

# Período inicial da COVID-19 e incidência da pobreza e extrema pobreza no Brasil

## Initial Period of COVID-19 and Incidence of Poverty and Extreme Poverty in Brazil

Felipe Nalesso Pederzini

[felipenape@ufmg.br](mailto:felipenape@ufmg.br)

Orcid: 0000-0003-2713-1142

Mestrando em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

Evandro Camargos Teixeira

[evandro.teixeira@ufv.br](mailto:evandro.teixeira@ufv.br)

Orcid: 0000-0002-6470-2103

Bolsista de produtividade em pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) – nível 2. Professor associado III do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV)

### Resumo

Esse trabalho tem como objetivo analisar os efeitos iniciais da COVID-19 sobre a incidência de pobreza e extrema pobreza no Brasil, considerando os segundo e terceiro trimestres de 2018-2020. Para mensurar os níveis de pobreza e extrema pobreza da população, foram utilizados os índices de Foster-Greer-Thorbecke (FGT) para o país e suas macrorregiões, além da estimação de um modelo Logit para avaliar o efeito da pandemia sobre a incidência da pobreza no país a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC). Como principal resultado, verificou-se que, na média, houve redução da proporção de pobres e extremamente pobres, o que pode ser atrelado à política do Auxílio Emergencial, implementada pelo governo federal brasileiro, objetivando amenizar a diminuição do nível de renda proveniente das medidas de distanciamento social. No entanto, para mulheres e mais especificamente mulheres negras e indígenas, houve elevação do nível de vulnerabilidade.

### Palavras-chave

Pobreza

Extrema pobreza

COVID-19

Índices FGT

Logit

### Abstract

This paper aims to analyze the initial impact of COVID-19 on the incidence of poverty and extreme poverty in Brazil, considering the second and third quarters of 2018-2020. To

### Keywords

Poverty

Extreme Poverty



measure the level of poverty and extreme poverty of the population, the Foster-Greer-Thorbecke (FGT) indices were used for the country and its macro-regions, in addition to estimating a logit model to assess the effect of the pandemic on the incidence of poverty in the country using data from the Continuous National Household Sample Survey (PNADC). The main result was that, on average, there was a reduction in the proportion of poor and extremely poor people, which can be linked to the emergency aid policy implemented by the Brazilian federal government, aimed at mitigating the reduction in income levels resulting from social distancing measures. However, in the case of women, especially black and indigenous women, the level of vulnerability has increased.

Recibido: 08/08/23  
Aceptado: 19/01/24

## Introdução

A pandemia de COVID-19, originada na China em dezembro de 2019, desencadeou uma crise global de saúde devido à elevada transmissibilidade do novo coronavírus. Boa parte das medidas adotadas pelos governos para conter a disseminação da doença foi eficaz, mas resultou em impactos adversos na atividade econômica, incluindo a diminuição dos níveis de emprego e renda, além de dificuldades no acesso a serviços essenciais. Importante enfatizar a insuficiência de renda nos setores informais, predominantes em países mais pobres, que intensificou a pobreza de forma generalizada, especialmente devido à vulnerabilidade da renda diária dessas atividades diante das restrições de isolamento (Barbosa e Prates, 2020; Ray e Subramanian, 2020; Robalino, 2020).

Essas evidências estão em consonância com literatura internacional, de acordo com estudos em diferentes países. Como exemplo, Martin et al. (2020) demonstraram que a COVID-19 levaria a um choque econômico nos Estados Unidos e resultaria, a partir de simulações, em um aumento de 17,1 % a 25,9 % nas taxas de pobreza. Além disso, avaliando as consequências das medidas políticas adotadas para conter a difusão da COVID-19 na Itália, o primeiro local da Europa a adotar medidas de *lockdown*,<sup>1</sup> Bonaccorsi et al. (2020) revelaram que a parcela mais pobre da população foi a mais afetada.

<sup>1</sup> O início das medidas mais contingentes para avanço da contaminação se deu em 9 de março de 2020, sendo a Itália o primeiro país da Europa a adotá-las (Bonaccorsi et al., 2020).

No Brasil, as medidas de combate ao novo coronavírus impactaram negativamente a atividade econômica, levando o governo a implementar o Auxílio Emergencial (AE) de abril a agosto de 2020, estendido até dezembro com restrições mais rigorosas. Esse programa transferiu valores entre R\$ 600,00 e R\$ 1200,00, com o intuito de amenizar a queda do nível de renda das famílias.

Algumas pesquisas recentes que analisaram a relação entre a pandemia e o nível de pobreza no país, como aquelas realizadas por Komatsu e Meñezes-Filho (2020), Hecksher e Foguel (2022) e Barbosa e Prates (2020), atestaram os efeitos da Renda Básica Emergencial (RBE), destinada aos mais afetados pelo isolamento social. Surpreendentemente, essas pesquisas indicam uma tendência de redução da pobreza no Brasil durante o período, divergindo de alguns estudos internacionais (Bargin e Aminjonov, 2021; Martin et al., 2020), que basearam suas análises em simulações prévias à pandemia.

Considerando todos esses fatores elencados, o objetivo central desse estudo é analisar os efeitos iniciais da pandemia de COVID-19 sobre o nível de pobreza no Brasil no período de 2018 a 2020, concentrando-se nos segundo e terceiro trimestres de cada ano. Por meio dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), o estudo examina a relação entre os efeitos iniciais da pandemia no Brasil, o advento do programa Auxílio Emergencial e o nível de pobreza. A escassez de trabalhos na literatura nacional sobre o tema, como já salientado, enaltece a relevância desse estudo.

O artigo é dividido em mais quatro seções, além dessa introdução. A seguir é realizada a revisão de literatura relativa ao tema. Posteriormente apresentam-se a metodologia, os resultados e as considerações finais.

## Revisão de literatura

Na literatura referente ao tema, há um elevado número de trabalhos provenientes de autores internacionais, sendo os Estados Unidos o principal país ao se considerar a quantidade absoluta de artigos publicados. Dentro os estudos, Sumner et al. (2020) analisaram o potencial resultado econômico de curto prazo da COVID-19 sobre a pobreza monetária global por meio de contrações na renda familiar *per capita* ou consumo.

Os autores realizaram análises computacionais com dados do Banco Mundial, abrangendo o período de 1990 a 2018, para avaliar os impactos negativos da redução da renda domiciliar em três cenários; 5 %, 10 % e 20 %. Eles concluíram que uma queda de 5 % resultaria em 80 milhões de pessoas abaixo da linha de extrema pobreza global, enquanto reduções de 10 % e 20 % causariam aumentos de 180 milhões e 420 milhões, respectivamente. Esses resultados representam um desafio significativo para os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável da Organização das Nações Unidas (ONU), podendo reverter décadas de progresso na redução da pobreza.

Em estudo específico para os EUA, Martin et al. (2020) realizaram simulações para a região da Baía de São Francisco, indicando que a pandemia poderia aumentar as taxas de pobreza entre 17,1 % e 25,9 %, mas as políticas de transferência de renda foram eficazes em mitigar esse impacto.

Nessa mesma linha, Han et al. (2020), também considerando os EUA, concluíram que, apesar da desaceleração no mercado de trabalho, as políticas de transferência de renda foram cruciais para evitar um aumento significativo na pobreza, destacando a importância dessas medidas durante a pandemia.

Por sua vez, nos países em desenvolvimento, como destacado por Basquier et al. (2023) especificamente para a África do Sul, as políticas de *lockdown* resultaram em perdas de emprego significativas, tendo como consequência aumento expressivo no nível de pobreza, com 20 % a 33 % dos desempregados entrando nessa condição. Os autores apontaram que a implementação mais eficaz de políticas de proteção social poderia mitigar substancialmente esse impacto.

Achados similares foram registrados na Colômbia, por Cuesta e Pico (2020), em que medidas restritivas contribuíram para o crescimento da pobreza, mas políticas de complementação de renda conseguiram atenuar parte desse impacto. Além disso, em uma análise de mobilidade e casos de COVID-19 nas regiões com elevados níveis de pobreza na África e América Latina, Bargain e Aminjonov (2021) observaram a existência de correlação entre diminuição da mobilidade, redução do nível de renda e aumento da pobreza.

No caso brasileiro, há indícios de que, no período inicial da pandemia, o combate à pobreza pode ter sido favorecido pelo surgimento do

Auxílio Emergencial. Este benefício foi fundamentalmente direcionado à população mais pobre, que já enfrentava necessidades desde o período pré-pandêmico, alinhando-se aos resultados encontrados por Han et al. (2020).

Os estudos de Barbosa e Prates (2020) e Komatsu e Menezes-Filho (2020) destacam os efeitos do Auxílio Emergencial na mitigação dos efeitos da pandemia no Brasil. Barbosa e Prates (2020) utilizaram um modelo probabilístico e simulações, concluindo que o Auxílio elevou a renda domiciliar *per capita* em R\$ 178,00, contribuindo para redução de 9,7 p.p. na pobreza e 16,5 p.p. na desigualdade de renda. Já Komatsu e Menezes-Filho, ao simularem o desemprego para trabalhadores informais, indicaram que a perda da principal fonte de renda elevaria o desemprego geral de 12 % para 28 %, com queda de 8,4 % na renda média e aumento da pobreza de 17 % para 23 %.

Ambos os estudos supracitados convergem no que tange à importância das políticas públicas para amenizar o avanço da pobreza, destacando que o fim do Auxílio Emergencial em dezembro de 2020 poderia resultar no retorno de aproximadamente 24 milhões de pessoas à condição de pobreza. Apesar de temporária, a política teve importância crucial, evitando consequências mais desastrosas durante a pandemia.

## Metodologia

Esta seção está organizada em três itens. Inicialmente, apresenta-se uma breve revisão a respeito dos índices de Foster-Greer-Thorbecke (FGT), com posterior especificação do modelo econometrônico estimado, além da fonte e tratamento dos dados utilizados na análise.

### ***Índice de Foster-Greer-Thorbecke (FGT)***

Dante das diversas formas de mensuração da pobreza, como proposto por esse estudo, considera-se pobre o indivíduo que possui um nível de renda abaixo de um limite predeterminado (Kageyama e Hoffmann, 2006). Segundo Barros et al. (2006), a mensuração da pobreza apoiada no conceito de insuficiência de renda é naturalmente escalar. Assim, é possível verificar a existência de correlação entre o nível de renda e diversos aspectos relacionados ao bem-estar dos indivíduos. Dessa forma, na relação pobreza e extrema pobreza, pode-se definir a primeira como o valor necessário para atender às necessidades dos indivíduos e a segunda tão somente para atender às necessidades alimentares (Rocha, 2006).

Logo, com o objetivo de mensurar os níveis de pobreza e extrema pobreza no Brasil e suas distintas macrorregiões, foram utilizados os índices FGT. Esse conjunto de índices denominados FGT foi inicialmente utilizado no estudo de Foster, Greer e Thorbecke (1984) e sua metodologia de quantificação é denotada pela equação (1):

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^h (z - x_i)^\alpha \quad (1)$$

Sendo  $\alpha \geq 0$  e  $0 \leq \varphi(\alpha) \leq 1$ ,

$h$  representa o número de famílias abaixo da linha de pobreza;

$n$  é o tamanho da população estudada;

$z$  é a linha de pobreza;

$x_i$  é a renda *per capita* da  $i$ -ésima família em ordem crescente.

O índice de pobreza FGT tem sua derivação com base na variação do parâmetro  $\alpha$ , podendo ser igual a 0, 1 e 2 (Hoffmann, 1998). Os valores referentes a são descritos no Tabela 1. Segundo Ravallion e Bidani (1994), ( $P_1$ ) também pode ser interpretado como um potencial indicador para eliminar a pobreza por meio das transferências para os pobres, se tornando possível instrumento na elaboração de políticas públicas. Já o indicador de severidade da pobreza ( $P_2$ ) mede o quadrado do hiato da pobreza em relação à linha de pobreza considerada, e, dessa forma, também considera a desigualdade entre os pobres.

De acordo com Barros et al. (2000), Araújo (2007) e Codes (2005), os resultados das decomposições são sensíveis à escolha do indicador de pobreza. Logo, ao se utilizar a insuficiência média de renda ( $P_1$ ) ou a severidade da pobreza ( $P_2$ ), em vez da proporção de pobres ( $P_0$ ), o efeito desigualdade passa a ter maior peso na explicação da variação da pobreza analisada.

Tabela 1. Descrição dos indicadores FGT.

---

( $P_0$ ) Quando  $\alpha = 0$ , proporção de pobres, ou incidência da pobreza sob o efeito da COVID-19.

( $P_1$ ) Quando  $\alpha = 1$ , o hiato de pobreza, representando a intensidade da pobreza ponderada pela insuficiência de renda.

( $P_2$ ) Quando  $\alpha = 2$ , a severidade da pobreza, que exprime a desigualdade na distribuição de renda entre os pobres.

---

Fonte: Elaboração própria.

Além disso, para Hagenaars (1987), em conformidade com Sen (1976), os indicadores FGT têm em comum particularidades na forma axiomática, que são importantes em medidas de pobreza, sendo elas

monotonicidade, transferência de renda, e sensibilidade de transferências. Essas propriedades, que tornam o índice FGT possivelmente decomposto, indicam que o índice de pobreza total é resultado de uma soma ponderada para cada medida de pobreza (Carneiro et al., 2016). Isso significa que a mensuração para um determinado país torna possível sua decomposição para suas regiões e estados.

Cabe ainda salientar que esse indicador passou a ser considerado uma medida amplamente robusta para a medição de determinantes da pobreza, sendo comumente utilizado na literatura nacional (Carneiro et al., 2016; Medeiros et al., 2020) e trabalhos em âmbito internacional (Ogwumike e Ozughalu, 2018; Wang e Man, 2019).

A utilização do FGT é pautada na determinação do contingente de pobres em relação à população no território brasileiro. Nesse sentido, o presente trabalho tem como proposta fazer uma comparação entre os segundo e terceiro trimestres de 2020 com o mesmo período de 2018 e 2019. Objetivou-se, dessa forma, a comparação de um período em que o Brasil estava sob condições iniciais da influência do novo coronavírus com os efeitos das medidas estabelecidas para controle da pandemia, com outros anos em que isso não ocorreu.

Sendo identificados os indivíduos e domicílios captados na PNADC para que não haja sobreposição na amostra para o cálculo do índice já mencionado, é utilizada uma estimativa dos dados na forma de painel, que consiste no empilhamento de informações dos 2º e 3º trimestres de 2018, 2019 e 2020. Assim, as variáveis são isentas da possível correlação entre valores que podem gerar eventual viés na amostra.

#### *Especificação do modelo econométrico*

O objetivo proposto nesse estudo pautou-se em um modelo de probabilidade por meio de dados em painel, a fim de analisar os fatores relacionados à incidência de pobreza ( $P_0$ )<sup>2</sup> para o país durante o período de implicação das medidas restritivas voltada para a contenção do avanço da COVID-19. Dito isso, foi estimado um modelo Logit para captar o referido efeito.

---

<sup>2</sup> Foi utilizado ( $P_0$ ), que trata da proporção de pobres e pode ser analisado individualmente, considerando-se os efeitos dos fatores que interferem na probabilidade de um determinado indivíduo estar em situação de pobreza após o início mais severo da pandemia. Por sua vez, ( $P_1$ ) e ( $P_2$ ) não são estimados no modelo econométrico, pois são medidas agregadas.

A regressão logística consiste em uma técnica estatística que tem como objetivo estimar, a partir de um conjunto de observações, um modelo que permita a predição de valores tomados por uma variável categórica, frequentemente binária, em função de uma ou mais variáveis independentes contínuas e/ou binárias. Justamente por essa característica, o modelo Logit foi escolhido (Gonzalez, 2018).

Segundo Wooldridge (2016), ao se tratar de uma probabilidade não linear de ocorrência de algum evento, o modelo Logit com uma função de distribuição acumulada logística torna-se o mais conveniente para a análise. Para tal, a forma geral do modelo ao nível de regressão é demonstrada pela equação a seguir:

$$L = \ln \ln \left( \frac{P}{1-P} \right) = \beta X + \varepsilon \quad (2)$$

A variável  $L$  refere-se à probabilidade da ocorrência do evento; as demais variáveis explicativas são representadas pela matriz  $X$ ; os coeficientes a serem estimados são captados pelo vetor  $\beta$ ; e, por fim,  $\varepsilon$  corresponde ao vetor de erros estocásticos considerados no modelo.

Os resultados dos estimadores do modelo Logit se apresentam na forma logarítmica. Assim, são estimados os efeitos marginais das variáveis explicativas, dentre elas aquela correspondente à COVID-19, sobre ( $P_0$ ) dos índices FGT, que capta o efeito sobre a probabilidade de o indivíduo ter ingressado no grupo de pobres ou extremamente pobres no Brasil. A descrição dos efeitos marginais é realizada matematicamente por (3) e (4):

$$\frac{\partial \Pr(Y=1)}{\partial X_i} = \phi(X' \beta) \beta_i \quad (3)$$

$$\frac{\partial \Pr(Y=0)}{\partial X_i} = \phi(X' \beta) \beta_i \quad (4)$$

Com relação às variáveis explicativas utilizadas no estudo, estas tiveram como critério de inclusão a literatura concernente ao tema, de acordo com evidências empíricas encontradas na literatura, que utilizaram o referido modelo para estudos similares, como é o caso de Fernandes et al. (2002), Maria (2012), Bender Filho e Bagolin (2014) e Osório (2019). Todas as variáveis utilizadas no modelo estão summarizadas no Tabela 2.

Tabela 2. Variáveis utilizadas na estimação do modelo Logit.

Variáveis	Descrição	Sinais esperados
<b>Variável dependente</b>		
Proporção de pobres	Pobre  1 – até 1/2 salário mínimo de renda domiciliar <i>per capita</i> de acordo com o rendimento habitual do trabalho na PNADC. 0 – acima de 1/2 salário-mínimo de renda domiciliar <i>per capita</i> de acordo com o rendimento habitual do trabalho na PNADC.	Extremamente pobre  1 – até 1/4 salário mínimo de renda domiciliar <i>per capita</i> de acordo com o rendimento habitual do trabalho na PNADC. 0 – acima de 1/4 salário-mínimo de renda domiciliar <i>per capita</i> de acordo com o rendimento habitual do trabalho na PNADC.
<b>Variáveis explicativas</b>		
COVID-19	Considera 1 para o valor correspondente aos 2º e 3º trimestres de 2020 e 0 para os 2º e 3º trimestres de 2018 e 2019.	(+)
Gênero	Torna-se 1 quando o indivíduo for do sexo feminino e 0 quando for do masculino.	(+)
Escolaridade	E1 – 1 se o indivíduo não possui instrução até fundamental incompleto ou equivalente; 0 caso contrário. E2 – 1 se o indivíduo tem formação em fundamental completo ou equivalente até médio incompleto ou equivalente; 0 caso contrário. E3 – 1 se o indivíduo possui formação em ensino médio completo ou equivalente; 0 caso contrário. E4* – 1 se o indivíduo possui ao menos ensino superior incompleto ou equivalente; 0 caso contrário.	(+)
Residentes da casa	Número de moradores do domicílio em valores absolutos.	(+)
Cor	Considera-se 1 para não brancos (pretos, pardos e indígenas) e 0 para indivíduos brancos <sup>3</sup> da amostra.	(+)
Mulher*COVID	Dummy de interação que assume valor igual a 1 para mulheres nos 2º e 3º trimestres de 2020; 0 caso contrário.	(+)
Mulher*negra*COVID	Dummy de interação que assume valor igual a 1 para mulheres pretas, pardas e indígenas nos 2º e 3º trimestres de 2020; 0 caso contrário.	(+)
Trabalho	1 se o trabalho do indivíduo for considerado formal; 0 caso informal.	(-)
Pessoa de referência	Se o indivíduo for a referência do domicílio será adotado valor 1; 0 caso contrário.	(-)
Localidade	1 se o caso de o indivíduo residir em meio urbano; 0 caso contrário.	(-)
Metropolitano	1 se o indivíduo residir em região metropolitana; 0 caso contrário.	(-)
Macrorregiões	Nordeste* – 1 se for a região Nordeste; 0 caso contrário. Norte – 1 se for a região Norte; 0 caso contrário. Sudeste – 1 se for a região Sudeste; 0 caso contrário. Sul – 1 se for a região Sul; 0 caso contrário. Centro-Oeste – 1 se for a região Centro-Oeste; 0 caso contrário	(-)

Nota: \* Variável utilizada como referência.

Fonte: Elaboração própria.

A variável dependente “proporção de pobres” ( $P_0$ ) é dummy, assumindo valor 1 quando o indivíduo possui renda *per capita* igual ou abaixo da linha de pobreza delimitada e valor 0 para o nível de renda acima da linha de pobreza. Nesse sentido, foram adotadas duas linhas de corte,

<sup>3</sup> No presente estudo, foi considerado branco quem se autodeclarou branco ou amarelo.

segundo a definição do *Atlas de desenvolvimento humano no Brasil* (PNUD, IPEA e FJP, 2013). A primeira delimita o caráter de pobreza, correspondendo a  $\frac{1}{2}$  salário mínimo. Já a segunda linha de corte define o critério de extrema pobreza, sendo equivalente a  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo.

Essas medidas são de suma importância para definição da situação socioeconômica de indivíduos e famílias. Além disso, geralmente servem de parâmetro para os programas de transferência de renda (Kageyama e Hoffmann, 2006).

No que tange às variáveis explicativas, os efeitos da COVID-19 são captados pela adição de uma *dummy* que assume valor 1 para os segundo e terceiro trimestres de 2020 e 0 para os mesmos trimestres de 2018 e 2019. Como justificativa para o período analisado, é importante frisar que o Brasil identificou a primeira contaminação pelo novo coronavírus no final de fevereiro de 2020. Além disso, a declaração de transmissão comunitária no país foi feita em março, mês em que também foi registrada a primeira morte pela doença. Ainda em março, teve início, por meio de decretos governamentais, os primeiros *lockdowns* como medidas mais restritivas, com a finalidade de conter o avanço da pandemia.

Outro fator considerado para a escolha do terceiro trimestre como referência se dá pela gradual redução da abrangência e do valor disponibilizado para a população pela política do Auxílio Emergencial, adotado nos meses posteriores, compreendendo o período de agosto a dezembro de 2020. Além disso, o período analisado está em conformidade com estudos já citados como referência, dentre eles Martin et al. (2020) e Han et al. (2020), ambos utilizando em sua metodologia de pesquisa os meses subsequentes ao início das medidas restritivas mais contundentes empregadas para conter o avanço da pandemia, ou seja, a partir de março de 2020.

#### **Fonte e tratamento dos dados**

Para a análise do modelo de probabilidade, foram considerados indivíduos das cinco regiões brasileiras. O período adotado corresponde aos segundo e terceiro trimestres de 2020, que, como já salientado, apresentou efeito mais severo da pandemia, já que tiveram início as restrições na forma de *lockdowns* pelos governantes, com a finalidade de conter seu avanço. Este período é utilizado de forma comparativa aos mesmos trimestres de 2018 e 2019, quando não havia pandemia.

Para a análise tanto do índice de FGT quanto dos resultados econômicos, o número de indivíduos correspondente ao tamanho geral da amostra foi de 389.324 para os dois trimestres de 2018, 422.601 para 2019 e 287.010 para 2020, totalizando 1.098.985 indivíduos de todas as macrorregiões do território brasileiro. Além disso, como já ressaltado, os dados foram organizados na forma de painel e empilhados para retirar qualquer possibilidade de viés nos resultados da pesquisa.

Para mensurar o nível das famílias no período, foi considerada a População em Idade Ativa (PIA), correspondente a indivíduos com idade entre 15 e 65 anos e que estão ocupados no mercado de trabalho. Cabe ainda salientar que todos os dados referentes à renda foram deflacionados com relação ao terceiro trimestre de 2020 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), com o intuito de facilitar a identificação da renda proveniente de cada residência e fazer comparações entre os trimestres. Além disso, ressalta-se que foram considerados pobres os indivíduos que possuíam nível de renda menor que meio salário mínimo e extremamente pobres os que tinham nível de renda inferior à quarta parte do salário mínimo vigente no respectivo ano.

Os dados foram coletados a partir de informações da PNADC, que consiste em uma coleta de dados, cujo objetivo é investigar trimestralmente um conjunto de informações conjunturais sobre as tendências e flutuações da força de trabalho e, de forma anual, temas estruturais relevantes para a compreensão da realidade brasileira.

Com relação à forma como os dados são captados, o IBGE realiza cinco visitas, nas quais são feitas perguntas relativas às características gerais dos moradores, tais como habitação, rendimentos de outras fontes, bem como informações adicionais da força de trabalho, na primeira entrevista. Segundo o IBGE (2020), a pesquisa é realizada por meio de uma amostra probabilística de domicílios, extraída de setores censitários. Por conseguinte, este trabalho é pautado pelo fato de esta ser uma amostra complexa para estimações realizadas. Dessa forma, há garantia de que a representatividade dos níveis geográficos é assegurada nos resultados.

Destaca-se que o plano amostral da PNADC fornece resultados para a totalidade do país, para cada uma das regiões geográficas e para cada unidade da federação. A amostra tem um desenho complexo, em múltiplos estágios, conferindo às observações o caráter de estratificação,

conglomeração, probabilidades desiguais de seleção e ajustes dos pesos para calibração. Portanto, é possível construir um recorte amostral adequado à média populacional (Silva, Pessoa e Lila, 2002; Leite, 2001).

## Resultados

Nesta seção, são apresentados os principais resultados obtidos no presente estudo. Inicialmente, é realizada análise geral dos indicadores de pobreza para o Brasil e suas macrorregiões mediante o cálculo dos índices de Foster-Greer-Thorbecke (FGT). Posteriormente, são discutidos os resultados econôméticos a partir da estimativa do modelo Logit.

### *Análise do nível da pobreza no Brasil para o período 2018-2020*

A partir das duas linhas de pobreza estimadas (pobreza e extrema pobreza), são apresentadas as estimativas do perfil da pobreza brasileira, obtidas por meio do método de Foster, Greer e Thorbecke (1984). A Tabela 3 traz os valores encontrados para proporção de pobres ( $P_0$ ), intensidade da pobreza ( $P_1$ ) e severidade da pobreza ( $P_2$ ), respectivamente, para as linhas de pobreza e extrema pobreza no Brasil

Tabela 3. Indicadores de pobreza FGT para renda *per capita* inferior a  $\frac{1}{2}$  salário mínimo e a  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo. Brasil, 2º e 3º trimestres de 2018, 2019 e 2020.

FGT	Pobres		Extremamente pobres	
	2º trim.	3º trim.	2º trim.	3º trim.
2018				
( $P_0$ )	12,9 %	13,1 %	5,7 %	5,9 %
( $P_1$ )	6,0 %	6,2 %	2,4 %	2,5 %
( $P_2$ )	3,6 %	3,7 %	1,3 %	1,4 %
2019				
( $P_0$ )	12,8 %	12,8 %	5,8 %	6,0 %
( $P_1$ )	6,1 %	6,2 %	2,4 %	2,5 %
( $P_2$ )	3,7 %	3,8 %	1,4 %	1,4 %
2020				
( $P_0$ )	9,6 %	12,8 %	4,0 %	4,7 %
( $P_1$ )	4,5 %	4,8 %	1,7 %	1,8 %
( $P_2$ )	2,7 %	2,8 %	0,9 %	0,9 %

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC (2023).

A partir do cálculo do índice FGT, considerando-se a população em idade ativa e ocupada no mercado de trabalho, a proporção de pobres ( $P_0$ ) é de aproximadamente 12,9 % no segundo trimestre de 2018 e 12,8 % no mesmo período de 2019, demonstrando certa estabilidade. Já em 2020, tal indicador apresentou queda para o patamar de 9,6 %. Por sua vez, o hiato da pobreza ( $P_1$ ) e a severidade da pobreza ( $P_2$ ) foram estimados em, respectivamente, 6,0 % e 3,6 % para 2018 e 6,1 % e 3,7 % para 2019, podendo-se observar a mesma tendência de estabilidade. Por seu turno, em 2020, quando analisado o segundo trimestre, verifica-se redução nos indicadores para todos os parâmetros, 4,5 % em ( $P_1$ ) e 2,7 % em ( $P_2$ ).

Verifica-se que, no segundo trimestre de 2020, mesmo com o avanço da pandemia, houve redução também para o caso de indivíduos enquadrados como extremamente pobres na comparação com o mesmo trimestre de 2018 e 2019, resultado semelhante ao descrito anteriormente.

Uma explicação possível para a retração no nível de pobreza deve-se ao advento do Auxílio Emergencial, que, assim como descrito por Barbosa e Prates (2020), favoreceu a elevação do nível de renda dos mais pobres, dada sua maior abrangência e valores mais elevados observados na época, já que o valor inicialmente proposto em abril de 2020 foi de R\$ 600,00.

Por outro lado, analisando-se o terceiro trimestre de 2018, 2019 e 2020, os resultados ( $P_0$ ) corresponderam a, respectivamente, 13,1 %, 12,8 % e 12,8 %, para ( $P_0$ ), (P<sub>1</sub>) e 6,2 %, 6,2 % e 4,8 %, para ( $P_1$ ), indicando relativa estabilidade entre 2018 e 2019, mas contração do índice do hiato da pobreza em 2020. Para a severidade da pobreza, captada por ( $P_2$ ), os resultados do terceiro trimestre dos respectivos anos foram 3,7 %, 3,8 % e 2,8 %.

Assim, verificou-se que a população extremamente pobre diminuiu relativamente a partir dos trimestres analisados em 2020: ( $P_0$ ) variou de 5,9 % para 6,0 %, entre 2018 e 2019, caindo para 4,7 % em 2020; ( $P_1$ ) passou de 2,5 % em 2018 e 2019 para 1,8 % em 2020; e, por fim, ( $P_2$ ) diminuiu de 1,4 % em 2018 e 2019 para 0,9 % em 2020.

Todavia, como no segundo trimestre de 2020 as medidas de restrições da mobilidade urbana eram incipientes, ao se analisar esse efeito no terceiro trimestre, a proporção de pobres captada por ( $P_0$ ) voltou aos patamares dos anos anteriores. Além disso, houve também pequeno aumento quando a análise é realizada para os indivíduos extremamente pobres.

Para ( $P_1$ ) e ( $P_2$ ), os resultados não são convergentes com ( $P_0$ ). Apesar da relativa tendência de aumento na proporção de pobres e extremamente pobres no terceiro trimestre de 2020, a intensidade e a severidade continuaram estáveis em patamares mais baixos.

Esse resultado pode ser possivelmente explicado pela supracitada implementação do Auxílio Emergencial. Reduz-se, dessa forma, o hiato entre os indivíduos referentes a essa faixa da população, visto que a renda passa a ser completamente dependente dessa transferência de recursos governamental. Além disso, destaca-se que, no decorrer do período analisado, as mínimas dos indicadores se encontraram no segundo trimestre de 2020, porém, há tendência de relativo aumento no terceiro trimestre de 2020, indicando a intensificação dos impactos desencadeados pela pandemia.

Nesse sentido, como os efeitos do desemprego e da instabilidade da economia ocorreram de forma gradual ao longo de 2020, os resultados ao final do ano foram mais percebidos. Outro problema foi a redução do público a ser atendido pelo Auxílio Emergencial, que teve como objetivo a diminuição dos gastos públicos. Assim, tanto o número de pessoas atendidas pelo programa foi reduzido, quanto o seu valor, que passou de R\$ 600,00 para R\$ 300,00, tendo como possível consequência a referida elevação dos valores estimados para os índices FGT no terceiro trimestre de 2020.

#### ***Análise do nível de pobreza nas macrorregiões do Brasil para o período 2018-2020***

Devido à elevada heterogeneidade regional existente no território nacional, considerá-lo uma unidade homogênea subestima tanto os fatores associados à pobreza como a identificação de sua extensão de acordo com cada região. Portanto, em relação à privação de renda monetária, são analisados os indicadores de Foster-Greer-Thorbecke (FGT) para as faixas de renda que identificam a pobreza e a extrema pobreza também para as macrorregiões brasileiras. Tal análise possibilita uma melhor interpretação dos resultados e ajuda a identificar áreas que necessitam de maior investimento em políticas de transferência de renda por parte do governo para conter o avanço da pobreza.

Na Tabela 4, os valores referentes a ( $P_0$ ), ( $P_1$ ) e ( $P_2$ ) são maiores para as regiões Nordeste e Norte em todos os trimestres analisados em ambas as

faixas de renda. Conforme Pereira (2017), no que concerne à disparidade em termos de condições de vida, indivíduos residentes nessas regiões obtêm renda de atividades ligadas ao meio rural, com dinâmicas produtivas menos intensas ao se comparar com as demais regiões, como Sudeste e Sul do país.

Tabela 4. Índice de FGT por macrorregiões. Brasil, 2º e 3º trimestres de 2018, 2019 e 2020.

FGT	Sul	Sudeste	Norte	Centro-Oeste	Nordeste
2018 – 2º trimestre					
Pobres	4,6 %	6,8 %	17,0 %	6,1 %	25,8 %
	1,8 %	2,8 %	7,4 %	2,5 %	13,0 %
	1,0 %	1,6 %	4,1 %	1,4 %	8,2 %
Extremamente pobres	1,5 %	2,4 %	6,4 %	2,1 %	13,2 %
	0,5 %	0,9 %	2,4 %	0,8 %	5,8 %
	0,3 %	0,5 %	1,2 %	0,4 %	3,3 %
2018 – 3º trimestre					
Pobres	4,5 %	6,8 %	17,4 %	6,3 %	26,2 %
	1,8 %	2,9 %	7,9 %	2,6 %	13,2 %
	1,0 %	1,6 %	4,6 %	1,4 %	8,3 %
Extremamente pobres	1,5 %	2,4 %	7,3 %	2,2 %	13,3 %
	0,5 %	1,0 %	2,8 %	0,8 %	5,9 %
	0,3 %	0,5 %	1,5 %	0,4 %	3,4 %
2019 – 2º trimestre					
Pobres	4,5 %	6,6 %	17,4 %	6,2 %	25,7 %
	1,9 %	2,8 %	8,0 %	2,6 %	13,1 %
	1,0 %	1,6 %	4,6 %	1,5 %	8,3 %
Extremamente pobres	1,6 %	2,4 %	7,1 %	2,3 %	13,0 %
	0,6 %	1,0 %	2,7 %	0,9 %	5,8 %
	0,3 %	0,5 %	1,4 %	0,4 %	3,3 %
2019 – 3º trimestre					
Pobres	4,5 %	6,6 %	16,7 %	5,7 %	26,0 %
	1,9 %	2,9 %	7,8 %	2,5 %	13,4 %
	1,0 %	1,7 %	4,5 %	1,4 %	8,6 %
Extremamente pobres	1,6 %	2,6 %	7,0 %	2,2 %	13,5 %
	0,6 %	1,0 %	2,7 %	0,8 %	6,0 %
	0,3 %	0,5 %	1,4 %	0,4 %	3,5 %

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC (2023).

Entre os anos analisados, considerando-se os valores estimados para  $(P_0)$ ,  $(P_1)$  e  $(P_2)$ , os resultados se alinham com a média do Brasil descrita anteriormente, com tendência de estagnação dos índices entre os trimestres e queda durante o segundo trimestre de 2020, possivelmente destacada pela maior abrangência do Auxílio Emergencial para atender à população no início da pandemia.

Contudo, no terceiro trimestre de 2020, verifica-se aumento considerável do percentual de pessoas pobres nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste. Na região Sul, enquanto em 2018 o  $(P_0)$  estava em 4,5 % e em 2019 se manteve em 4,5 %, em 2020 houve elevação para 5,1 %. No Sudeste, na mesma linha, o  $(P_0)$  era 6,8 % em 2018, 6,6 % em 2019 e aumentou para 7,3 % no terceiro trimestre de 2020. Na região Centro-Oeste, respectivamente nos três anos analisados, os valores de  $(P_0)$  correspondiam a 6,3 %, 5,7 % e 6,5 % e, no Nordeste, eram de 26,2 %, 26 % e 27 %. Em todas essas quatro regiões destacadas, os valores referentes ao terceiro trimestre de 2020 são os mais elevados da série analisada.

Para o caso da região Norte, apesar de seguir a mesma tendência de queda para o menor valor captado no segundo trimestre de 2020, no terceiro trimestre desse mesmo ano houve aumento, mas ainda assim abaixo dos valores anteriores. Dessa forma, o valor de  $(P_0)$  era de 17,4 % em 2018, caiu para 16,7 % em 2019, chegando a 15,5 % no 3º trimestre de 2020.

Com relação aos indivíduos classificados como extremamente pobres, o comportamento ao longo da série foi distinto. Apesar de seu valor mínimo ter sido atingido no segundo trimestre de 2020 em todas as regiões do Brasil, no terceiro trimestre de 2020 foi verificada elevação, mas ainda assim não alcançando os patamares dos trimestres anteriores de 2018 e 2019.

Os dados da Tabela 4 mostram que as proporções de pessoas vivendo em situação de pobreza e extrema pobreza, no Nordeste, são superiores àquelas verificadas nas demais regiões, vindo em seguida a região Norte.

Tais resultados denotam a grande desigualdade distributiva de renda no Brasil. Nesse sentido, Ponte (2021), analisando os efeitos do Auxílio Emergencial na redução da pobreza e da desigualdade entre os estados brasileiros, concluiu que os estados mais pobres foram os maiores beneficiados e conseguiram reduzir o nível de pobreza. Assim, as regiões Norte e Nordeste apresentaram os maiores percentuais relativos de indivíduos acima de 18 anos beneficiados pelo Auxílio Emergencial.

Considerando-se ( $P_1$ ) e ( $P_2$ ), os resultados vão ao encontro da média nacional. Apesar da relativa tendência de redução no segundo trimestre de 2020 e posterior aumento no terceiro trimestre deste mesmo ano na proporção de pobres e extremamente pobres, a intensidade e a severidade continuaram estáveis em patamares mais baixos.

Desse modo, foi possível constatar que o comportamento tanto da incidência quanto da intensidade e severidade da pobreza no período analisado para cada tipo de domicílio não é homogêneo, apesar de possuir certa similaridade entre alguns indicadores nas macrorregiões. Em média, os índices denotaram redução com possível melhoria dos indicadores no segundo trimestre de 2020, mas logo no trimestre posterior houve acentuado agravamento, ou seja, elevação em seus valores com relação a ( $P_0$ ).

Esse resultado pode ser explicado pelo advento do Auxílio Emergencial, disponibilizado para as famílias de maior vulnerabilidade que receberam a quantia de R\$ 600,00, podendo chegar a R\$ 1.200,00 no caso daqueelas em que a mulher seja a única responsável pelas despesas da casa (Brasil, 2020). Não obstante, ao final do programa, as taxas de pobreza começaram a se elevar, como foi verificado. Como já salientado, o valor proposto foi reduzido de R\$ 600,00 para R\$ 300,00 e a abrangência diminui, o que teve como possível consequência a elevação dos valores estimados para os índices FGT no terceiro trimestre de 2020, seguindo a tendência nacional.

### **Resultados econométricos**

Para investigar os fatores relacionados à probabilidade de os indivíduos estarem em condições de pobreza e extrema pobreza a partir do período inicial da pandemia, foram estimados seis modelos Logit, cujo efeitos marginais são apresentados na Tabela 5. Além dos modelos gerais (1 e 4), foram estimados quatro modelos adicionais: dois que consideram a interação do período da COVID-19 com a *dummy* que identifica indivíduos do sexo feminino (2 e 5) e outros dois que interagem o período da COVID-19 com a *dummy* relativa a mulheres pretas, pardas e indígenas (3 e 6).

Importante destacar que os modelos foram estimados considerando-se erros padrão robustos com o objetivo de corrigir a heterocedasticidade. Adicionalmente, todos os modelos utilizados mostraram-se globalmente

significativos pelo teste de Wald. A partir da estimativa dos modelos econométricos que consideram toda a amostra delimitada (1 e 4), que capta o efeito da pandemia sobre a incidência de pobreza ( $P_o$ ), os resultados indicam que houve redução da probabilidade de os indivíduos ingressarem tanto na classe de pobres, em 0,8 p.p., quanto na classe de extremamente pobres, em 0,2 p.p.

Esses resultados foram contrários àqueles verificados internacionalmente nos supracitados trabalhos de Bargain e Aminjonov (2021) e Martin et al. (2020), indo ao encontro de alguns estudos, como o de Han et al. (2020), que analisaram a relação dos indicadores de pobreza com auxílios governamentais destinados à população mais afetada no período pandêmico.

Tabela 5. Resultados da estimativa econômica para a probabilidade de incidência de pobreza e extrema pobreza.  
Brasil, 2º e 3º trimestres do período 2018-2020.

Variáveis	Pobres – Efeitos marginais			Extremamente pobres – Efeitos marginais		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
COVID-19	-0,008***	-	-	-	-0,002***	-
Gênero	0,032***	-	-	-	0,011***	-
E1	0,110***	0,099***	0,105***	0,049***	0,045***	0,049***
E2	0,099***	0,091***	0,096***	0,044***	0,041***	0,044***
E3	0,038***	0,037***	0,039***	0,017***	0,017***	0,018***
Residentes	0,002***	0,002***	0,002***	0,0006***	0,0006***	0,0006***
Cor	0,012***	0,013***	-	0,005***	0,005***	-
Trabalho	-0,076***	-0,088***	-0,088***	-0,029***	-0,035***	-0,035***
Pessoa de referência	-0,013***	-0,017***	-0,017***	-0,004***	-0,006***	-0,006***
Localidade	-0,042***	-0,037***	-0,037***	-0,016***	-0,015***	-0,015***
Metropolitano	-0,019***	-0,019***	-0,019***	-0,007***	-0,008***	-0,008***
Norte	-0,016***	-0,017***	-0,017***	-0,007***	-0,007***	-0,008***
Sul	-0,043***	-0,045***	-0,048***	-0,016***	-0,017***	-0,019***
Sudeste	-0,053***	-0,054***	-0,058***	-0,02***	-0,021***	-0,023***
Centro-Oeste	-0,035***	-0,037***	-0,038***	-0,013***	-0,014***	-0,014***
Mulher* COVID-19	-	0,012***	-	-	0,005***	-
Mulher*negra* COVID-19	-	-	-	0,018***	-	-
						0,007***

Nota: Erros padrão entre parênteses; \*\*\* Estatisticamente significativo a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

Além disso, os resultados verificados estão em conformidade com alguns trabalhos relativos ao Brasil (Barbosa e Prates, 2020; Komatsu e Menezes-Filho, 2020; Monte, 2020; Ponte, 2021), em que possivelmente o nível de pobreza foi atenuado pelo programa governamental do Auxílio Emergencial, vigente entre abril e agosto de 2020.

Nesse caso, a amplitude e magnitude do Auxílio Emergencial, enquanto política de transferência de renda que buscou assistir os menos favorecidos, possivelmente atuaram como fator redutor da probabilidade de os indivíduos estarem abaixo das linhas de pobreza e extrema pobreza no país. Como ressaltado por Monte (2020), além da sua referida abrangência, a magnitude do benefício emergencial também deve ser destacada em função da composição do nível de renda dos indivíduos mais pobres, reduzindo dessa forma os efeitos negativos da pandemia.

Nesse sentido, as pessoas beneficiadas, geralmente, ocupavam setores que foram justamente os mais afetados por uma longa quarentena, uma das medidas utilizadas de contenção social. Entre tais indivíduos, encontram-se em elevada proporção trabalhadores informais dependentes dessa política, que, em média, possuem rendimentos do trabalho comparativamente menores aos trabalhadores assalariados no setor formal. Por esse motivo, o Auxílio Emergencial teria o efeito de atenuar as variações causadas no nível de renda, particularmente de indivíduos com esse perfil. Em alguns casos, os efeitos gerados pelo Auxílio chegaram a sobrepor aos impactos da perda dos rendimentos advindos do trabalho. Dessa forma, a renda média da população mais pobre aumentou e, consequentemente, o nível de pobreza foi reduzido (Komatsu e Menezes-Filho, 2020).

Com relação às demais variáveis de controle, particularmente no que tange aos níveis de escolaridade, tem-se que todas as variáveis (E1, E2 e E3) foram estatisticamente significativas em ambas as faixas de rendas, adotando-se como parâmetro as pessoas com ao menos o ensino superior incompleto (E4). Nesse sentido, os resultados demonstram que, quanto maior o nível de escolaridade dos indivíduos, menores são as probabilidades de que eles estejam em situação de pobreza ou extrema pobreza.

Especificamente, indivíduos que possuem ensino fundamental incompleto ou menor nível de escolaridade têm 11,0 p.p. e 4,9 p.p. a mais de probabilidade de estarem, respectivamente, em situação pobreza e

extrema pobreza em relação àqueles com ensino superior. Esse resultado vai ao encontro daquele observado por Barros e Mendonça (1995), Melo e Bandeira (2005) e Hoffmann (2006). Já para os indivíduos que possuem nível de instrução um pouco mais elevado – ensino fundamental completo ou médio incompleto (E2) –, a probabilidade de se estar em situação de pobreza comparada a indivíduos com ao menos superior incompleto é de 9,9 p.p., enquanto para extrema pobreza é de 4,4 p.p. Por fim, caso eles possuissem ensino médio completo (E3), a probabilidade se reduziria para 3,8 p.p. para pobreza e 1,7 p.p. para extrema pobreza.

Já para variável que identifica a quantidade de pessoas no domicílio, os resultados esperados se confirmaram, ou seja, quanto maior essa quantidade, mais elevada é a probabilidade de elas serem pobres e extremamente pobres, com uma estimativa de 0,2 p.p. e 0,06 p.p., respectivamente, para cada indivíduo adicional no domicílio. Este resultado corrobora as evidências encontradas em pesquisas internacionais, como nos trabalhos de Eastwood e Lipton (2001) e Sowunmi (2016).

No caso da localização do domicílio, residir na zona urbana diminui em 4,2 p.p. a probabilidade de os indivíduos serem pobres e em 1,6 p.p. de serem extremamente pobres. Tais resultados corroboram os achados da literatura, em que residir na zona rural aumenta a probabilidade de estar abaixo da linha de pobreza, como em Moreira et al. (2009).

Outra questão locacional captada pelo modelo refere-se ao fato de residir em áreas metropolitanas, em que também há diminuição na probabilidade de pobreza (1,9 p.p.) e extrema pobreza (0,7 p.p.). Assim, no caso das regiões metropolitanas, observa-se melhoria em algumas das dimensões que possibilitam elevação das condições de vida da população (Montali e Lessa, 2016).

Com relação ao gênero dos indivíduos, assim como esperado e abordado na literatura, ser mulher eleva em 3,2 p.p. a probabilidade de ser pobre e em 1,1 p.p. a de ser extremamente pobre. Pesquisas que tratam a pobreza do ponto de vista do gênero constataram que as mulheres estão mais expostas do que os homens a vivenciarem situações de pobreza (CEPAL, 2004; Arriagada, 2005; Lima, 2005; Haughton e Khandker, 2009; Freitas e Rodrigues, 2012). O ponto em comum em tais estudos é a ênfase nos aspectos associados ao mercado de trabalho, em que as mulheres ainda se encontram em situação desigual em relação aos homens no que tange a oportunidades de emprego e remuneração (Couto e Brito, 2018).

Ser a pessoa de referência nos domicílios também apresenta redução na probabilidade de estar em condição de pobreza ou extrema pobreza em 1,3 p.p. e 0,4 p.p., respectivamente. Este resultado vai ao encontro daquele encontrado por Arruda et al. (2017), em que constatou-se que os chefes de família possuem menores chances de estarem desempregados quando comparados aos não chefes. Esse resultado impacta diretamente no nível de renda dos domicílios e, consequentemente, na caracterização do *status* de pobreza, considerando-se que a renda é consequência da empregabilidade da pessoa de referência.

A cor ou raça foi outra variável cujo resultado foi ao encontro do que era esperado e indicado pela literatura. Assim, ser preto, pardo ou indígena aumenta em 1,2 p.p. as chances de os indivíduos serem pobres e em 0,5 p.p. as de serem extremamente pobres. Esse resultado converge com aquele encontrado por Couto e Brito (2018).

Ao se analisar a condição de trabalho dos indivíduos, sendo formal ou informal, para aqueles que possuem formalidade empregatícia, a tendência é de redução de 7,6 p.p. da probabilidade de estarem em situação de pobreza e 2,9 p.p. de estarem em extrema pobreza. Nesse caso, deve-se destacar a insuficiência de renda advinda dos setores informais da economia, a qual é a principal fonte de receita de trabalhadores dos países mais pobres. Verifica-se que a renda diária desse tipo de trabalho, que dificilmente é possível sob estritos requisitos de isolamento, foi a mais impactada pela pandemia (Ray e Subramanian, 2020; Robalino, 2020).

Com relação às macrorregiões, tomou-se como referência a região Nordeste, que possui os maiores índices de pobreza e extrema pobreza, como já mencionado. Ao se comparar com a região Norte do Brasil, apesar desta também possuir grande contingente de pessoas nesses dois grupamentos, residir nessa última significa diminuição na probabilidade de pobreza da ordem de 1,6 p.p. e em situação de extrema pobreza em 0,7 p.p. Comparado à região Centro-Oeste, a probabilidade de estar em situação de pobreza e de extrema pobreza se reduz em 3,5 p.p. e 1,3 p.p., respectivamente. Já residir na região Sul representa redução em 4,3 p.p. na probabilidade de pobreza em relação ao Nordeste e 1,6 p.p. em extrema pobreza. Por fim, morar no Sudeste significa diminuição na probabilidade de pobreza em 5,3 p.p. e de extrema pobreza em 2,0 p.p. Esses resultados convergem com a literatura no sentido de que a região

Nordeste é cronicamente a mais empobrecida do Brasil. As condições de pobreza na região nordestina brasileira constituem um problema complexo e têm características multidimensionais (Ottonelli e Mariano, 2014; Caldas e Sampaio, 2015).

Por fim, no que se refere às interações realizadas e apresentadas na Tabela 5, inicialmente, descrevem-se os resultados relativos aos modelos (2) e (5), que apresentam a interação entre o período da COVID-19 considerado e a *dummy* que identifica as mulheres. Verificou-se que essa interação eleva a probabilidade de os indivíduos estarem em condições de pobreza e extrema pobreza em 1,2 % e 0,5 %, respectivamente. Com relação à interação relativa ao período da COVID-19 que identifica especificamente mulheres pretas, pardas e indígenas (modelos 3 e 6), as chances de acometimento pela pobreza e extrema pobreza se elevam em 1,8 % e 0,7 %, respectivamente.

Portanto, tais resultados demonstram que, apesar da redução global do nível de pobreza no Brasil durante o período considerado a partir do advento do Auxílio Emergencial, determinados grupos – mulheres e especialmente as negras e pardas – foram impactados negativamente pela pandemia. Uma possível explicação para esse achado é decorrente da dupla discriminação que a mulher negra enfrenta, marcada pelo entrecruzamento das desigualdades de gênero e de raça (Silva, 2013).

## Considerações finais

O presente estudo teve como objetivo analisar a influência da pandemia de COVID-19, em seu período inicial, sobre os níveis de pobreza e extrema pobreza no Brasil, tanto em termos gerais como em relação às suas macrorregiões. Para tal, foram estimados os índices FGT e seis modelos Logit para ( $P_0$ ), considerando-se as faixas de renda correspondentes à pobreza e extrema pobreza, além das interações do período da pandemia considerado com as *dummies* que identificam mulheres, assim como mulheres pretas, pardas e indígenas.

Os resultados apontaram que houve redução dos níveis de pobreza e extrema pobreza no período inicial da pandemia, contrariando algumas previsões da literatura, particularmente de estudos internacionais. A diminuição verificada dos indicadores de pobreza no período pode ser atribuída ao advento do Auxílio Emergencial, que se mostrou capaz de mitigar os efeitos negativos da pandemia no curto prazo.

Nesse caso, os indivíduos beneficiados, em sua maioria, foram trabalhadores informais, que passaram a ser completamente dependentes do Auxílio para obtenção de renda mensal, visto que havia menor possibilidade de oferta de trabalho com as medidas restritivas. Além disso, a literatura aponta que, em alguns casos, os efeitos do benefício chegaram a sobrepor a perda da referida renda, sendo gerado acréscimo na renda média dos trabalhadores. Dessa forma, consequentemente, possibilitou-se uma relativa redução da pobreza para o país nesse período pandêmico inicial.

No entanto, a pesquisa também apontou que as interações entre o período considerado da pandemia com as *dummies* que identificaram mulheres e especialmente mulheres negras e indígenas apresentaram relação direta com a incidência de pobreza. Dessa forma, pode-se depreender que, mesmo com a referida política implementada, essa parcela da população continuou demonstrando elevada vulnerabilidade.

Em suma, os resultados sugerem que a redução da pobreza no país no período analisado está associada à implementação do Auxílio Emergencial, que procurou atenuar as medidas de distanciamento social. No entanto, a persistência de desigualdades preexistentes, especialmente para mulheres negras, destaca a necessidade de abordagens mais específicas e equitativas em termos de políticas públicas para que haja diminuição das vulnerabilidades e que toda a população seja contemplada.

Cabe ainda salientar que a diminuição do valor do Auxílio Emergencial, de R\$ 600,00 para R\$ 300,00, e sua posterior interrupção já indicaram elevação do nível de pobreza, o que ocorreu posteriormente. Nesse sentido, espera-se que o novo Programa Bolsa Família possa voltar a diminuir os níveis de pobreza e extrema pobreza, levando em conta uma perspectiva de longo prazo. Além disso, diante do comportamento distinto dos índices FGT entre as macrorregiões brasileiras no período considerado, também é importante que os formuladores de políticas públicas encontrem medidas que possam mitigar a pobreza, atentando-se para as discrepâncias regionais existentes.

## Referências

- Araújo, T. F. (2007). As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000. [Dissertação de mestrado, UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais]. Repositório da UFMG. <http://hdl.handle.net/1843/AMSA-76PPB4>

- Arriagada, I. (2005). Dimensiones de la pobreza y políticas desde una perspectiva de género. *Revista de la CEPAL*, 85, 101-113. <https://hdl.handle.net/11362/11002>
- Arruda, E. F., Guimarães, D. B., & Castelar, I. (2017). Uma análise do desemprego severo nas regiões Sul e Sudeste do Brasil em 2013. *Planejamento e Políticas Públicas*, 48, 207-228. <https://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/598>
- Barbosa, R. J., & Prates, I. (2020). Efeitos do desemprego, do auxílio emergencial e do Programa Emergencial de Preservação do Emprego e da Renda (MP nº 936/2020) sobre a renda, a pobreza e a desigualdade durante e depois da pandemia. *Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise*, 69, 65-79. <http://dx.doi.org/10.38116/bmt69/notastecnicas2>
- Bargain, O., & Aminjonov, U. (2021). Poverty and COVID-19 in Africa and Latin America. *World Development*, 142, 105422. Doi:10.1016/j.worlddev.2021.10542
- Barros, R. P. de, Henriques, R., & Mendonça, R. (2000). Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 15(42), 123-142. <https://doi.org/10.1590/S0102-69092000000100009>
- Barros, R. P. de, & Mendonça, R. (1995). A evolução do bem-estar, pobreza e desigualdade no Brasil ao longo das três últimas décadas – 1960/90. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 25(1), 115-164. <https://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/789>
- Barros, R. P., Carvalho, M., & Franco, S. (2006). *Pobreza multidimensional no Brasil*. IPEA.
- Bassier, I., Budlender, J., Zizzamia, R., & Jain, R. (2023). The labour market and poverty impacts of COVID-19 in South Africa. *Saje – South African Journal of Economics*, 91(4), 419-455. <https://doi.org/10.1111/saje.12356>
- Bender Filho, R., & Bagolin, I. P. (2014). Determinantes da permanência na condição de pobreza crônica na Cidade de Porto Alegre: aplicação do Modelo Logit Multinomial. *Ensaios FEE*, 35(2). [https://meriva.pucrs.br/dspace/bitstream/10923/10624/2/Determinantes\\_da\\_Permanencia\\_na\\_Condicao\\_de\\_Pobreza\\_Cronica\\_na\\_cidade\\_de\\_Porto\\_Alegre\\_APLICACAO\\_do\\_Modelo\\_Logit.pdf](https://meriva.pucrs.br/dspace/bitstream/10923/10624/2/Determinantes_da_Permanencia_na_Condicao_de_Pobreza_Cronica_na_cidade_de_Porto_Alegre_APLICACAO_do_Modelo_Logit.pdf)
- Bonaccorsi, G., Pierri, F., Cinelli, M. et al. (2020). Economic and social consequences of human mobility restrictions under COVID-19. *PNAS*, 117(27), 15530-15535. Doi: 10.1073/pnas.2007658117
- Brasil. Presidência da República. Secretaria Geral. Subchefia para Assuntos Jurídicos. (2020). *Medida Provisória nº 936, de 1º de abril de 2020*. Institui o Programa Emergencial de Manutenção do Emprego e da Renda e dispõe sobre medidas trabalhistas

complementares para enfrentamento do estado de calamidade pública reconhecido pelo Decreto Legislativo nº 6, de 20 de março de 2020, e da emergência de saúde pública de importância internacional decorrente do coronavírus (COVID-19), de que trata a Lei nº 13.979, de 6 de fevereiro de 2020, e dá outras providências. <https://www.in.gov.br/en/web/dou/-/medida-provisoria-n-936-de-1-de-abril-de-2020-250711934>

- Caldas, R. M., & Sampaio, Y. S. B. (2015). Pobreza no Nordeste brasileiro: uma análise multidimensional. *Revista de Economia Contemporânea*, 19, 74-96. <https://doi.org/10.1590/198055271914>
- Carneiro, D. M., Bagolin, I. P., & Tai, S. H. T. (2016). Determinantes da pobreza nas regiões metropolitanas do Brasil no período de 1995 a 2009. *Nova Economia*, 26(1), 69-96. <https://doi.org/10.1590/0103-6351/2036>
- CEPAL. Comissão Econômica para América Latina e Caribe (2004). *Entender la pobreza desde la perspectiva de género*. Cepal-Unifem. (Serie mujer y desarrollo n. 52).
- Codes, A. L. M. (2005). *Modelagem de equações estruturais: uma contribuição metodológica para o estudo da pobreza*. [Tese de Doutoramento em Ciências Sociais, UFBA – Universidade Federal da Bahia]. Repositório da UFBA. <https://repositorio.ufba.br/handle/ri/11012>
- Couto, A. C. L., & Brito, E. C. (2018). Determinantes da probabilidade de pobreza no Paraná: 2004 e 2015. *A Economia em Revista*, 26(1), 89-101.
- Cuesta, J., & Pico, J. (2020). COVID-19 affects everyone but not equally: the gendered poverty effects of the COVID-19 pandemic in Colombia. *The European Journal of Development Research*, 32, 1558-1591. <https://doi.org/10.1057/s41287-020-00328-2>
- Eastwood, R., & Lipton, M. (2001). Demographic transition and poverty: effects via economic growth, distribution. In N. Birdsall, A. C. Kelley, & S. Sinding (Eds.), *Population matters: demographic change, economic growth, and poverty in the developing world*. Oxford University Press.
- Fernandes, R., Pazello, E. T., & Felício, F. (2002). A importância da estrutura familiar e do engajamento no mercado de trabalho na determinação da pobreza no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 32(2), 233-250. <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4400>
- Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 52(3), 761-766.

- Freitas, A. M. L., & Rodrigues, L. (2012). *As relações de gênero, emprego e pobreza no Brasil*. III Congresso em Desenvolvimento Social, Montes Claros, Universidade Estadual de Montes Claros.
- Gonzalez, L. A. (2018). *Regressão logística e suas aplicações*. [Monografia Bacharel em Ciência da Computação, Universidade Federal do Maranhão]. <https://monografias.ufma.br/jspui/bitstream/123456789/3572/1/LEANDRO-GONZALEZ.pdf>
- Hagenaars, A. A. (1987). Class of poverty indices. *International Economic Review*, 28(3), 583-607. <https://doi.org/10.2307/2526568>
- Han, J., Meyer, B. D., & Sullivan, J. X. (2020). *Income and poverty in the COVID-19 pandemic*. National Bureau of Economic Research. (Working Paper n. 27729). Doi:10.3386/w27729
- Haughton,J.,&Khandker,S.R.(2009).*Handbook on poverty and inequality*. The World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/5b6e7bce-c7ao-525f-a781-265de317b152/content>
- Hecksher, M., & Foguel, M. N. (2022). Benefícios emergenciais aos trabalhadores informais e formais no Brasil: estimativas das taxas de cobertura combinadas da Lei n. 13.982/2020 e da Medida Provisória n. 936/2020. In S. P. da Silva, C. H. L. Corseuil, & J. S. M. Costa. (Orgs.), *Impactos da pandemia de Covid-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil* (pp. 529-542). IPEA. <https://www.ipea.gov.br/portal/publicacao-item?id=4a743a99-63a5-4f45-b4dc-8eeaf7a9674f>
- Hoffmann, R. (1998). *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. EDUSP. [https://www.researchgate.net/profile/Rodolfo-Hoffmann/publication/268000437\\_DISTRIBUICAO\\_DA\\_RENDA/links/56eab6d108aee3ae24a27845/DISTRIBUICAO-DA-RENDA.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Rodolfo-Hoffmann/publication/268000437_DISTRIBUICAO_DA_RENDA/links/56eab6d108aee3ae24a27845/DISTRIBUICAO-DA-RENDA.pdf)
- Hoffmann, R. (2006). Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, 8(1), 55-81. <https://portalantigo.ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/livros/Cap15.pdf>
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2020). *Indicadores IBGE – Pesquisa Mensal de Serviços*. <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/servicos/9229-pesquisa-mensal-de-servicos.html>
- Kageyama, A., & Hoffmann, R. (2006). Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. *Economia e Sociedade*, 15(1), 79-112. <https://periodicos.sbu.unicamp.br/ojs/index.php/ecos/article/view/8642922>
- Komatsu, B., & Menezes-Filho, N. (2020). *Simulações de impactos da Covid-19 e da renda básica emergencial sobre o desemprego*,

- renda, pobreza e desigualdade.* Insper. (Policy Paper, v. 43). <https://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2020/04/Policy-Paper-v14.pdf>
- Leite, P. G. (2001). *Análise da situação ocupacional de crianças e adolescentes nas regiões Sudeste e Nordeste do Brasil utilizando informações da PNAD 1999.* [Dissertação de Mestrado, Ence – Escola Nacional de Ciências Estatísticas]. <https://rebep.emnuvens.com.br/revista/article/view/312>
- Maria, P. F. (2012). Determinantes da pobreza no Brasil: estudo com regressões logit. <https://www.ime.unicamp.br/~mac/db/2012-2S-106215.pdf>
- Martin, A., Markhvida, M., & Hallegatte, S., & Walsh, B. (2020). Socio-economic impacts of COVID-19 on household consumption and poverty. *Economics of Disasters and Climate Change*, 4(3), 453-479. <https://doi.org/10.1007/s41885-020-00070-3>
- Medeiros, M., Barbosa, R. J., & Carvalhaes, F. (2020). Educational expansion, inequality and poverty reduction in Brazil: a simulation study. *Research in Social Stratification and Mobility*, 66, 100458. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3189211](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3189211)
- Melo, H. P., & Bandeira, L. (2005). *A pobreza e as políticas de gênero no Brasil.* CEPAL. <https://www.cepal.org/pt-br/publicaciones/5943-pobreza-politicas-genero-brasil>
- Montali, L., & Lessa, L. H. (2016). Pobreza e mobilidade de renda nas regiões metropolitanas brasileiras. *Cadernos Metrópole*, 18(36), 503-533. <https://doi.org/10.1590/2236-9996.2016-3610>
- Monte, P. A. (2020). *Auxílio Emergencial e seu impacto na redução da desigualdade e da pobreza.* XXV Encontro Regional de Economia. Anpec, 2020. <http://www.anpec.org.br/novosite/br/xxv-encontro-regional-de-economia-artigos-selecionados>
- Moreira, R. C., Braga, M. J., Carvalho, F. M., Lima, J. R. F. de, Silva, J. M. A. da. (2009). Políticas públicas, distribuição de renda e pobreza no meio rural brasileiro no período de 1995 a 2005. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 47(4), 919-944. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032009000400006>
- Ogwumike, F. O., & Ozughalu, U. M. (2018). Empirical evidence of child poverty and deprivation in Nigeria. *Child Abuse & Neglect*, 77, 13-22. Doi:10.1016/j.chabu.2017.12.019
- Osório, R. G. (2019). *A desigualdade racial da pobreza no Brasil.* Ipea. (Texto para Discussão, 2487). <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/9336>
- Ottонelli, J., & Mariano, J. L. (2014). Pobreza multidimensional nos municípios da Região Nordeste. *Revista de Administração Pública*, 48(5), 1253-1279. <https://doi.org/10.1590/0034-76121724>

- Pereira, A. F. C. (2017). *Impactos da pluriatividade e rendas não-agrícolas sobre a incidência de pobreza nas famílias agrícolas brasileiras* [Dissertação de Mestrado em Economia, UFP – Universidade Federal de Pernambuco]. Repositório da UFP. <https://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/24921>
- Ponte, A. G. R. (2021). *Auxílio emergencial – impactos na renda e no ICMS* [Tese de Doutorado, UFC – Universidade Federal do Ceará]. [https://semanaacademica.org.br/system/files/artigos/47\\_ae\\_impactos\\_na\\_renda\\_e\\_no\\_icms\\_vf\\_0.pdf](https://semanaacademica.org.br/system/files/artigos/47_ae_impactos_na_renda_e_no_icms_vf_0.pdf)
- PNUD. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, &FJP. Fundação João Pinheiro. (2013). *Atlas do desenvolvimento humano no Brasil*. PNUD Brasil.
- Ray, D., & Subramanian, S. (2020). *India's lockdown: An interim report*. National Bureau of Economic Research, 27282. Doi:10.3386/w27282
- Ravallion, M., & Bidani, B. (1994). How robust is a poverty profile? *The World Bank Economic Review*, 8(1), 75-102.
- Rabalino, D. A. (2020). *The COVID-19 conundrum in the developing world: Protecting lives or protecting jobs?* IZA (Discussion Paper, n. 13136). <https://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp13136.html>
- Rocha, S. (2006). Pobreza e indigência no Brasil: algumas evidências empíricas com base na PNAD 2004. *Nova Economia*, 16(2), 265-299. <https://doi.org/10.1590/S0103-63512006000200003>
- Sen, A. K. (1976). Poverty: An ordinal approach to measurement. *Econometrica, Econometric Society*, 44(2), 219-231. <https://doi.org/10.2307/1912718>
- Silva, P. N., Pessoa, D. G. C., & Lila, M. F. (2002). Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciência & Saúde Coletiva*, 7, 659-670. <https://doi.org/10.1590/S1413-81232002000400005>
- Silva, T. D. (2013). Mulheres negras, pobreza e desigualdade de renda. In M. M. Marcondes, L. Pinheiro, C. Queiroz, A. C. Querino, & d. Valverde (Orgs.), *Dossiê mulheres negras: Retrato das condições de vida das mulheres negras no Brasil* (pp. 109-131). Ipea. [livro\\_dossie-mulheres-negras.pdf](http://livro_dossie-mulheres-negras.pdf) (ipea.gov.br)
- Sowunmi, F. A. (2016). Spatial analysis of hotspots and coldspots of poverty in Nigeria. *Journal of Geographic Information System*, 8(2), 301. Doi: 10.4236/jgis.2016.82026
- Sumner, A., Hoy, C., & Ortiz-Juarez, E. (2020). *Estimates of the impact of COVID-19 on global poverty*. UNU-WIDER. (WIDER Working Paper 2020/43). <https://www.wider.unu.edu/sites/default/files/Publications/Working-paper/PDF/wp2020-43.pdf>

Wang, Z., & Man, X. (2019). Child income poverty in China from 2005 to 2015: the application and decomposition of the FGT indexes. *Children and Youth Services Review*, 101, 70-79. Doi: 10.1016/j.chillyouth.2019.03.046

Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach*. Cengage Learning.