



Programa de Pós-Graduação em Economia

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – CCSA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PIMES**

CAROLINE FERREIRA LEAL

**PANDEMIA DO COVID-19 E O PADRÃO DE EVOLUÇÃO DAS
DISPARIDADES REGIONAIS DE RENDA NO BRASIL:
EVIDÊNCIAS A PARTIR DE DIFERENTES FONTES DE RENDA**

Recife – PE

2023

CAROLINE FERREIRA LEAL

**PANDEMIA DO COVID-19 E O PADRÃO DE EVOLUÇÃO DAS
DISPARIDADES REGIONAIS DE RENDA NO BRASIL:
EVIDÊNCIAS A PARTIR DE DIFERENTES FONTES DE RENDA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco - PIMES, como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Economia.

Orientador: Raul da Mota Silveira Neto

Recife – PE

2023

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

L435p Leal, Caroline Ferreira
Pandemia do Covid-19 e o padrão de evolução das disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de diferentes fontes de renda / Caroline Ferreira Leal. - 2023.
47 folhas: il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto.
Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2023.
Inclui referências.

1. Covid-19 Pandemia de, 2020 -. 2. Desigualdade regional – Brasil. 3. Renda Distribuição. I. Silveira Neto, Raul da Mota (Orientador). II. Título.

336 CDD (22. ed.) UFPE (CSA 2024 – 015)

CAROLINE FERREIRA LEAL

**PANDEMIA DO COVID-19 E O PADRÃO DE EVOLUÇÃO DAS DISPARIDADES
REGIONAIS DE RENDA NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DE DIFERENTES
FONTES DE RENDA**

Dissertação ou Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em: 22/09/2023 – Data da Defesa.

BANCA EXAMINADORA

Prof^o. Dr. Raul da Mota Silveira Neto
Universidade Federal de Pernambuco – Campus Recife

Prof^o. Dr. Edilberto Tiago de Almeida
Universidade Federal de Pernambuco – Campus Recife

Prof^a. Dra. Roberta de Moraes Rocha
Universidade Federal de Pernambuco – Campus Caruaru

AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, à minha família, pelo apoio e incentivo durante toda a minha formação acadêmica, em especial à minha mãe, Mônica Maria dos Santos Ferreira. Sem eles eu não estaria aqui.

Aos meus amigos de curso durante minha jornada acadêmica, presentes desde os momentos mais fáceis aos mais difíceis.

Também aos meus amigos da vida, por serem compreensivos todas as vezes em que me fiz ausente.

Agradeço, ainda, à Universidade Federal de Pernambuco e à CAPES/CNPQ, pela oportunidade da realização do curso de Mestrado em Economia, e a cada um dos professores com os quais tive contato durante meu Mestrado, os quais me desenvolveram tanto como profissional quanto ser humano.

Por fim, mas não menos importante, agradeço ao meu Professor Orientador, Raul da Mota Silveira Neto, por todo o seu apoio, sagacidade e paciência ao longo da orientação. Essa dissertação não estaria pronta se não fosse ele.

RESUMO

Há poucas dúvidas a respeito dos efeitos econômicos negativos associados à pandemia do COVID-19 no Brasil (o PIB do país diminuiu cerca de 3,9% entre 2019 e 2020, por exemplo). No entanto, muito pouco é conhecido a respeito do impacto desta calamidade de saúde na desigualdade regional de renda brasileira. Com mais precários serviços de saúde, estados mais pobres apresentam-se menos capacitados para lidar com efeitos da pandemia sobre a saúde dos trabalhadores. Por outro lado, com economias mais formalizadas e baseadas nos serviços, estados ricos tendem a sentir primeiramente efeitos de paralizações e do lockdown. A tais condicionantes, potenciais efeitos da reação da política pública à pandemia também devem ser adicionados, uma vez que, por exemplo, o Auxílio Emergencial implicou substancial e sem precedentes transferências de renda aos necessitados. Utilizando informações da PNADC entre 2012 e 2022 e técnicas tradicionais de decomposição de índices de desigualdade, este trabalho documenta e decompõe a dinâmica da desigualdade regional de renda no Brasil a partir de diferentes fontes de renda das famílias durante no período pré e pandêmico e tem como objetivo entender a trajetória do índice de Gini ao longo da pandemia e também desde 2012, mapeando o decréscimo ou acréscimo da desigualdade em tal período. Os resultados indicam que a pandemia contribuiu de forma importante para atenuar as disparidades regionais de renda no Brasil, sendo importante tanto a reação da política pública, com os auxílios, como quanto a dinâmica das fontes de renda de mercado, com o efeito negativo sob os empregos formais.

Palavras-chave: pandemia, COVID-19, desigualdade regional, fontes de renda.

ABSTRACT

There is little doubt about the negative economic effects associated with the COVID-19 pandemic in Brazil (the country's GDP decreased by approximately 3.9% between 2019 and 2020, for example). However, very little is known about the impact of this health calamity on regional income inequality in Brazil. With more precarious healthcare services, poorer states are less equipped to deal with the pandemic's effects on workers' health. On the other hand, with more formalized and service-based economies, wealthier states tend to feel the effects of lockdowns and shutdowns first. In addition to these conditions, potential effects of public policy responses to the pandemic should also be considered. For instance, the Emergency Aid program resulted in substantial and unprecedented income transfers to those in need. Using data from PNADC between 2012 and 2022 and traditional techniques for decomposing inequality indices, this study documents and decomposes the dynamics of regional income inequality in Brazil based on different sources of household income during the pre and post-pandemic period. The aim is to understand the trajectory of the Gini index throughout the pandemic and since 2012, mapping the decrease or increase in inequality during this period. The results indicate that the pandemic played a significant role in mitigating regional income disparities in Brazil, influenced both by public policy responses, such as financial aid, and the dynamics of market income sources, with a negative impact on formal employment.

Keywords: pandemic, COVID-19, regional disparities, sources of income.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Média de renda per capita dos grupos dos UFs brasileiros.....	33
Figura 2 - Taxa de crescimento anual da renda per capita da UF e renda inicial.....	34
Figura 3 - Evolução do Índice de Gini da distribuição da renda per capita entre os estados brasileiros e das contribuições de fontes de renda de mercado e não de mercado.....	35
Figura 4 - Evolução da renda per capita por fontes de renda (em R\$ de 2022) para grupos de unidades federativas brasileiras de acordo com a renda per capita total.....	36
Figura 5 - Evolução das participações das fontes de renda na renda total.....	38
Figura 6 - Evolução do Coeficiente de Concentração por fonte de renda.....	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Descrição das fontes de renda das unidades da federação – PNADC.....	29
Tabela 2 - Renda per capita por fontes de renda (R\$) – UFs brasileiras – 2022.....	30
Tabela 3 - Participações e Coeficientes de Concentração das Fontes de Renda durante os períodos pré e pandemia de COVID-19.....	40
Tabela 4 - Decomposição da variação da desigualdade regional de renda per capita (índice de Gini) por fontes de renda - Efeitos de Concentração e Participação.....	42

SUMÁRIO

1. Introdução.....	11
2. Pandemia do COVID-19 e desigualdade regional.....	13
2.1 COVID-19 e seus impactos regionais.....	13
2.2 Desigualdade regional no Brasil no contexto do COVID-19.....	20
2.3 Auxílio Emergencial no Brasil.....	24
3. Estratégia Empírica.....	26
3.1 Decomposições da desigualdade por fontes de renda.....	26
3.2 Dados e fontes de renda.....	28
4. Resultados.....	32
4.1 COVID-19 e convergência regional: a desigualdade regional de renda brasileira no período 2019 - 2022.....	32
4.2 COVID-19 e a dinâmica da desigualdade regional brasileira.....	37
5. Conclusões.....	44
6. Referências Bibliográficas.....	46

1. Introdução

De acordo com informações do Center for Systems Science and Engineering (CSSE) da Johns Hopkins University, o Brasil contabilizava, no início de janeiro de 2022, 619 mil mortes relacionadas à pandemia de COVID-19. Além do impacto trágico em termos de vidas perdidas, é incontestável que essa pandemia teve sérias repercussões na economia brasileira, evidenciadas pela queda do Produto Interno Bruto (PIB) do país, que foi de 4,1% ao longo de 2020, 4,6% em 2021 e mero 2,9% em 2022.

Dada a natureza da pandemia, que se propaga principalmente por meio de contato pessoal, e considerando a considerável diversidade nas estruturas regionais de produção, não é surpreendente que os impactos da COVID-19 na economia possam variar significativamente entre os estados e cidades brasileiras. Por exemplo, se a pandemia afetar mais intensamente os serviços informais e menos os setores formais da indústria e serviços, que podem ser mais facilmente adaptados ao trabalho remoto (home-office), é possível que os efeitos contribuam para o aumento das disparidades regionais de renda no Brasil, especialmente considerando que a informalidade é mais prevalente nos estados e cidades mais pobres (Neto, 2014). No entanto, até o momento, há poucos conhecimentos sobre os impactos da COVID-19 nessas disparidades regionais de renda no Brasil.

Além disso, embora os estados mais prósperos possuam recursos materiais e serviços de saúde superiores para enfrentar os desafios da pandemia, eles também estão mais expostos a bloqueios e contágios pelo vírus devido à sua maior formalização e dependência de atividades urbanas densas e setores de serviços. Adicionalmente, a resposta imediata das políticas públicas aos efeitos da COVID-19 no Brasil foi a expansão significativa da transferência de renda federal para a população mais afetada, por meio do programa Auxílio Brasil. Embora essa expansão tenha atingido pessoas não consideradas pobres, também beneficiou indivíduos de baixa renda já inscritos no programa Bolsa Família, que é reconhecido por favorecer os estados mais pobres (Silveira Neto e Azzoni, 2012).

A experiência global parece ainda pouco clara quanto aos impactos econômicos regionais da COVID-19. No caso italiano, por exemplo, Ascani et al. (2021) destacaram a importância das estruturas produtivas regionais para entender os impactos da pandemia, mostrando que as regiões mais especializadas em produção industrial e exportação ao norte foram as mais severamente afetadas economicamente. Analisando também o caso italiano, Cerqua e Letta (2022) indicaram que, em termos de emprego, as regiões mais especializadas em serviços foram mais afetadas do que aquelas especializadas em manufaturas. Em um estudo sobre a geografia da COVID-19 nos Estados Unidos, Desmet e Wacziarg (2021) evidenciaram que os centros urbanos mais pobres e menos educados foram

os mais impactados pela COVID-19. Essa falta de convergência entre os estudos sugere, inicialmente, resultados imprevisíveis para o Brasil.

Se pouco se sabe sobre os impactos econômicos regionais da COVID-19 globalmente, menos ainda é conhecido sobre a experiência brasileira, que é marcada por disparidades espaciais significativas na estrutura produtiva e no bem-estar. Nesse contexto, é importante observar que, embora as regiões e estados mais pobres possam ser os mais afetados pelo impacto na renda do trabalho, como discutido anteriormente, a existência de políticas públicas compensatórias durante a epidemia no Brasil pode favorecer essas regiões. Nesse sentido, conforme destacado por Silveira Neto e Azzoni (2011, 2012), fontes de renda associadas a políticas sociais têm contribuído para mitigar as disparidades de renda entre os estados brasileiros, reforçando a importância da renda do trabalho na redução dessa desigualdade na década encerrada em 2010.

No entanto, pouco se sabe sobre a dinâmica da desigualdade regional de renda no período mais recente. A partir de uma perspectiva de evolução das disparidades regionais de renda, esta pesquisa busca preencher essa lacuna, fundamental para o desenvolvimento de políticas destinadas a reduzir as discrepâncias espaciais no bem-estar do país. É importante citar, então, que não há efeito consensual esperado, uma vez que tanto os serviços formais quanto os informais são afetados.

O propósito deste estudo é registrar e examinar a trajetória da disparidade de renda per capita entre as regiões do Brasil ao longo do período de 2012 a 2022, com uma atenção especial para os impactos da pandemia de COVID-19, considerando as diversas fontes de renda das unidades federativas. Especificamente, os objetivos são: i) utilizar dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios - PNAD-Contínua de 2012 a 2022 para documentar a evolução e relevância das distintas fontes de renda, como trabalho, aposentadorias e programas sociais, nas famílias dos estados e capitais brasileiras; ii) realizar a decomposição do Índice de Gini para avaliar a disparidade de renda regional entre os estados brasileiros, considerando suas diversas fontes de renda; iii) desdobrar a variação do Índice de Gini para analisar a disparidade de renda regional entre os estados e capitais brasileiras durante o período mencionado, especialmente entre 2019 e 2022, e quantificar em que medida a variação da desigualdade pode ser atribuída às diferentes fontes de renda.

Os resultados obtidos, como serão apresentados ao final deste trabalho, dissertam sobre a redução da desigualdade no período de pandemia: o impacto dos auxílios sociais e a problemática dos empregos formais, que mais foram impactados durante a pandemia pois necessitavam de contato físico, levaram a tal situação.

Além desta introdução, o próximo capítulo oferece uma revisão da literatura relacionada à pandemia de COVID-19 e à desigualdade regional no Brasil, explorando as interseções entre esses temas. O terceiro capítulo apresenta e explica a estratégia empírica utilizada neste trabalho, bem como

os dados utilizados. Os dois últimos capítulos, 4 e 5, por sua vez, expõem os resultados obtidos e as conclusões tiradas, respectivamente.

2. Pandemia do COVID-19 e desigualdade regional

2.1 COVID-19 e seus impactos regionais

Em dezembro de 2019, a cidade chinesa de Wuhan foi atingida rapidamente por um número crescente de casos de pneumonia causados por um, até então, desconhecido Coronavírus. O acontecido rapidamente se estendeu para outros estados asiáticos nas semanas seguintes, incluindo o Japão, Coreia do Sul e Irã, aumentando a atenção pública de saúde ao nível internacional. A COVID-19 é uma doença infecto contagiosa respiratória, causada pelo Coronavírus, de alto grau de contágio, ela passa de um humano para o outro principalmente pelo ar, através das gotículas de saliva que ficam suspensas no ar ao se tossir, falar ou espirrar (Brussi, 2022).

Ao final de fevereiro de 2020, o contágio explodiu na Europa, com um rápido surgimento de infecções na Itália. Em 11 de março, quando o número global de infecções confirmadas estava em 118.319 em 113 países, o Diretor Geral da Organização Mundial da Saúde (OMS) oficialmente declarou a doença como pandêmica, causada pelo coronavírus. A escalada dos casos foi tão rápida que em 15 de junho já tínhamos 7.832.289 casos.

Embora os especialistas tenham alertado sobre a probabilidade de uma pandemia, dada a frequência crescente de surtos neste século (Sands, 2017), o SARS-CoV-2 pegou o mundo em grande parte despreparado. As pandemias foram responsáveis por perdas devastadoras de vidas humanas - ao longo do último século, elas causaram mais mortes do que conflitos armados (Adda, 2016). Indivíduos e governos reagem a esses riscos extremos de saúde restringindo a interação social e as trocas econômicas (Rasul, 2020), levando a graves recessões econômicas.

Avaliar a velocidade e a magnitude dos efeitos econômicos do COVID-19 e sua distribuição regional é importante. Além de informação necessária para elaborar respostas políticas apropriadas, tais avaliações revelam-se particularmente necessárias quando se considera a possibilidade de, além da COVID-19, choques disruptivos similares causados pela pandemia e outros fenômenos naturais, como eventos catastróficos devido à mudança climática (Sands, 2017).

Uma das características desses choques que envolvem mudanças globais e riscos correlatos é que as pessoas se abstenham de interação social, com impactos desproporcionais nas exportações de serviços como turismo e setores intensivos em contato, como restaurantes, entretenimento e varejo. Estudar sobre os impactos heterogêneos destes choques é muito importante para melhorar o desenho de políticas públicas dirigidas a indivíduos e firmas em setores e regiões que são mais propensas a

serem atingidas, e investir na preparação para acomodar esses eventos cada vez mais frequentes. De fato, as restrições devidas à pandemia do COVID-19 causaram uma crise econômica sem precedentes, com a economia global contraindo em 3,5% em 2020 (Carvalho et. Al, 2021). No entanto, este impacto não foi homogêneo ao longo e dentro dos países, setores econômicos e regiões.

Carvalho et al. (2021), por exemplo, explorou o comportamento de compras nos primeiro 6 meses de COVID-19 na economia portuguesa. Usando as datas das transações em pagamentos mensais eletrônicos desagregados por setor e municípios do maior player do mercado de pagamentos eletrônicos em Portugal, os autores identificaram um impacto causal do choque da pandemia implementando uma estratégia de *diff-diff*, além de um massivo impacto do lockdown nas compras em geral: a taxa de crescimento ano a ano diminuiu por 19%, 44% e 17%, respectivamente, entre março e maio. Os autores também documentam aspectos regionais e setoriais da crise: um aumento nas compras de bens essenciais, contrastando severamente com os chamados setores de contato intensivo. Foram encontradas evidências que o *lockdown* levou as pessoas a postergar ou renunciar gastos essenciais relacionados à sua saúde e ao seu relacionamento com o estado. Eles também acharam evidências que a crise é mais pronunciada em áreas mais centrais e urbanas. Em adição, eles encontraram que a renda e o nível de desigualdade de cada município levaram a contrações mais fortes da atividade econômica. É também oferecido insights sobre o que leva ao impacto diferencial da crise em cidades mais centrais ou principais. Por um lado, temos o efeito de composição, o qual é o peso de cada setor na economia da amostra dos municípios; por outro, o efeito comportamental, que mede a contração relativa dos setores na amostra dos municípios. É mostrado que os dois efeitos levam ao resultado que a crise é mais forte nas cidades principais (mais urbanas).

Já Cerqua & Letta (2022), com foco na Itália, chegaram à conclusão de que as maiores perdas de emprego estão mais concentradas no Centro-Norte, região mais rica da Itália, e estão associadas com a combinação de especialização setorial, exposição das atividades econômicas a riscos de elevada agregação social e vulnerabilidades pré-existentes no trabalho. Em contraste, não há discernível correlação espacial entre os padrões econômicos e epidemiológicos na pandemia. Por último, os *hotspots* territoriais da crise da COVID-19 não se sobrepõem aos da grande recessão. Conforme destacado na Introdução deste estudo, os estados economicamente mais desenvolvidos dispõem de meios para enfrentar os impactos da pandemia. No entanto, estão também mais propensos a enfrentar restrições e a serem afetados pela propagação do vírus, devido à sua maior formalidade e à dependência de atividades urbanas intensas e setores de serviços.

Desmet & Warcziag (2021), dos Estados Unidos, mostram em seu artigo que a variação do espaço é significativa e persistentemente associada a um grande leque de características observáveis do país. Eles encontraram um papel persistente para a densidade populacional como uma correlação

de casos e mortes. É importante medir a densidade efetiva vivenciada pelas pessoas em seu cotidiano. Eles fizeram isso considerando a densidade que as pessoas encontram em seus arranjos de vida e no trânsito local. Além da densidade, outros fatores afetam persistentemente a gravidade do COVID-19 em todos os condados: ter mais residentes de lares de idosos, maiores taxas de pobreza ou uma maior presença de afro-americanos ou hispânicos. O tempo dirá se esta persistência vai persistir.

No contexto chinês, a pesquisa de Shen et al. (2021) examina os efeitos da COVID-19 na disparidade de renda em 295 cidades da China. Empregamos a abordagem da dinâmica de distribuição para investigar as mudanças na renda disponível per capita em cada cidade antes, durante e após a pandemia, quando a disseminação do vírus estava controlada. Os resultados revelam impactos econômicos consideráveis da COVID-19: caso a pandemia perdure, a maioria das cidades tenderá a apresentar uma renda disponível per capita inferior ao período pré-COVID. Em contrapartida, durante o período da COVID-19, as disparidades existentes antes da pandemia podem diminuir devido a um limite de ascensão, ou seja, há chances positivas de crescimento para uma cidade, mas com uma limitação ascendente. Essas conclusões confirmam que as políticas de distanciamento social acarretam efeitos econômicos expressivos e podem intensificar as disparidades regionais de renda.

A recuperação da pandemia é menos promissora para os residentes rurais do que para os residentes urbanos e para as cidades das regiões ocidentais. O impacto econômico desencadeado pela pandemia desapareceu nos residentes urbanos nas regiões leste e central; no entanto, o impacto da pandemia nos residentes rurais permanece sem solução, se não for intensificado, durante o período pós-COVID. Além disso, a disparidade regional de renda nos residentes rurais também piora. Os resultados são consistentes com descobertas anteriores de que indivíduos de baixa renda são mais severamente afetados pelas consequências econômicas das políticas de distanciamento social.

Este estudo traz à tona diversas implicações políticas de relevância. Os resultados indicam que as medidas rigorosas de distanciamento social implementadas em todo o território chinês foram eficazes, pois a recuperação econômica ocorreu rapidamente quando a disseminação do coronavírus foi controlada. Ao conseguir achatar a curva em um curto período, como algumas semanas, um país pode minimizar as perdas econômicas. Entretanto, é crucial considerar que a prolongada aplicação de políticas rigorosas de distanciamento social pode acentuar as disparidades regionais de renda. Especial atenção deve ser dada às áreas rurais, pois os impactos da pandemia podem persistir. A China implementou um programa de erradicação da pobreza desde 2013, visando eliminar a pobreza extrema nas regiões rurais até 2020, retirando 100 milhões de residentes rurais dessa condição. Dado que as áreas rurais, especialmente as do Oeste, foram mais afetadas pela pandemia da COVID-19, é crucial direcionar esforços adicionais para evitar o retrocesso desses residentes à pobreza.

Para conter a propagação do novo coronavírus, os governos implementaram políticas de bloqueio de vários graus que, juntamente com a crise global, provocaram inevitavelmente uma forte redução da atividade, uma queda do emprego e da renda e aumento da pobreza e da desigualdade. É importante mencionar que nem todos os países encontraram esta realidade: na Itália, como citado anteriormente, as regiões mais ricas foram as mais afetadas pelos efeitos da COVID-19. Já as micro simulações de Lustig et. Al (2020), que fizeram uma avaliação para Brasil, Argentina, México e Colômbia, mostram que aumentos na pobreza são piores do que se tivéssemos assumido que a renda de cada família diminui em uma proporção igual a de muitos outros estudos sobre a crise. Ao contrário das expectativas anteriores, descobrimos que os piores efeitos não são sobre os mais pobres, mas aqueles (aproximadamente) no meio da renda (classe média) de distribuição. Também descobriram que a assistência social ampliada que os governos introduziram em resposta à crise tem um grande efeito compensador no Brasil e na Argentina, muito menos na Colômbia (e nulo no México, país onde não houve expansão da assistência social). No Brasil, os bloqueios causaram aumentos maiores na pobreza nas populações afrodescendentes e indígenas do que para os outros. Mas também descobrimos que no Brasil os efeitos compensatórios da expansão da assistência social são maiores para famílias cujo chefe é afrodescendente ou indígena. Em todos os países o aumento da pobreza induzida pelo bloqueio é semelhante para famílias chefiadas por homens e mulheres, mas o efeito compensatório da assistência social ampliada é maior para famílias chefiadas por mulheres.

As simulações feitas no artigo não incluem todas as medidas de mitigação que foram implementadas pelos governos. Por outro lado, a queda da atividade econômica e do emprego pode ser maior do que o FMI (2020) previu. Assim, o impacto da crise do coronavírus na pobreza e desigualdade pode ser ainda maior do que nossos resultados mostram.

Em geral, os resultados de Cerqua & Letta (2022) sugerem que heterogeneidade espacial no COVID-19 não é apenas sobre *timing*: muitas características locais, como a densidade e a estrutura produtiva, tem um grande e persistente efeito na severidade da doença. Formadores de políticas devem, então, ser sensíveis às especificidades dos diferentes locais quando estiverem designando respostas à disseminação do COVID-19. Mesmo quando características locais não exibem efeitos persistentes, elas usualmente exibem sistemáticos caminhos de tempo. Se assim for, estes padrões de tempo são também informativos para os formuladores de política interessados em alocar recursos espacialmente ao longo do ciclo de vida da pandemia.

Quando o primeiro caso de COVID-19 foi confirmado no Brasil, em 26 de fevereiro de 2020, havia especulações, segundo Albuquerque & Ribeiro (2020), sobre como seria o comportamento do vírus em um país populoso, densamente urbanizado e de clima tropical. Existia certa expectativa de que temperaturas mais quentes pudessem diminuir a transmissão. Ademais, esperava-se um

aproveitamento maior da existência do Sistema Único de Saúde (SUS) e da atenção primária capilarizada por todo o território por intermédio dos agentes comunitários de saúde e de endemias.

Para entender o desenvolvimento dessa doença, é determinante compreender tanto os aspectos biológicos quanto sociais. As principais medidas de prevenção e diminuição do contágio foram: uso de equipamentos de proteção individual como máscaras, que impedem que tanto os contaminados espalhem as gotículas de saliva que alojam o vírus quanto impede que uma pessoa saudável respire elas e fique doentes; a higiene pessoal que tem o efeito de ao se entrar em contato com o vírus seja por meio das mãos ou de suas roupas, ele seja morto antes de ter acesso à boca, aos olhos ou ao nariz, além de se evitar colocar as mãos no rosto; e o distanciamento social que evita a aproximação com as pessoas enfermas e ao sair de casa faz com que os indivíduos tenham uma distância de segurança, e aliado a máscara diminuí a chance de ser contaminado.

No entanto, uma das principais problemáticas que se agudizou a partir do caso brasileiro é como a pandemia da COVID-19 é condicionada pelas enormes desigualdades socioespaciais que caracterizam o país e como tem contribuído para o acirramento delas. Mesmo considerando que existem outros fatores importantes que influenciam o agravamento da doença e a ocorrência de óbitos, que não se restringem à questão socioeconômica, é ilustrativo o fato do primeiro caso confirmado no Brasil ter sido um homem, branco, 61 anos, morador de São Paulo, recém-chegado da Itália, internado no Hospital Israelita Albert Einstein. No dia 13 de março, ele estava curado. O Ministério da Saúde notificou as três primeiras mortes por COVID-19 nos dias 12 e 17 de março. O primeiro caso, uma diarista com 57 anos de idade, diabética e hipertensa, moradora do bairro Cidade Tiradentes, extremo da Zona Leste de São Paulo, internada no Hospital Municipal Doutor Cármino Caricchio. O segundo, um homem de 62 anos, porteiro aposentado, com diabetes e hipertensão, morava com os pais e mais três irmãos e estava internado no Hospital Santa Maggiore na capital paulista, sem histórico de viagem ao exterior. Ele não constava nas estatísticas oficiais de casos confirmados. O terceiro caso, uma mulher, 63 anos, com diabetes e hipertensão, residente em Miguel Pereira (Rio de Janeiro), trabalhadora doméstica no bairro do Leblon, cidade do Rio de Janeiro, distante 125km de sua casa. Nesse caso, sua empregadora havia chegado da Itália, tinha confirmação de COVID-19 e cumpria quarentena com a ajuda da funcionária.

A narrativa dos primeiros casos revela perversidades cotidianas e banalizadas da vida brasileira. A desigualdade como processo de seleção espacial e de produção concomitante de abundância, riqueza e conforto de um lado, e de escassez, pobreza e vulnerabilização de outro. Ilustra o sentido da história da pandemia da COVID-19 que tem se geografizado no país e sua seletividade tanto na disseminação quanto na letalidade.

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 diferentes. A falha em reconhecer esse aspecto já induziu diversos planos e políticas de enfrentamento de crises sanitárias a exacerbar desvantagens biológicas, sociais e econômicas preexistentes.

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. Contudo, desde que são divulgadas classificações sobre concentração de renda das nações, o Brasil persiste entre os 10 países com maior desigualdade do mundo. Os avanços na saúde também são desiguais, tendo menor evolução entre os subgrupos em pior posição socioeconômica. Levando em consideração tanto a experiência brasileira com dengue, tuberculose e HIV/AIDS 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.

É por este motivo que se dá o presente estudo: contextualizar, de forma espacial e regional, o espalhamento da COVID-19 no país e sua contribuição para o indicador de desigualdade de renda deste, ao longo de sua estadia, comparando-se aos anos anteriores também (mais especificamente 2012 a 2021).

Neste sentido, o estudo realizado por Brussi (2022) teve como objetivo fornecer uma contribuição para a literatura que se dedica a investigar os efeitos dos comportamentos e variáveis sociais na propagação da COVID-19 no Brasil. O estudo analisou especificamente se o tempo de deslocamento para o trabalho possui algum impacto no contágio da doença. Conforme os resultados da dissertação de Brussi (2022), foi constatado que o tempo dedicado ao deslocamento para o trabalho apresentou significância estatística a um nível de 5%. Cada acréscimo de 10 minutos no tempo gasto para chegar ao trabalho resultou em um aumento de 3,88% na probabilidade de ser contaminado. Essa análise considerou a inclusão das variáveis relacionadas ao setor empresarial em que as pessoas trabalham no modelo. Esse resultado pode ser explicado tanto pelo fato de que um maior tempo de exposição no transporte público pode aumentar o risco de contágio, quanto pelo fato de que quando se leva mais tempo para chegar em casa, a pessoa tende a sair mais vezes para locais próximos ao trabalho (Brussi, 2022).

Stantcheva (2022) diz que de modo geral, os dados que indicam uma redução da disparidade de renda durante a pandemia podem ser enganosos. Essa redução se baseia exclusivamente em medidas políticas de curto prazo em resposta ao surto da pandemia, o que sugere que as intervenções têm sido eficazes em combater as desigualdades a curto prazo. No entanto, o impacto direto da

pandemia tem sido regressivo e isso pode persistir por pelo menos duas razões. Em primeiro lugar, na base da distribuição de renda, os trabalhadores que foram demitidos permanentemente podem enfrentar efeitos de longo prazo do desemprego e da deterioração do capital humano, além de dificuldades para se recolocar no mercado de trabalho. Em segundo lugar, a adoção do trabalho remoto como prática comum pode aumentar o fosso a longo prazo, uma vez que o prêmio salarial subsequente é distribuído de maneira desigual ao longo da distribuição de renda.

Ainda, Palomino et al (2020) afirma que as medidas de urgência implementadas para conter a propagação da COVID-19 em escala global se baseiam principalmente no distanciamento social e no fechamento de atividades produtivas consideradas de alto risco. A interrupção da produção causada por essas medidas de contenção durante o período de bloqueio, junto com as restrições oficiais e o comportamento cauteloso dos consumidores, terão um impacto variado sobre trabalhadores de diferentes setores e ocupações. A análise deles indica um possível aumento significativo da pobreza e da desigualdade em toda a Europa.

A pobreza está prevista para aumentar em todos os países em suas simulações. Sob um cenário conservador de bloqueio de dois meses, calcularam que os mais pobres poderão perder em média 10% de sua renda e o índice de pobreza poderá aumentar em 4,9 pontos percentuais em média na Europa, variando de 2,6 pontos (Suíça) a 8,5 pontos (Croácia). Da mesma forma, a desigualdade salarial aumenta durante um bloqueio de dois meses, com uma mudança média no coeficiente de Gini de 3,5% para a Europa, com variações entre 2,2% (Países Baixos) e 4,9% (Chipre). Considerando um cenário mais severo com seis meses de fechamento parcial a 60% da capacidade total após um bloqueio de dois meses, projetamos uma perda média de 16,2% para os trabalhadores pobres em toda a Europa, um aumento de 9,4 pontos percentuais no índice de pobreza e um aumento médio do coeficiente de Gini de 7,3% para a Europa. Os resultados deles também indicam que as medidas de bloqueio provavelmente agravarão a divisão na Europa tanto entre os países quanto, especialmente, dentro deles. A análise de decomposição mostra que a desigualdade entre países na Europa pode aumentar entre 2,5% e 4,0%, enquanto a desigualdade dentro dos países pode aumentar entre 5,0% e 12,1%.

De maneira geral, observou-se um aumento maior tanto na pobreza quanto na desigualdade no leste e no sul da Europa em comparação com o norte e o centro da Europa. Os trabalhadores nessas regiões tendem a ter uma capacidade de trabalho mais baixa e distribuída de maneira mais desigual durante o bloqueio e o distanciamento social, em comparação com os países do norte e do centro da Europa. Essas disparidades entre as regiões europeias se acentuam com a gravidade das medidas adotadas para combater e prevenir a infecção por COVID-19.

Por fim, Deaton (2021) demonstra que a desigualdade global, definida como a dispersão da renda per capita entre os países, considerando cada país como uma unidade, continuou sua tendência de queda pré-pandemia e, se algo, caiu ainda mais como resultado da pandemia. Essa constatação é frágil, sensível aos resultados em economias pequenas e tem pouca relação com o que razoavelmente os importa, que é a desigualdade internacional nos padrões de vida materiais. Também pode ser temporária. Alternativamente, a desigualdade global pode ser medida com cada país ponderado por sua população e, por essa medida, a desigualdade de renda entre países aumentou, em grande parte porque a Índia se saiu muito pior do que os países ricos da OCDE, em linha com a noção intuitiva de que países pobres sofrem a maior perda de renda. O relativo sucesso da China durante a pandemia contribuiu para uma redução na desigualdade (ponderada pela população), mas a China não é mais hoje um país globalmente pobre, então o resultado excepcionalmente positivo da China não compensou o efeito de aumento da desigualdade pela queda de renda na Índia. O crescimento rápido da China tem, há décadas, diminuído a desigualdade entre países ponderada pela população, pois tirou mais de um bilhão de pessoas da base da distribuição de renda mundial. Mas a China não é mais um país globalmente pobre, de modo que quando ela cresce mais rapidamente do que outros países, como aconteceu em 2020 durante a pandemia, ela faz relativamente pouco para diminuir a desigualdade global.

2.2 Desigualdade regional no Brasil no contexto do COVID-19

Principalmente em países de dimensões continentais, é comum observar uma distribuição espacial bastante desigual das atividades e recursos produtivos. Isso tem motivado intervenções de políticas públicas (Shankar & Shah, 2003; Lessmann & Seidel, 2017). Nesse sentido, especialmente em países em desenvolvimento como o Brasil, as chamadas "políticas baseadas no território" têm sido a principal estratégia adotada para reduzir as desigualdades regionais. Através do fornecimento de uma grande quantidade de recursos, as políticas regionais buscam incentivar regiões e localidades menos desenvolvidas, por exemplo, por meio de incentivos fiscais, empréstimos subsidiados e investimentos públicos em infraestrutura (Kline & Moretti, 2014).

Como lembra Kohlhepp (2010), o Brasil se destaca como um dos países do mundo com grandes desigualdades nos âmbitos social, socioeconômico e especialmente regional. Essa realidade impacta negativamente o desenvolvimento do país. Mesmo sendo a décima maior economia global, um dos quatro países emergentes mais importantes (grupo dos BRICs) e líder na América Latina, o Brasil ainda não conseguiu efetivamente reduzir as disparidades sociais e regionais. O processo de modernização tem sido caracterizado pela concentração de recursos em setores específicos, tanto em

nível social quanto regional. A pobre região do Nordeste, por exemplo, que tem 9 estados, 28% da população e 18% da área total do país, em 2020, contabilizou, próximo de 13,1% do PIB nacional em 2006 e subiu um pouco, para 14,2% em 2019. É interessante notar que os mais fortes esforços do Governo Nacional em desenhar políticas regionais eram relacionados à esta região. No outro extremo, a região Sudeste, que compõe apenas 10,9% da área total e 42,6% do percentual da população em 2007, representaram 53% do total, em 2019, caindo para 51,9% em 2020. A região Sul se manteve com 17,2%. O Centro-Oeste cresceu de 9,9% para 10,4% e o Norte, de 5,7% para 6,3%. São Paulo, que registrou queda de 3,5% no PIB em 2020, tem 31,2% de participação (31,8% no ano anterior).

Apesar de algum progresso relacionado a convergência da renda regional na penúltima década (Silveira Neto and Azzoni 2011; Oliveira and Silveira Neto 2016), a desigualdade de renda regional no Brasil ainda é muito grande, envolvendo um substancial desequilíbrio duradouro de bem-estar, principalmente entre as regiões sudeste e nordeste. O PIB per capita do Maranhão, por exemplo, é apenas 27% do de São Paulo (o estado mais industrializado do país) (dados atualizados em 2012). Estes hiatos regionais de renda persistem mesmo considerando as regiões metropolitanas; a média de renda do trabalho na cidade de Fortaleza (região metropolitana do Ceará, no Nordeste) é cerca de 39,2% abaixo da média de renda do trabalho de todas as regiões metropolitanas (IBGE 2018). Um nível tão alto de desigualdade de renda em um país que, diferentemente de outros grandes países em desenvolvimento como a China, a Índia e Rússia, tem um idioma em comum, cultura e características institucionais, além de não ter barreiras para migração interna e uma forte tradição de políticas regionais, continua a desafiar pesquisadores e formuladores de política.

Tradicionalmente, pesquisadores e formuladores de política envolvidos em entender a resistente desigualdade de renda regional do Brasil enfatizam dois tipos de fatores diferentes como as principais razões para tal situação, inspirados no padrão histórico de desenvolvimento econômico brasileiro baseado na exploração de atividades espacialmente concentradas (Leff 1972; Furtado 2003). Cano (1985) e Baer (2001) destacaram a importância da concentração espacial do setor manufatureiro para entender o desequilíbrio regional de renda brasileiro, ou seja, os autores perscrutaram o papel das estruturas produtivas locais. Por outro lado, Pessôa (2001) e Ferreira (2004) argumentaram que a disparidade regional de renda no Brasil é fundamentalmente explicada pela diferença regional nas características pessoais dos trabalhadores e destacaram o papel da escolaridade. Apesar de sua potencial importância, dado o contexto histórico brasileiro, ambas as explicações estão vinculadas apenas a dois aspectos dos diferenciais regionais de composição do mercado de trabalho (diferenças individuais e de estrutura industrial). No entanto, como mencionado por Combes et al. (2008), os diferenciais salariais espaciais também podem surgir de diferenças

especiais associadas a amenidades locais e ganhos de aglomeração. Além disso, conforme demonstrado recentemente por Huertas et al. (2020), os diferenciais regionais de poder de compra também podem contribuir para os diferenciais regionais de salários nominais.

Entre as principais políticas públicas implementadas pelo Brasil com significativos impactos regionais (Silveira Neto e Azzoni, 2011, 2012), cabe destacar os programas sociais de transferências de renda. No Brasil, tivemos, antes da COVID-19, como auxílio social, o Bolsa Família (Até 2019). O Programa Bolsa Família é um programa de transferência de renda do governo federal do Brasil, instituído no governo Lula pela Medida Provisória 132, de 20 de outubro de 2003, e convertida em lei em 9 de janeiro de 2004, pela Lei Federal n. 10.836. Este durou desde essa época até 2019. O valor médio gasto com o Bolsa Família no Brasil varia ao longo dos anos, pois é atualizado periodicamente de acordo com políticas governamentais e inflação. É importante ressaltar que o programa teve início em 2003, e o valor médio do benefício também foi aumentando ao longo do tempo. No entanto, com base nos dados disponíveis até setembro de 2021, podemos fornecer uma estimativa aproximada do valor médio do Bolsa Família. Em 2021, por exemplo, o valor médio do benefício era de cerca de R\$ 190 por família. No total, o governo gastou 29,5 bilhões por ano, em média, com 13,5 milhões de pessoas com o bolsa família.

É importante destacar, além disto, que a estrutura dos programas sociais pré-pandemia foi útil na política de combate aos efeitos da pandemia. Diante da calamidade, houve a troca do Bolsa Família para o Auxílio Emergencial, que durou apenas o ano de 2020, o valor total gasto com o Auxílio Emergencial no Brasil em 2020 foi de aproximadamente R\$ 293 bilhões. Esse programa foi implementado como uma medida de assistência financeira durante a pandemia da COVID-19, destinado a ajudar trabalhadores informais, autônomos, desempregados e pessoas em situação de vulnerabilidade econômica. O valor do auxílio variou ao longo do ano, passando por diferentes fases e parcelas, com o objetivo de mitigar os impactos econômicos da pandemia na população brasileira.

Ainda tivemos o Auxílio Brasil, que durou de 2021 a 2022, o programa foi anunciado como um substituto ao programa de auxílio emergencial implementado durante a pandemia da COVID-19, com o objetivo de fornecer assistência financeira a famílias em situação de vulnerabilidade social. No entanto, os detalhes específicos sobre o valor gasto nos anos subsequentes ainda não foram divulgados. O Auxílio Brasil teve em valores investidos o total de R\$ 102,4 bilhões em 2021 (Portal de Transparência, 2022) e R\$ 89,9 bilhões em 2022 (Câmara dos Deputados, 2021).

É sob este ambiente de severa desigualdade regional que o país passa a partir de 2020 a conviver com a pandemia do COVID-19.

A princípio, algumas conjecturas específicas ao caso brasileiro podem ser feitas. Especificamente, os impactos podem variar de acordo com a estrutura econômica local, que pode ser mais formal ou informal. Geralmente, as economias mais formais são mais afetadas, pois seguem as políticas de lockdown de maneira mais rigorosa (Garcel & Netto, 2020). No caso do Brasil, os estados mais ricos possuem uma maior formalização do mercado de trabalho, o que significa que eles seriam mais afetados em comparação aos estados mais pobres. Além disto, os impactos podem variar de acordo com as estruturas produtivas: regiões especializadas em setores que requerem interação entre pessoas, como serviços de saúde e educação voltados para famílias, tendem a ser mais afetadas do que regiões especializadas em setores com menos contato pessoal, como certos ramos da indústria extrativa. Estados com maior população tendem a ter uma presença mais significativa de setores de serviços voltados para famílias em comparação com estados menos populosos. É possível que esse fator também tenha um impacto maior nos estados mais ricos do Brasil, como São Paulo e Rio de Janeiro, mas há estados densamente povoados também no Nordeste, como Bahia e Pernambuco. Nesse contexto, os efeitos sobre a desigualdade regional são menos claros. Por fim, note-se que os impactos variam de acordo com a importância das fontes de renda: regiões que dependem mais das receitas provenientes do mercado tendem a ser mais afetadas em comparação com regiões em que uma parte significativa de suas rendas está associada a programas sociais, aposentadorias e pensões. No caso do Brasil, os estados mais pobres têm uma menor dependência de fontes de renda do mercado, portanto, por meio desses canais, tendem a ser menos impactados em comparação aos estados mais ricos, que recebem uma proporção relativamente menor de renda por meio de transferências e políticas públicas.

2.3 Auxílio Emergencial no Brasil

Dentre as estratégias adotadas para lidar com os impactos sociais decorrentes das medidas restritivas e do distanciamento social durante a pandemia do coronavírus (COVID-19), destaca-se a implementação do Auxílio Emergencial, estabelecido pela Lei nº 13.982, de 2020.

Esse Auxílio Emergencial, delineado por essa legislação, combina elementos da Renda Básica de Cidadania, prevista na Lei nº 10.835, de 2004, e do Programa do Seguro-Desemprego, criado pela Lei nº 7.998, de 1990. Vale ressaltar que a Renda Básica de Cidadania nunca foi regulamentada pelo Poder Executivo Federal, e o Programa do Seguro-Desemprego é direcionado exclusivamente ao trabalhador formal desempregado, sob determinadas condições. Diante disso, o auxílio instituído

preenche uma lacuna na proteção social, beneficiando os trabalhadores informais, desde que cumpridos os requisitos estipulados na legislação (Cardoso, 2020).

Ao abordarmos o contexto do debate que resultou na criação do Auxílio Emergencial no Brasil durante a pandemia de COVID-19, é crucial compreender a diversidade de propostas apresentadas. O governo federal, por meio do Ministério da Economia, inicialmente propôs uma renda de R\$ 200 (US\$ 40,16) para 38 milhões de trabalhadores informais e autônomos, por um período de três meses. Esses beneficiários precisavam estar no Cadastro Único e não receber nenhum outro benefício social. No Congresso Nacional, diversas bancadas apresentaram projetos variados em relação ao valor e ao público-alvo, pressionando o governo para não aprovar a proposta inicial.

É relevante destacar que mais de 160 entidades brasileiras organizaram a campanha "Renda Básica que Queremos", apoiada por mais de 500 mil pessoas que assinaram a petição lançada em março de 2020. A proposta dessa campanha era destinar R\$ 300 (US\$ 60,24) mensais a cada membro das famílias mais pobres do país, ao longo de seis meses, totalizando um benefício mensal de R\$ 1.200,00 (US\$ 240,96) por família. Isso visava garantir acesso às condições básicas de vida durante a crise, abrangendo aproximadamente 77 milhões de brasileiros.

Após semanas de mobilização e pressão de organizações, movimentos, cidadãos e parlamentares preocupados com os impactos da pandemia nas famílias brasileiras, foi aprovada a Lei 13.982/2020, que instituiu a Renda Básica Emergencial de R\$ 600,00 ou R\$ 1.200,00 para mães solo, voltada a trabalhadores informais, autônomos ou microempreendedores individuais, pelo período de três meses, com possibilidade de extensão dependendo da situação da pandemia. A lei, sancionada em 2 de abril de 2020, estabelece critérios, como idade mínima de 18 anos, ausência de emprego formal, limite de renda familiar e restrições quanto a benefícios previdenciários.

No entanto, o grande desafio era implementar a Renda Básica Emergencial de maneira rápida e eficiente, atingindo trabalhadores informais, desempregados e famílias em situação de vulnerabilidade, evitando aglomerações durante novos cadastros. O governo identificou três grupos principais de beneficiários: famílias cadastradas no Cadastro Único para Programas Sociais, beneficiários do Bolsa Família e trabalhadores informais, autônomos e microempreendedores não registrados no Cadastro Único. Enquanto os dois primeiros grupos não exigiam novo cadastro, o terceiro realizaria inscrição por meio de um aplicativo.

É importante destacar que, em abril de 2020, havia um total de 28.605.430 famílias registradas no Cadastro Único para Programas Sociais. Dentre essas famílias, 14.281.761 estavam atualmente

beneficiando-se do programa Bolsa Família³⁸. Após o lançamento do aplicativo de cadastramento, conforme dados fornecidos pela Caixa Econômica Federal (atualizados até 30 de maio de 2020)³⁹, ocorreu o processamento de 116 milhões de cadastros. Desse montante, 50,7 milhões foram solicitações realizadas por meio do aplicativo, no entanto, apenas 38,2 milhões desse total foram considerados elegíveis como beneficiários. Entre os 32,1 milhões de cadastros provenientes do Cadastro Único, mas que não estavam associados ao Bolsa Família, 10,5 milhões de pessoas foram consideradas elegíveis. Por fim, dentre as 19,9 milhões de pessoas analisadas que já recebiam o Bolsa Família, 19,5 milhões foram consideradas aptas a receber a Renda Básica Emergencial (Cardoso, 2020).

3. Estratégia Empírica

Neste capítulo, iremos apresentar a decomposição da desigualdade regional de renda por fontes de renda, de acordo com o índice de Gini, e, em seguida, partiremos para a apresentação dos dados e das fontes de renda. Trabalho necessário para se atingir os resultados desejados.

3.1 Decomposições da desigualdade por fontes de renda

Neste trabalho, são utilizadas diferentes decomposições de índices tradicionais de desigualdade de renda para evidenciar os níveis e as mudanças da desigualdade regional de renda per capita entre as unidades da federação brasileira. Tais decomposição são tradicionais e rapidamente descritas a seguir. A estratégia é conhecida e foi utilizada, por exemplo, por Silveira Neto e Azzoni (2011, 2012) para estudar a evolução da desigualdade regional entres os estados brasileiros nos anos 2000.

A estratégia aplicada na pesquisa segue aquela utilizada por Silveira Neto e Azzoni (2011, 2012), para o estudo da desigualdade regional no Brasil. A partir da decomposição inicialmente proposta por Fei et al. (1979) e Kakwani (1980), numa situação em que a renda dos estados ou subunidades regionais corresponde à soma de parcelas de diferentes fontes, o coeficiente de Gini e as medidas de Entropia Generalizadas podem ser decompostos a partir de parcelas que refletem as diferentes contribuições destas fontes para o nível de desigualdade da distribuição regional da renda *per capita* (veja-se também Arslan and Taylor, 2010 e Lopez-Feldman et al. 2007).

Especificamente, considerando o índice de Gini, este pode ser expresso pela soma das razões ou coeficientes de concentração multiplicados pelos respectivos pesos das diferentes fontes de renda. Formalmente, o valor do coeficiente de Gini (G) pode ser expresso como:

$$G = \sum_{f=1}^N \alpha_f C_f \quad , \quad (1)$$

onde N é o número de fontes de renda, α_f corresponde à participação da fonte f na renda *per capita* e C_f é a razão ou coeficiente de concentração da mesma parcela. Por sua vez, esta última razão ou coeficiente é obtido a partir da Curva de Concentração, que mostra como, mantida a ordenação crescente da renda total do trabalho *per capita*, a proporção acumulada da parcela f varia em função da proporção acumulada da população (estados). Mais especificamente, definindo β_f como a área

entre a curva de concentração para a fonte f e o eixo das abscissas, a razão ou coeficiente de concentração referente a esta parcela é obtido como:

$$C_f = 1 - 2\beta_f \quad , \quad (2)$$

onde, pode-se mostrar que $-1 < C_f < 1$. Tal intervalo, que difere daquele do índice de Gini ($0 \leq G < 1$), decorre do fato de que, já que a ordenação no eixo das ordenadas é dada através da ordenação crescente da renda total (e não da parcela f da renda), a curva de concentração é côncava (e não convexa, como no caso da Curva de Lorenz). Para duas datas, t e $t-1$, pode-se observar quanto da variação do índice de Gini é determinado pela variação da desigualdade das diferentes parcelas de renda e quanto deriva da variação das participações destas parcelas na renda.

A variação no índice de Gini entre dois momentos no tempo, $t-1$ e t , pode ser decomposta como $\Delta G = \sum_{f=1}^N \bar{C}_f \Delta \alpha_f + \sum_{f=1}^N \bar{\alpha}_f \Delta C_f$. Notando que $\bar{G} = \frac{1}{2} (G_t + G_{t-1})$ e que $\sum_{f=1}^N G \Delta \alpha_f = G \sum_{f=1}^N (\alpha_{ft} - \alpha_{ft-1}) = 0$, é possível reescrever o índice de Gini como:

$$\Delta G = \sum_{f=1}^N (\bar{C}_f - \bar{G}) \Delta \alpha_f + \sum_{f=1}^N \bar{\alpha}_f \Delta C_f \quad , \quad \text{onde } \bar{G} = \frac{1}{2} (G_t + G_{t-1}). \quad (3)$$

Com a primeira soma representando o efeito-participação, observa-se que o aumento da participação de uma fonte que apresenta um nível de concentração menor (maior) que aquele verificado para a renda total contribui para diminuição (aumento) da desigualdade da renda total do trabalho. Já a segunda soma, que representa o efeito-concentração total, mostra o impacto de variações nos níveis de concentração das diferentes parcelas de renda dos setores na variação do nível de desigualdade da renda total.

Decomposições análogas podem ser obtidas para as diferentes medidas de Entropia Generalizadas, obtidas pela relação $GE(\alpha) = \left(\frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \right) \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right]$, $\alpha = 0, 1, 2$, onde y_i corresponde à *renda per capita* da observação i , μ representa a média da correspondente distribuição e n representa o número de observações considerado. A decomposição de mais simples representação

ocorre para o caso em que $\alpha = 2$, situação em que o índice corresponde à metade do quadrado do

coeficiente de variação: $GE(2) = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^2 - 1 \right] = \frac{\sigma^2}{2\mu^2}$. Neste caso é possível obter:

$$GE(2) = \sum_{f=1}^N \rho_f \chi_f \sqrt{GE(2) GE_f(2)} \quad (4)$$

Onde, ρ_f corresponde à correlação entre o componente da renda f e a renda total, χ_f é a participação do componente na renda total e $G_f(2)$ é o próprio índice para a referida componente da renda¹. Desta relação, é imediatamente possível obter a participação de cada fonte de renda na desigualdade total e, para determinado período de análise, o quanto cada parcela tem de responsabilidade pela variação do índice de desigualdade (expressão análoga à equação (4) obtida para o Índice de Gini. Dada a mais rica caracterização da dinâmica da desigualdade possível de ser obtida a partir da decomposição do Gini, foca-se nas evidências a seguir os resultados da decomposição da desigualdade a partir deste referido índice².

3.2 Dados e fontes de renda

Os dados para os exercícios são obtidos a partir dos microdados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílio Contínua (PNADC) produzidas pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) para os anos de 2012 a 2022, considerando os agregados anuais. Tal fonte de informação permite a obtenção das rendas estaduais e de suas capitais (aqui para o período da mais recente apenas) para diferentes fontes de renda do trabalho (setores econômicos formais e informais) e de outras fontes, como aposentadoria e transferências de renda. A princípio, serão consideradas as fontes de renda do trabalho privado formal, renda do trabalho do governo, renda do trabalho informal, das aposentadorias e pensão e as rendas das demais fontes (que incluem as rendas dos programas sociais), todas passíveis de serem computadas a partir dos microdados da PNAD.

A contribuição final de cada fonte de renda para a variação da desigualdade no período é o resultado combinado de mudanças na participação e mudanças na concentração. Por exemplo, as aposentadorias e pensões aumentaram sua participação e ficou mais concentrado. A equação (4)

¹ Veja-se Jenkins (1995) para maior desenvolvimento desta e de outras decomposições.

² Enfatize-se, contudo, que tanto o Índice de Gini, como as medidas de Entropia Generalizadas, obedece ao axioma das transferências de Dalton-Pigou.

permite avaliar a importância de mudanças na participação e concentração de cada fonte de renda nas mudanças no Coeficiente de Gini.

A Tabela 1, a seguir, apresenta as fontes de renda consideradas na pesquisa a partir das variáveis disponíveis na PNADC. A divisão proposta é obviamente condicionada pela forma de disponibilização das informações presente na PNADC de 2012 a 2022. Neste sentido, note-se que não é possível a obtenção de fontes de renda obtidas via mercado para além das categorias apresentadas (trabalho e outras fontes de renda de mercado). Por outro lado, a consideração das fontes de renda obtidas que não via mercado a partir de quatro categorias é justificada por diferentes razões. Primeiro, em todos os anos é possível identificar a renda do BPC (Benefício de Prestação Continuada) em todos os anos, mas não as rendas de outros dos programas de transferências de renda como, por exemplo, o Bolsa Família/Auxílio Emergencial/Auxílio Brasil, que, portanto, são agregadas em única categoria (Políticas Sociais). Segundo, por razões de concisão e por representarem finalidades semelhantes, são consideradas em uma única categoria as aposentadorias e pensões. Por fim, por apresentarem baixos valores e terem natureza não muito distintas, na categoria doações foram consideradas as fontes de renda associadas a doações, mesadas e pensões alimentícias.

Tabela 1 – Descrição das fontes de renda das unidades da federação – PNADC.

Fontes de renda	Descrição	Variáveis da PNADC
Rendas de Mercado		
Trabalho	Renda de todos os trabalhos	VD4020
Outras rendas de Mercado	Renda obtida via remuneração de mercado que não do trabalho	V5007A2 e V5008A2
Rendas que não de mercado		
BPC	Rendas do Benefício de Prestação Continuada	V5001A2
Políticas Sociais	Rendas do Programa Bolsa Família e de outros programas sociais	V5002A2 e V5003A2
Aposentadorias e Pensões	Rendas de aposentadorias e pensões (públicas e privadas)	V5004A2
Doações	Rendas de doações, mesadas e pensões alimentícias	V5006A2

Fonte: PNADC 2022.

Na Tabela 2 a seguir, são apresentados os valores da renda per capita total e de cada fonte de renda utilizados para analisar a desigualdade regional. Os dados são referentes a 2022 e os estados estão organizados em ordem crescente de pobreza, com base nos valores mais recentes do referido ano. A análise dos dados revela que, de forma geral, em comparação com a renda total, as fontes de renda provenientes do mercado beneficiaram claramente os estados mais ricos, enquanto as fontes de renda não relacionadas ao mercado favoreceram os estados mais pobres (Silveira Neto e Azzoni, 2012). Esses padrões são mais evidentes nos componentes "Outros de mercado" e "Políticas Sociais", respectivamente. Como resultado, observa-se que a parcela de componentes não relacionados ao mercado (relacionados ao mercado) na renda total era maior nos estados mais pobres (mais ricos). Por exemplo, enquanto as fontes de renda não relacionadas ao mercado representam cerca de 32,8% da renda total no Maranhão, o valor correspondente em São Paulo era de aproximadamente 12,6%. É importante ressaltar que esses padrões eram mais pronunciados antes da pandemia de COVID-19.

Tabela 2 – Renda per capita por fontes de renda (R\$ em milhões de reais) – UFs brasileiras – 2022.

Ufs	Não-mercado			Mercado			Total
	BPC	P. Sociais	Apos. e pensões	Outras rendas	Trabalho formal	Trabalho informal	
MA	17	61	190	8	335	206	818
AL	30	60	212	14	437	186	938
AM	18	46	135	13	496	260	970
BA	22	58	228	50	439	216	1014
PE	22	55	235	18	485	201	1015
AC	14	48	178	8	524	270	1042
CE	30	54	262	22	466	221	1056
PA	24	55	193	17	501	277	1066
PB	20	61	246	18	536	216	1098
PI	18	65	270	26	538	196	1113
AP	26	37	148	9	711	250	1182
SE	20	58	246	16	618	235	1193
RR	18	28	132	31	661	376	1245
RN	19	46	317	13	686	191	1272
RO	16	20	200	27	779	329	1372
TO	25	33	194	34	764	333	1383
MG	17	24	315	43	871	265	1535

GO	17	22	244	54	931	354	1624
MT	15	21	184	39	1028	396	1683
ES	15	22	338	53	1004	301	1732
MS	26	20	268	54	1137	340	1845
PR	12	16	302	59	1204	262	1854
RJ	12	22	434	56	1152	304	1981
SC	7	11	339	56	1358	256	2026
RS	17	61	190	8	1277	229	2093
SP	30	60	212	14	1370	332	2159
DF	18	46	135	13	1960	357	2930

Fonte: Cálculos da autora a partir dos microdados da PNADC de 2022.

4. Resultados

O conjunto de evidências obtidos permitiram obter, com rigor científico, informações a respeito dos impactos regionais diferenciados da COVID-19 a partir de diferentes fontes de renda e, assim, conhecer a partir de quais canais específicos a pandemia afetou a desigualdade regional de renda no Brasil. Portanto, os resultados aqui em breve apresentados fornecerão informações decisivas para o entendimento da evolução da desigualdade regional de renda no país e, ao mesmo tempo, potenciais linhas de ações para políticas que visem atenuar tais disparidades espaciais de renda.

4.1 COVID-19 e convergência regional: a desigualdade regional de renda brasileira no período 2019-2022

Nós iniciamos apresentando as trajetórias da renda per capita das Unidades Federativas (UFs) brasileiras durante o período de 2012 a 2022. Com o objetivo de destacar as diferenças regionais e resumir as informações relevantes, na Figura 1 abaixo, apresentamos essas trajetórias utilizando as médias de renda per capita para três grupos dentre as 27 UFs brasileiras, com base nos níveis iniciais de renda em 2012. Esses grupos são: as 9 UFs mais ricas, compreendendo todos os estados das regiões Sul e Centro-Oeste, além de São Paulo e Rio de Janeiro; as 9 UFs mais pobres, formadas pelas UFs do Maranhão, Piauí, Alagoas, Ceará, Rio Grande do Norte e Bahia da região Nordeste, e Pará e Amapá da região Norte; e as 9 UFs intermediárias em termos de renda per capita, compreendendo Pernambuco e Sergipe da região Nordeste, Acre, Tocantins, Amazonas, Rondônia e Roraima da região Norte, e Minas Gerais e Espírito Santo da região Sudeste. Para obter os valores de 2022, ajustamos os preços utilizando os índices de preços propostos pelo IBGE para a PNADC.

É importante notar que nossa classificação destaca a disparidade espacial de renda no Brasil, que é claramente conhecida. Além disso, ressalta o progresso das UFs do Centro-Oeste nas últimas décadas e torna mais fácil observar a evolução da participação desses grupos na renda total, uma vez que todos eles são compostos pelo mesmo número de UFs. A partir dos números apresentados na Figura 1, destacamos três evidências importantes.

Primeiro, a percepção de um país dividido em termos de renda entre as regiões Centro-Sul e Norte-Nordeste ainda é relevante e significativa no início da terceira década do século XXI. Em 2022, a renda per capita média dos estados mais pobres e intermediários correspondia a apenas 53% e 63%, respectivamente, da média observada nos estados mais ricos, localizados nas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste. Segundo, ao contrário do que ocorreu na primeira década do século XXI, as evoluções de renda na Figura 1 não indicam um sinal consistente de convergência de renda entre os três grupos de UFs de 2012 a 2022.

A terceira evidência diz respeito à dinâmica da renda após a pandemia de COVID-19. As evoluções mostram um efeito mais severo da pandemia nas UFs mais ricas do Brasil em comparação com as mais pobres. De fato, de acordo com as informações da PNADC, enquanto a renda per capita média diminuiu no período de 2019 a 2022 para as UFs mais ricas e intermediárias (em torno de 4,6% e 0,7%, respectivamente), foi observado um aumento na renda média das UFs mais pobres (cerca de 4%). É interessante notar que a influência da pandemia de COVID-19 na evolução regional é ainda mais evidente imediatamente após a chegada do vírus ao Brasil, ou seja, entre os anos de 2019 e 2020.

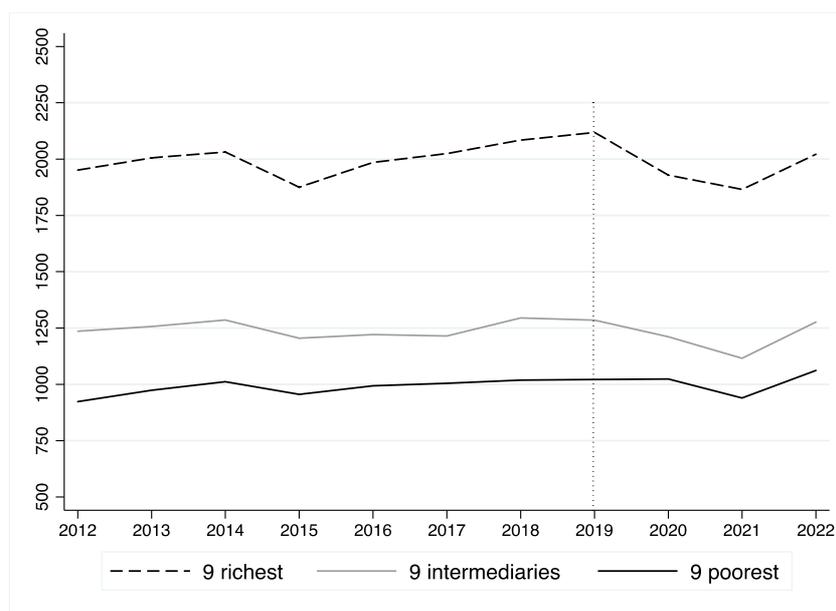


Figura 1 – Média de renda per capita dos grupos dos UFs brasileiros.

Fonte: autoria própria da autora.

A mudança na dinâmica da desigualdade regional com o advento da pandemia de COVID-19 talvez fique mais clara ao se observar a relação entre o crescimento da renda per capita e o nível inicial de renda das Unidades Federativas brasileiras nos períodos antes e depois dela. Na Figura 2 a seguir, apresentamos essa relação para todo o período de análise (2012-2022), para o período pré-

pandemia de COVID-19 (2012-2019) e para dois períodos na era pandêmica de COVID-19 (2019-2020 e 2019-2022).

A Figura 2 deixa claro que não há um padrão decisivo de convergência de renda ao considerar todo o período de análise (2012-2022) e que nenhuma relação é obtida ao considerar o período pré-pandemia de COVID-19 (2012-2019). Por outro lado, é observada a chamada "beta-convergência" (Barro e Sala-I-Martin, 1992) durante o período pandêmico de COVID-19: claramente, as UFs mais pobres tendem a crescer mais rápido do que as mais ricas. Note que essa convergência fica ainda mais evidente ao considerar o curto período imediatamente após a detecção da pandemia no Brasil (2019-2020).

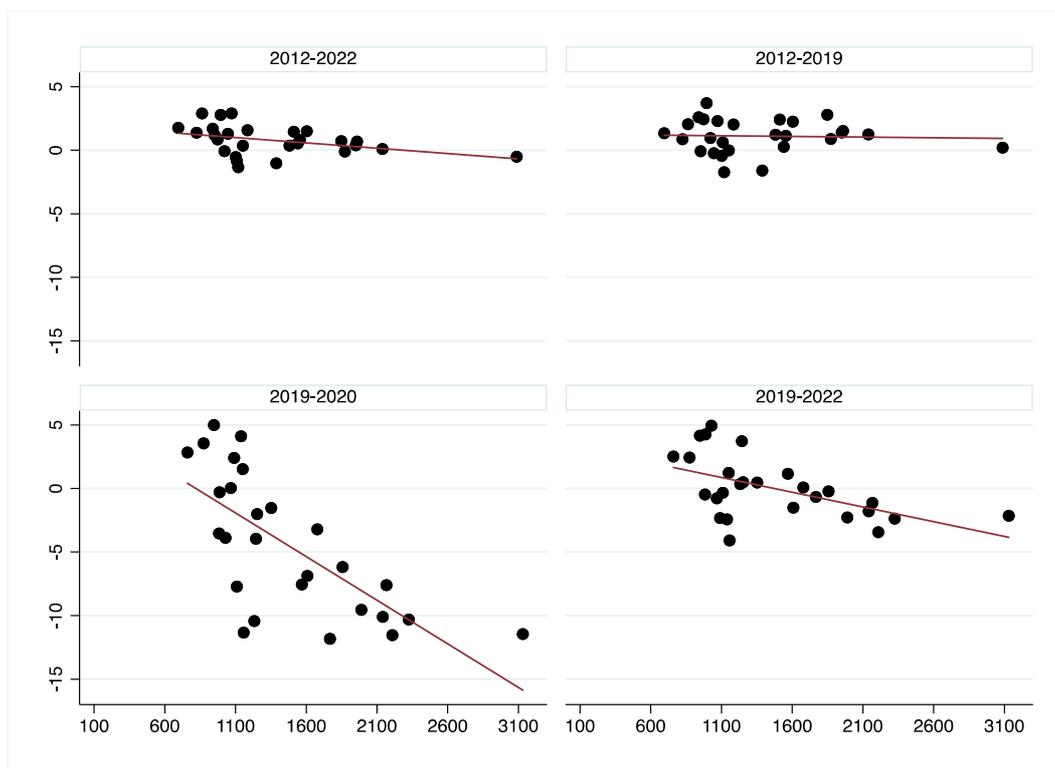


Figura 2 –Taxa de crescimento anual da renda per capita da UF e renda inicial.

Fonte: autoria própria da autora.

Para se obter uma medida geral da evolução da desigualdade regional, calculamos os índices de Gini e GE(2) para a distribuição da renda per capita entre as unidades federativas brasileiras durante o período de 2012 a 2022. A Figura 3 a seguir apresenta essas evoluções e as respectivas contribuições de seus componentes de mercado e não mercado (de acordo com as equações (1) e (4)). Destacamos três mensagens principais desta figura.

Em primeiro lugar, em consonância com as evidências anteriores na Figura 2, enquanto não observamos variação importante desses indicadores de desigualdade entre 2012 e 2019, há uma clara redução da desigualdade regional entre 2019 e 2022 e quedas significativas de ambos os indicadores de 2019 a 2020 (ou seja, após a detecção da presença do vírus). Para ser preciso, observamos reduções de cerca de 11,1% e 9,9% no índice de Gini, respectivamente, para os períodos de 2019-2020 e 2019-2022. Esses números estão longe de serem irrelevantes; eles são, por exemplo, próximos aos obtidos por Silveira Neto e Azzoni (2012), ao medir a redução da desigualdade de renda regional brasileira durante todo o período entre 1995 e 2006 (cerca de 12%) e também estão na mesma magnitude daqueles observados para a redução da desigualdade de renda pessoal brasileira durante os anos 2010 (veja-se, por exemplo, Souza, 2018).

A segunda mensagem da Figura 3 refere-se às contribuições de fontes de renda de mercado e não mercado. Semelhante aos números de Silveira Neto e Azzoni (2012), obtivemos uma contribuição muito mais importante das fontes de mercado do que das fontes não mercado na explicação da desigualdade de renda regional brasileira; por exemplo, medido pelo índice de Gini, cerca de 89% da desigualdade de renda regional decorre de fontes de renda de mercado em 2022.

Por fim, observa-se a partir da Figura 3 que tanto as fontes de renda de mercado quanto as fontes de renda não mercado parecem contribuir para a redução da desigualdade de renda regional no Brasil observada após 2019. Conforme discutimos detalhadamente na próxima seção, diferentes motivos estão por trás dessas contribuições para a convergência da renda regional decorrente de fontes de renda de mercado e não mercado.

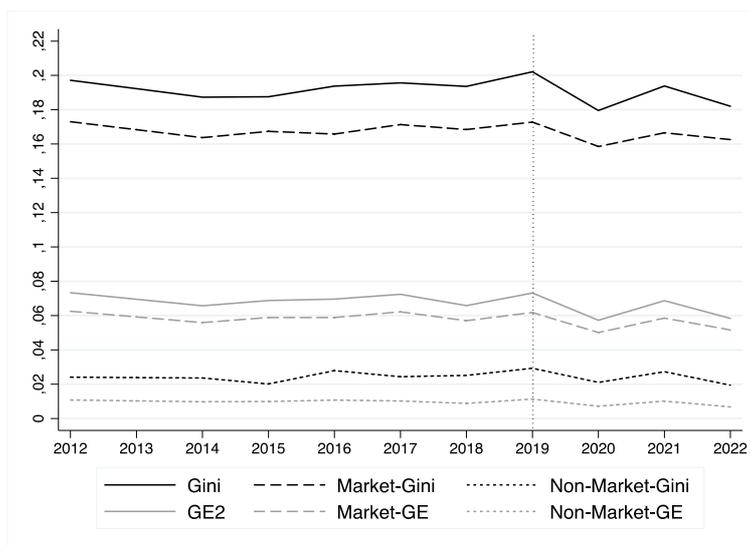


Figura 3 – Evolução do Índice de Gini da distribuição da renda per capita entre os estados brasileiros e das contribuições de fontes de renda de mercado e não de mercado.

Fonte: autoria própria da autora.

Finalizamos esta subseção apresentando a evolução das fontes de renda per capita total dos três grupos de unidades federativas (UFs) anteriormente apresentados (veja-se a Figura 1) na Figura 4, a seguir. De maneira geral, esta figura indica valores muito mais altos para rendimentos provenientes do trabalho do que de outras fontes (por exemplo, rendimentos formais e informais do trabalho juntos correspondem a cerca de 75% da renda total em 2022). A Figura 4 também mostra que as principais mudanças na evolução das fontes de renda ocorreram após 2019 e são mais claras para três componentes de renda: políticas sociais, trabalho formal e trabalho informal. No entanto, observe-se que, embora observemos aumentos nos rendimentos provenientes das políticas sociais para os três grupos de UFs após 2019, certamente explicados pela implementação do programa Auxílio Emergencial, o movimento é mais forte para o conjunto das UFs mais ricas (o crescimento médio para o grupo entre 2019 e 2020 é de cerca de 739%) do que para o conjunto das UFs mais pobres (onde a taxa correspondente de crescimento foi de cerca de 398%). Observamos que essa diferença está em linha com o foco muito mais fraco do novo programa Auxílio Brasil em pessoas pobres em comparação com o programa Bolsa Família anterior (antes de 2012).

Por outro lado, a partir do conjunto de evidências da Figura 4, observamos reduções de renda decorrentes tanto do trabalho formal quanto do trabalho informal após 2019. Curiosamente, observe que agora a redução observada para a renda do trabalho formal é mais forte para o grupo das UFs mais ricas do que para o grupo das UFs mais pobres, um padrão consistente tanto com a maior importância dessa fonte de renda quanto com a maior sensibilidade dela aos movimentos cíclicos nessas UFs. Por outro lado, observam-se reduções mais semelhantes nos rendimentos do trabalho informal para os três grupos. É necessário citar que a renda aqui apresentada é uma média e não o valor total.

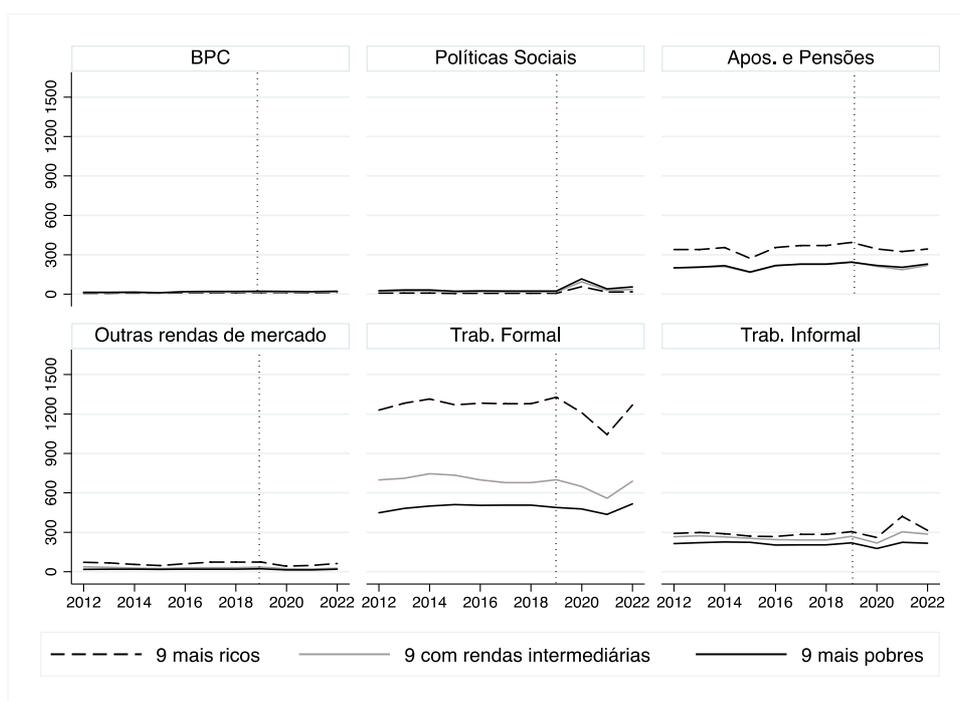


Figura 4 - Evolução da renda per capita por fontes de renda (em R\$ de 2022) para grupos de unidades federativas brasileiras de acordo com a renda per capita total.

Fonte: autoria própria da autora.

4.2 COVID-19 e a dinâmica da desigualdade regional brasileira

Agora consideramos os papéis das fontes de renda na redução observada da desigualdade de renda regional brasileira após a presença da COVID-19 no país. Lembre-se de que, de acordo com a equação (3), ao medir a desigualdade pelo índice de Gini, a variação da desigualdade de renda ao longo do tempo depende das variações na participação das fontes de renda, de como as fontes estão distribuídas entre as unidades federativas em relação à distribuição de renda total e das mudanças nas distribuições de cada fonte de renda.

Assim, na Figura 5 a seguir, começamos apresentando a evolução das parcelas de cada fonte de renda na renda total no período de 2012 a 2022. Essencialmente, as evoluções apresentadas na Figura 5 indicam que os movimentos importantes nas parcelas das fontes de renda ocorreram após 2019, ou seja, no período pandêmico. Especificamente, percebemos um aumento na parcela de renda proveniente de políticas sociais e uma diminuição nas parcelas de renda do trabalho formal e informal de 2019 a 2020; mas, diferentemente do comportamento da renda do trabalho formal, a parcela da renda do trabalho informal cresceu após 2020. A influência dessas diferentes dinâmicas das parcelas das fontes de renda na desigualdade regional depende de como elas estão mais ou menos concentradas

regionalmente em comparação com a distribuição regional da renda total (veja a equação (3)). No caso da fonte de renda das Políticas Sociais, como sua distribuição regional favorece as UFs mais pobres do Brasil, o aumento de sua importância certamente contribui para a redução da desigualdade regional. Observe-se que, como a renda do trabalho formal é mais concentrada regionalmente do que a renda total, também podemos esperar uma contribuição para a redução da desigualdade regional decorrente da redução da parcela da renda do trabalho formal.

É importante ressaltar que a PNADC ignora fontes de renda do capital.

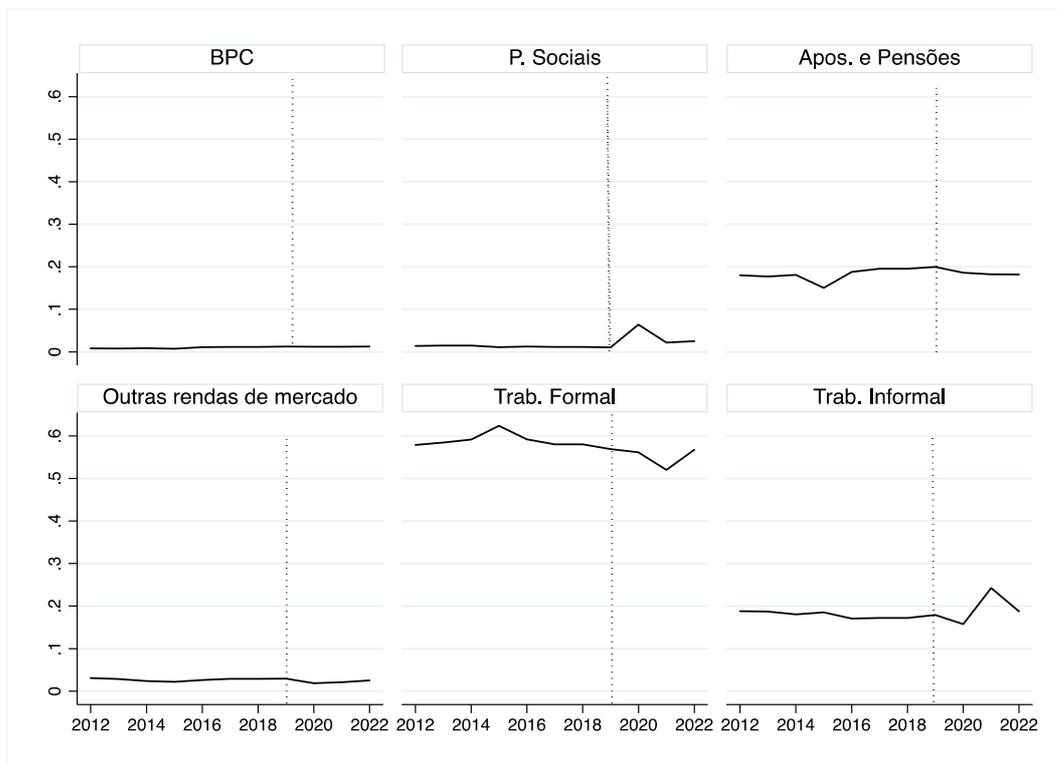


Figura 5 – Evolução das participações das fontes de renda na renda total.

Fonte: autoria própria da autora.

No entanto, a dinâmica da desigualdade regional também depende da dinâmica da distribuição regional observada para cada fonte de renda, ou seja, ao usar o índice de Gini para medir a desigualdade regional, também se depende do comportamento dos coeficientes de concentração das fontes de renda. Para estudar essas dinâmicas, na Figura 6 a seguir, apresentamos a evolução do Coeficiente de Concentração de cada fonte de renda durante o período de 2012 a 2022, juntamente com a evolução do próprio índice de Gini (as linhas tracejadas em cada gráfico).

O conjunto de evidências na Figura 6 é bastante informativo. Em primeiro lugar, observe-se que as fontes de renda não mercado e de trabalho informal apresentam coeficientes de concentração sempre mais baixos do que o índice de Gini, o oposto ocorrendo para o trabalho formal e outras fontes de renda de mercado. Assim, em comparação com a distribuição regional da renda total, as distribuições regionais do primeiro grupo de fontes de renda favorecem as UFs mais pobres, enquanto as distribuições regionais do segundo grupo favorecem as UFs mais ricas. Observe, em particular, que os coeficientes de concentração do BPC e das Políticas Sociais são sempre negativos, indicando seu forte viés para as UFs mais pobres; no outro extremo, a renda de "Outras fontes de mercado" apresenta o coeficiente de concentração mais alto, indicando seu viés para as UFs mais ricas. Esses resultados são totalmente consistentes, por um lado, com o caráter pró-pobre dos programas sociais brasileiros que, dada a concentração espacial da pobreza no Brasil, favorecem as UFs mais pobres (Silveira Neto e Azzoni, 2012) e, por outro lado, com a ainda alta concentração espacial da atividade econômica nas UFs mais ricas (Almeida e Silveira Neto, 2022).

Mas não menos importante, observe também que após 2019 observamos importantes movimentos de redistribuição entre as UFs, principalmente para as fontes de renda "Políticas Sociais" e trabalho formal, e em direções opostas. Especificamente, observamos um aumento no coeficiente de concentração da renda das "Políticas Sociais", indicando uma distribuição menos viés para as UFs mais pobres após 2019. O movimento é totalmente consistente com a forte expansão da transferência de renda associada aos programas Auxílio Emergencial (em 2020) e Auxílio Brasil (em 2021 e 2022) implantados pelo governo federal, muito menos focados em pessoas pobres do que o programa Bolsa Família anterior de 2019. Curiosamente, esse foco menos preciso em pessoas pobres nesses programas também trouxe uma distribuição menos favorável para as UFs mais pobres do Brasil. Por outro lado, a redução da concentração regional da renda do trabalho formal (conforme indicado pela queda de seu coeficiente de concentração) reflete uma diminuição mais forte dessa fonte de renda nas UFs mais ricas do Brasil do que nas mais pobres (ver a figura anterior 4). Como indicado pelo aumento de seu coeficiente de concentração, observe também que há alguma redução no viés para as UFs mais pobres da fonte de renda do trabalho informal, que é explicada pelo aumento mais forte dessa fonte de renda nas UFs mais ricas do que nas mais pobres (veja novamente a Figura 4).

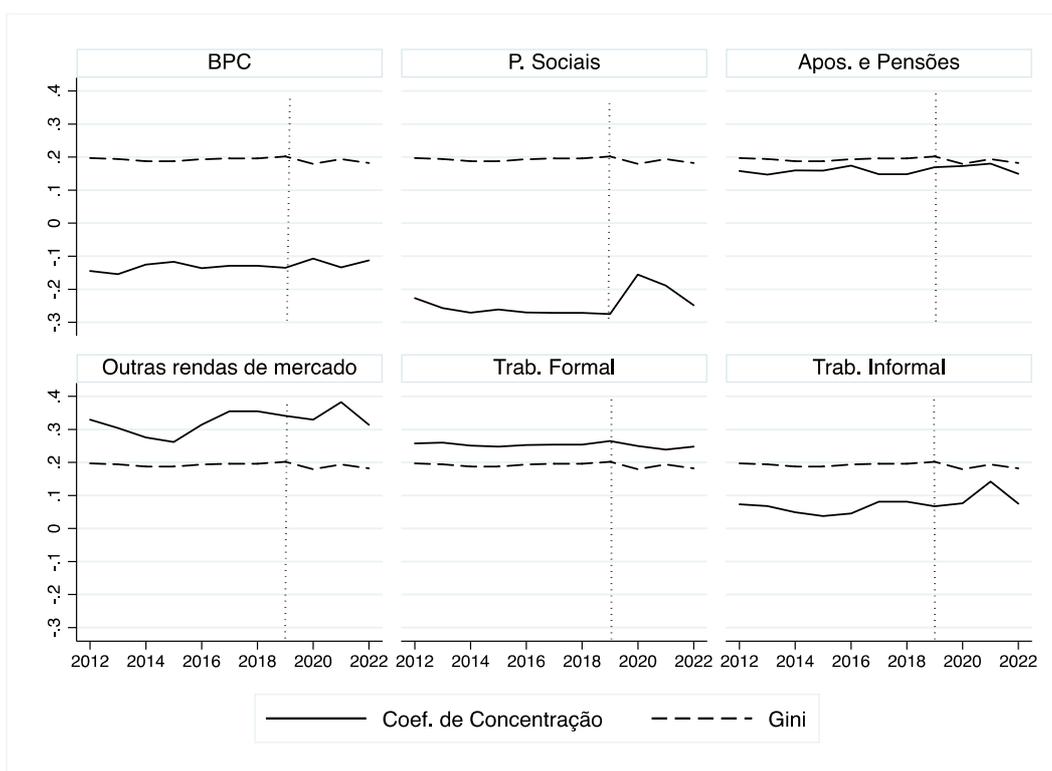


Figura 6 – Evolução do Coeficiente de Concentração por fonte de renda.

Fonte: autoria própria da autora.

Complementando as informações reveladas por meio das Figuras 5 e 6, na Tabela 3, a seguir, apresentamos os valores das parcelas e coeficientes de concentração das fontes de renda para os anos de 2012, 2019, 2020 e 2022, juntamente com as contribuições dessas fontes para o valor do índice de Gini nesses anos (obtidos simplesmente somando os produtos entre as colunas de parcelas e coeficientes de concentração; veja a equação (1)).

Observe-se que o valor do índice de Gini para a desigualdade de renda regional brasileira é explicado basicamente pelas fontes de renda de mercado. Com sempre mais de 56% da renda total, a renda do trabalho formal representa mais de 75% dos valores do índice de Gini em todos esses anos. Conforme esperado a partir da discussão anterior, há apenas pequenas mudanças entre 2012 e 2019, sendo as variações mais significativas verificadas entre 2019 e 2020. Nesse sentido, observe que houve uma queda importante no valor do coeficiente de concentração para a renda do trabalho formal antes e depois da COVID-19, e o aumento na relevância da renda proveniente de políticas sociais para a renda total.

Deve-se mencionar o motivo de escolha dos anos estudados (2012, 2019, 2020, 2022): 2012 pois é o início dos dados da PNADC, da forma como a estudamos; 2019 porque foi o ano pré-Covid; 2020 o ano de início da Covid e 2022 um ano pós início da Covid, porém ainda pandêmico.

Para maiores explicações sobre o efeito participação e concentração, volte à equação 3.

Tabela 3 - Participações e Coeficientes de Concentração das Fontes de Renda durante os períodos pré e pandêmico de COVID-19.

Painel A – Pré-Pandemia	2012			2019		
	α_f	C_f	% Gini	α_f	C_f	% Gini
Mercado						
Trabalho Formal	0,5786	0,2574	75,6	0,5689	0,2647	74,6
Trabalho Informal	0,1881	0,0731	7,0	0,1794	0,0675	6,0
Outras fontes	0,0310	0,3296	5,2	0,0294	0,3410	5,0
Não-mercado						
Aposentadoria e pens.	0,1801	0,1578	14,4	0,1997	0,1692	16,7
BPC	0,0083	-0,1449	-0,6	0,0123	-0,1351	-0,8
Programas Sociais	0,0138	-0,2265	-1,6	0,0104	-0,2753	-1,4
Renda Total	1,0000	0,1970	100,0	1,0000	0,2020	100,0
Painel B – Pandemia	2020			2022		
	α_f	C_f	% Gini	α_f	C_f	% Gini
Mercado						
Trabalho Formal	0,5617	0,2499	78,2	0,5675	0,2478	77,3
Trabalho Informal	0,1574	0,0762	6,7	0,1875	0,0752	7,7
Outras fontes	0,0188	0,3291	3,4	0,0251	0,3139	4,3
Não-mercado						
Aposentadoria e pens.	0,1860	0,1732	17,9	0,1819	0,1492	14,9
BPC	0,0119	-0,1075	-0,7	0,0127	-0,1120	-0,8
Programas Sociais	0,0643	-0,1556	-5,6	0,0253	-0,2487	-3,5
Renda Total	1,0000	0,1795	100,0	1,0000	0,1820	100,0

Fonte: Estimação da autora usando microdados da PNADC – IBGE.

Finalmente, na Tabela 4, apresentamos as fontes de variação na redução da desigualdade de renda regional brasileira durante o período imediatamente após a COVID-19 (2019-2020) (Painel A) e de 2019 a 2022 (Painel B). Conforme mostramos anteriormente, medido pelo índice de Gini, a

desigualdade regional brasileira apresentou reduções de cerca de 11,1% e 9,9%, respectivamente, nesses dois períodos. Os números na Tabela 4 foram obtidos a partir da equação (3) e se referem aos efeitos de concentração e participação ou parcela (contribuições absolutas e em porcentagem da variação do índice de Gini) das fontes de renda.

Focando-se primeiro no período de 2019 a 2020, percebemos que cerca de 70,7% e 29,3% da queda de 11,1% no índice de Gini observada no período são explicados, respectivamente, por fontes de renda não mercado e mercado. O fator mais importante para essa dinâmica, essa contribuição mais importante das fontes não mercado é completamente explicada pelo efeito de participação do componente de políticas sociais (esse efeito específico corresponde a quase 93% da queda do índice de Gini no período). Esse efeito, por sua vez, está certamente associado ao forte aumento na transferência de renda promovida pelo programa Auxílio Emergencial em 2020. Por outro lado, a expansão da renda proveniente de políticas sociais decorrente da pandemia da COVID-19 e que foi menos direcionada às pessoas mais pobres favoreceu relativamente mais as UFs não mais pobres e evitou uma redução maior no índice de Gini (precisamente, observe que esse efeito corresponde a quase 20% da variação do Gini).

Observe que também confirmamos aqui que uma queda mais acentuada na renda do trabalho formal nas UFs mais ricas contribuiu (com cerca de 37% da variação do índice de Gini) para um efeito de concentração total que favoreceu a redução da desigualdade (cerca de 7,1%). Apesar de ser menos importante para explicar a redução do índice de Gini, uma situação bastante diferente é verificada em relação à dinâmica da renda do trabalho informal; aqui, porque essa fonte de renda se tornou relativamente menos favorável às UFs mais pobres e menos relevante para a renda total, tanto o efeito de concentração quanto o de participação evitaram uma redução maior na desigualdade regional.

Ao considerar o período de 2019 a 2022, obtivemos papéis mais semelhantes para as fontes de renda de mercado e não mercado na explicação da redução da desigualdade regional brasileira: esses canais agora explicam cerca de 53% e 47% da redução do índice de Gini (de 9,9%), respectivamente. A mudança de padrão certamente ocorreu devido à redução no valor da transferência de renda com o programa Auxílio Brasil em comparação com a transferência anterior por meio do programa Auxílio Emergencial. Observe também que, ao contrário do período de 2019-2020, agora a maioria da redução do índice de Gini decorreu do efeito de concentração (cerca de 60% dele).

Esse efeito mais forte decorrente do efeito de concentração é explicado principalmente pela redução na concentração regional (em relação à renda total) da fonte de renda do trabalho formal: sozinha, ela explica quase 45% da redução do índice de Gini. Curiosamente, como no período anterior, a fonte de renda do trabalho informal se tornou mais concentrada regionalmente e evitou

uma queda mais acentuada na desigualdade regional. Esses movimentos sugerem uma importância crescente da renda do trabalho informal principalmente nas UFs mais ricas do Brasil após a COVID-19. Por outro lado, as fontes de renda não mercado contribuíram para a redução da desigualdade regional entre 2019 e 2022 principalmente por meio do efeito de participação, e esse canal de contribuição é totalmente explicado pela crescente relevância da fonte de renda das políticas sociais (lembre-se da Tabela 3 que a sua parcela na renda total aumentou de 1% para 2,5% nesse período): cerca de 31,6% da queda do índice de Gini veio desse canal específico.

Tabela 4 - Decomposição da variação da desigualdade regional de renda per capita (índice de Gini) por fontes de renda - Efeitos de Concentração e Participação.

Painel A	2019-2020					
	Efeito	%	Efeito	%	Total	%
	Concentra.		Particip.			
Mercado	-0,0072	31,9	0,0006	-2,7	-0,0066	29,3
Trabalho Formal	-0,0084	37,2	-0,0005	2,1	-0,0089	39,3
Trabalho Informal	0,0015	-6,6	0,0026	-11,6	0,0041	-18,1
Outras fontes	-0,0003	1,3	-0,0015	6,8	-0,0018	8,1
Não-mercado	0,0056	-24,8	-0,0215	95,5	-0,0159	70,7
Aposentadoria e pens.	0,0008	-3,5	0,0003	-1,2	0,0010	-4,7
BPC	0,0003	-1,5	0,0001	-0,6	0,0005	-2,0
Programas Sociais	0,0045	-19,9	-0,0219	97,3	-0,0174	77,4
Renda Total	-0,0016	7,1	-0,0209	92,9	-0,0225	100,0
Painel B	2019-2022					
	Efeito	%	Efeito	%	Total	%
	Concentra,		Particip.			
Mercado	-0,0090	44,8	-0,0016	8,3	-0,0106	53,1
Trabalho Formal	-0,0096	48,3	-0,0001	0,4	-0,0097	48,7
Trabalho Informal	0,0014	-7,1	-0,0010	4,9	0,0004	-2,2
Outras fontes	-0,0007	3,7	-0,0006	2,9	-0,0013	6,6
Não-mercado	-0,0030	15,3	-0,0063	31,6	-0,0094	46,9
Aposentadoria e pens.	-0,0038	19,1	0,0006	-2,9	-0,0032	16,1
BPC	0,0003	-1,4	-0,0001	0,7	0,0002	-0,8
Programas Sociais	0,0005	-2,4	-0,0068	33,9	-0,0063	31,5
Renda Total	-0,0120	60,1	-0,0080	39,9	-0,0200	100,0

5. Conclusões

O objetivo desta pesquisa foi documentar e analisar a evolução da discrepância na renda média por habitante entre as diferentes áreas do Brasil durante o intervalo de tempo compreendido entre 2012 e 2022. Destacamos especialmente os efeitos da pandemia de COVID-19, levando em conta as várias fontes de renda provenientes das unidades federativas.

Assim como ocorreu em todo o mundo, a economia brasileira foi fortemente impactada pela pandemia de COVID-19 a partir de 2019. Considerando que o Brasil é um país continental conhecido por sua alta desigualdade regional, não seria surpreendente se as diferentes regiões do país fossem afetadas de forma desigual por essa calamidade. No entanto, o cenário regional dos efeitos da pandemia no Brasil está longe de ser claro. Embora os estados mais ricos tenham melhores condições materiais e serviços de saúde para enfrentar os desafios de uma crise de saúde, seu maior nível de formalização e dependência de atividades urbanas e de serviços os tornam potencialmente mais sensíveis aos bloqueios e contágio do vírus. Além disso, as políticas públicas implementadas pelo governo brasileiro resultaram em uma expansão da transferência de renda federal para a população mais afetada, o que pode beneficiar os estados mais pobres. Sob tal contexto, neste trabalho apresentamos evidências sobre os efeitos da pandemia de COVID-19 na desigualdade de renda regional brasileira, explorando diferentes fontes de renda como possíveis canais para esses efeitos.

Nossos resultados indicam que a recessão econômica decorrente da calamidade de saúde da COVID-19 resultou em uma redução significativa da desigualdade de renda regional brasileira,

medida pelo índice de Gini. Observamos quedas de aproximadamente 11% e 9,9% nos períodos de 2019-2020 e 2019-2022, respectivamente, e ambos os movimentos foram explicados pelas fontes de renda de mercado (principalmente devido a uma menor concentração regional da renda do trabalho formal) e fontes de renda não mercado (principalmente devido à expansão da renda proveniente de políticas sociais). No curto período de 2019-2020, apesar da contribuição da queda da renda do trabalho formal, que resultou em uma menor concentração dessa fonte de renda, observamos que o principal responsável pela redução da renda regional foi a expansão das transferências de renda das políticas sociais (sendo o programa Auxílio Emergencial fundamental nesse aspecto). Aumentando sua participação na renda total, essa fonte de renda foi responsável por cerca de 90% da redução do índice de Gini. No período completo de 2019-2022, constatamos que a redução do índice de Gini ocorreu principalmente devido a uma menor concentração regional da renda do trabalho formal ao longo do período, movimento causado por uma queda mais significativa dessa fonte de renda nas UFs mais ricas do Brasil.

Em resumo, houve uma maior equidade espacial durante a calamidade de saúde da COVID-19, mas isso ocorreu principalmente devido ao enfraquecimento das atividades formais nas UFs mais ricas, ao aumento da relevância das atividades informais e à expansão das transferências de renda pública por meio de políticas sociais, o que indica que a redução da desigualdade é, até onde pôde-se avaliar, um efeito de curto prazo. Nesse cenário, dois pontos merecem destaque. Primeiro, é fortemente indesejável reduzir a desigualdade regional brasileira tornando as UFs mais ricas semelhantes às mais pobres, pois isso afetaria a produtividade atual e futura. Além disto, é bem mais interessante tornar as UFs mais pobres mais semelhantes às mais ricas, uma vez que assim teríamos um aumento do bem-estar social, e não o contrário. Portanto, é fundamental compreender melhor os impactos setoriais econômicos da COVID-19. Segundo, embora a resposta por meio de políticas de transferência de renda pública durante a COVID-19 tenha sido necessária e importante, é crucial avaliar a eficácia econômica de longo prazo dessas transferências de renda por meio de políticas sociais. É importante notar se o programa social está gerando um aumento ou um decréscimo da eficácia econômica de longo prazo, pois é com base nisso que se dá um bom programa social, uma vez que é de suma relevância tal aspecto. É, ainda, recomendado como política social o reforço desses mecanismos de transferência de renda já implementados, como o Auxílio Emergencial.

É importante citar que os efeitos observados são provavelmente de curto prazo, e uma pesquisa mais extensa deveria ser feita para averiguar isto de fato, sendo esta a principal limitação do estudo.

6. Referências Bibliográficas

Ascani, A., Faggian, A., Montresor, S. (2021) “The geography of COVID-19 and the structure of local economies”, *Journal of Regional Science*, 61:407-441.

Cardoso, B. B. (2020). A implementação do Auxílio Emergencial como medida excepcional de proteção social. *Revista De Administração Pública*, 54(4), 1052–1063.

Cerqua, A., Letta, M. (2022) “Local inequalities of the COVID-19 crisis”, *Regional Science and Urban Economics*, 92, 103752.

Deaton, A (2021). Covid-19 and global income inequality. National bureau of economic research.

Desmet, K., Wacziarg, R. (2021) “Understanding spatial variation in COVID-19 across the United States”. *Journal of Urban Economics*.

Fei, J.; Ranis, G.; Kuo, S. (1979) “Growth with Equity: The Taiwan Case”. New York: Oxford University Press.

Garcel, A., Netto, J. L. S (2020). Do “stay home” ao “lockdown”: o impacto das medidas de distanciamento no brasil e no mundo. *Revista de Teorias da Democracia e Direitos Políticos*. p. 98 – 118.

Jenkins. S.P. (1995) “Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analysis for the UK. 1971-1986”. *Economica*. 62. p.139-191.

Leman, R. I., & Yitzhaki, S. (1985) “Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States”, *Review of Economics and Statistics* 67: 151-156.

Lustig, N., Pabon, V. M., Sanz, F., Younger, S., D. (2020) “The impact of COVID-19 lockdowns and expanded social assistance on inequality, poverty and mobility in Argentina, Brazil, Colombia and Mexico.” CEPR Press, p. 32-67.

Palomino, J. C., Rodríguez, J. G., Sebastian, R. (2020). Wage inequality and poverty effects of lockdown and social distancing in Europe. *European Economic Review*. V. 129.

Silveira Neto, R. da M.. (2014). Crescimento pró-pobre no nordeste do Brasil: uma análise dos períodos 1991-2000 e 2000-2010. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 44(3), 497–526.

Silveira Neto, R. & Azzoni, C. (2011) “Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil”, *Regional Studies*, v.45(4), p.453-461.

Silveira Neto, R. & Azzoni, C. (2012) “Social Policy as Regional Policy: Market and Nonmarket factors determining Regional Inequality”, *Journal of Regional Science*, v.52(3), p. 433-450.

Shen, J., Shum, W. Y., Cheong, T. S., Wang, L. (2021). COVID-19 and Regional Income Inequality in China. *Frontiers in Public Health*.

Stantcheva, S (2022). Inequalities in the times of a pandemic. *Economic Policy* January. pp. 5–41.

Kakwani, N. (1980) “Income Inequality and Poverty: Methods of Estimation and Policy Applications”. New York: Oxford University Press.

