciais podem produzir taxas de adoecimento e óbitos maiores nestes subgrupos. Esse efeito já foi observado através da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar para avaliar o impacto da COVID-19, onde pretos e pardos, pobres e sem estudo além de terem maior probabilidade de serem infectados, também sentiram com maior severidade os impactos econômicos da pandemia<sup>33</sup>.

Estima-se que o risco de morrer por COVID-19 possa ser até dez vezes maior entre indivíduos residentes de bairros mais vulneráveis de uma mesma cidade, e que negros tem chance 62% maior de serem vítimas do vírus<sup>34</sup>. Estes efeitos contextuais, impactando à todas e todos através da degradação da estrutura pública, mas de forma mais severa os menos favorecidos, pode ser uma explicação plausível do porquê que o aumento nas taxas de incidência e mortalidade no período avaliado foram maiores em estados mais desiguais (enquanto menores ou quase estáveis em estados menos desiguais).

Contudo, os resultados devem ser interpretados com cautela, pois este estudo possui limitações. Por tratarem-se 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 pode ser mais severo em toda população. Em segundo lugar, considerando que o Brasil não realiza testagem em massa, a subnotificação

de casos e óbitos por COVID-19 pode influenciar os resultados deste estudo. Terceiro, 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 UFs que experimentaram um avanço mais acentuado da doença (que foram aquelas com maior desigualdade econômica) tenham conseguido 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 (p. ex., cor/raça, ocupação, presença de fatores de risco para COVID-19, etc) e em nível contextual (p.ex., aspectos sociais, demográficos e econômicos da localidade de residência, seja 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.

Portanto, 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 em impactos negativos em cascata para aqueles em maior desvantagem socioeconômica, ou através de efeitos contextuais que prejudicam a capacidade de uma localidade responder adequadamente à esta 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 vulnerabilidade<sup>35</sup> 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

1. 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>
2. World Health Organization. Coronavirus disease (COVID-19) situation dashboard [Internet]. 2020. [acessado em 07 jul. 2020]. Disponível em: <https://experience.arcgis.com/experience/685d0ace521648f8a5beeeee1b9125cd>
3. 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>
4. Brasil. Ministério da Saúde. Painel coronavírus [Internet]. 2020. [acessado em 07 jul. 2020]. Disponível em: <https://covid.saude.gov.br/>
5. 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)
6. Kenyon C. Flattening-the-curve associated with reduced COVID-19 case fatality rates- an ecological analysis of 65 countries. *J Infect*. 2020. <https://doi.org/10.1016/j.jinf.2020.04.007>
7. Quinn SC, Kumar S. Health inequalities and infectious disease epidemics: a challenge for global health security. *Bio Secur Bioterror*. 2014; 12 (5): 263-73. <https://doi.org/10.1089/bsp.2014.0032>

8. 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>
9. 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>
10. 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)
11. 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>
12. 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)
13. Chor D. Desigualdades em saúde no Brasil: É preciso ter raça. *Cad Saude Publica.* 2013; 29: 1272-5. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2013000700002>
14. Victora CG, Aquino EML, Leal MC, Monteiro CA, Barros FC, Szwarcwald CL. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *The 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)
15. Johansen IC, Carmo RL, Alves LC, Bueno MCD. Environmental and demographic determinants of dengue incidence in Brazil. *Rev Salud Pública.* 2018; 20: 346-51. <https://doi.org/10.15446/rsap.v20n3.54315>

16. 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>
17. Grangeiro A, Escuder MML, Castilho EA. A epidemia de AIDS no Brasil e as desigualdades regionais e de oferta de serviço. *Cad Saude Publica*. 2010; 26: 2355-67.  
<https://doi.org/10.1590/S0102-311X2010001200014>
18. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Índice de Gini da renda domiciliar per capita - Brasil [Internet]. 2010. [acessado em 03 jun. 2020]. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibge/censo/cnv/giniuf.def>
19. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Áreas Territoriais [Internet]. 2019. [acessado em 03 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: 565-76.  
<https://doi.org/10.5123/S1679-49742015000300024>
21. Anselin L. Exploring spatial data with GeoDa: A workbook. Urbana, IL: Center for Spatially Integrated Social Science, 2005.
22. Anselin L, Syabri I, Kho Y. GeoDa: An introduction to spatial data analysis. In: Fischer MM and Getis A, eds. *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 and Glymour MM, eds. *Social Epidemiology*. 2nd ed. New York: Oxford University Press, 2014, p. 126-52.
25. Blakely T, Wilson N. Shifting dollars, saving lives: What might happen to mortality rates, and socio-economic 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. [10.1016/j.jchf.2018.11.005](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)*. Geneva: World Health Organization, 2010.
29. Barata RB. *Como e por que as desigualdades sociais fazem mal à saúde*. Rio de Janeiro: Editora FIOCRUZ, 2009, p.120.
30. Buss PM, Pellegrini Filho A. A saúde e seus determinantes sociais. *Physis*. 2007; 17: 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, ed. *Challenging inequities in health*. New York: Oxford University Press, 2001.
32. Shim RS, Compton MT, Manseau MW, Koplan C, Langheim FJP, Powers RA. Overview of the social determinants of mental health. In: Compton MT and Shim RS, eds. *The social determinants of mental health*. 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]. 2020. [acessado em 25 jun. 2020]. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=2101727>
34. Agência Brasil. Risco de morrer por coronavírus varia até 10 vezes entre bairros de SP [Internet]. 2020. [acessado em 03 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]. 2020. [acessado em 26 jul. 2020]. Disponível em: <https://agenciabrasil.ebc.com.br/tags/auxilio-emergencial>

Recebido em 26/07/2020

Aprovado em 17/08/2020