

## Desigualdade na distribuição do trabalho entre as famílias e vulnerabilidade à pobreza no Nordeste urbano

Eduarda da Silva Nascimento<sup>1</sup>  | Danyella Juliana Martins de Brito<sup>2</sup> 

<sup>1</sup> Mestranda no Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE (PPGECON/UFPE). E-mail: eduarda.silvanascimento@ufpe.br

<sup>2</sup> Professora da UFPE/CAA e do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE (PPGECON/UFPE). E-mail: danyella.brito@ufpe.br

### RESUMO

Esta pesquisa investiga o nível de polarização da oferta de trabalho familiar no Brasil urbano em 2018. Para isso, são utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD-C), e computadas as taxas de famílias desocupadas observada e contrafactual para os estados brasileiros. Também foram estimados, através de um modelo logit multinomial, os fatores de risco individual de estar em um domicílio sem trabalho, na região Nordeste. Os resultados apontam que há uma maior concentração de famílias sem trabalho na região Nordeste do país. Ademais, essa mesma região também é a que apresenta os piores resultados de vulnerabilidade à pobreza e concentração de renda. Há indicativos de que os fatores de risco, que mais elevam as chances de um indivíduo viver em uma família sem trabalho, estão associados às elevadas razões de dependência domiciliar de crianças e de idosos e ao aspecto individual de idade mais avançada.

### PALAVRAS-CHAVE

Oferta de trabalho, Desigualdade, Família sem trabalho

### Inequality in the distribution of employment between families and vulnerability to poverty in the urban Northeast

### ABSTRACT

This research investigates the level of polarization of the supply of family work in urban Brazil for the year 2018. For this, microdata from the Continuous National Household Sample Survey (PNAD-C) are used, and the rates of unemployed families observed are computed, and counterfactual for Brazilian states. It was also estimated, through a multinomial logit model, the individual risk factors of being in a workless household, in the Northeast region. The results indicate that there is a greater concentration of families without work in the Northeast region of the country. Furthermore, this same region is also the one with the worst results in terms of vulnerability to poverty and income concentration. There are indications that the risk factors that most increase the chances of an individual living in a workless households are those that have high dependency ratios on children and the elderly and individuals of older age.

### KEYWORDS

Labor supply, Inequality, Workless households

### CLASSIFICAÇÃO JEL

J22, R23, C23

## 1. Introdução

A partir de 2015, observa-se uma reversão da tendência de queda da desigualdade no país (Neri, 2019). Entre 2016 e 2018, o índice de Gini para o rendimento domiciliar per capita apresentou uma trajetória contínua de crescimento, aumentando de 0,537, em 2016, para o patamar de 0,545 no último trimestre de 2018, o que revela um aumento da concentração de renda de acordo com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Ademais, o ano de 2019 é marcado por um aumento significativo do índice de desemprego, somando um total de 12,4 milhões de pessoas, com os trabalhos por conta própria e sem carteira assinada, de acordo com os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. Todos esses aspectos contribuem para uma possível existência de uma distribuição distorcida do emprego entre as famílias, podendo revelar uma tendência de polarização na oferta de trabalho entre os agregados familiares.

A participação na força de trabalho como uma decisão familiar está fortemente relacionada à teoria da polarização do trabalho entre os agregados familiares. Os estudos voltados para a polarização da oferta de trabalho familiar analisam os parâmetros de desemprego pelas perspectivas individuais e domiciliares (familiares), admitindo que, se uma família não tem renda salarial, todos os membros da família residentes do mesmo domicílio terão menos recursos e, portanto, estão mais suscetíveis a dependerem de programas sociais, assim como estarem em situação de pobreza, em contraste às famílias em que todos ou alguns adultos estão inseridos no mercado trabalho (Gregg e Wadsworth, 2008; Gregg et al., 2010).

Neste sentido, Gregg e Wadsworth (1996, 2001, 2008) e Gregg et al. (2010) definem a taxa de não trabalho de uma sociedade como o percentual de indivíduos desocupados da população. Os autores citados ressaltam a importância de analisar essa taxa do ponto de vista individual e familiar utilizando um modelo simplificado do mundo real, no qual existem somente dois domicílios e em cada domicílio apenas dois indivíduos. Nesse quadro, considerando que 50% da população não trabalha, Gregg et al. (2010) destacam que o cenário em que apenas um indivíduo em cada família está ocupado, é bem diferente daquele onde os dois indivíduos ocupados estão no mesmo domicílio, principalmente no que se refere a pobreza e desigualdade nessa sociedade. A análise em uma perspectiva domiciliar é de grande importância, principalmente, para aplicação de políticas públicas direcionadas ao mercado de trabalho e de combate à pobreza.

Sendo assim, o propósito deste trabalho é analisar o impacto social dos agregados familiares sem trabalho no Brasil, com ênfase no Nordeste urbano, obtendo uma maior compreensão da pobreza e da desigualdade do acesso aos postos de trabalho na referida região. O procedimento metodológico consiste em mensurar as medidas de polarização do trabalho familiar nos estados brasileiros e, através do modelo logit multinomial, examinar a probabilidade de estar em um domicílio na qual nenhum

membro adulto trabalha. Para identificar os fatores de risco que estão associados à probabilidade de um indivíduo viver em uma família em que nenhum membro adulto trabalha, serão exploradas as informações dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD-C), do IBGE para o ano de 2018.

Assim, as principais questões a serem respondidas são: qual é o contexto do desemprego familiar para o ano de 2018? Quais são as características gerais e onde está concentrada a maior parte dos domicílios sem trabalho no Brasil urbano? E quais os fatores que elevam as chances individuais de estar em um agregado familiar desse tipo na região Nordeste? Compreendendo tais questões fundamentais, torna-se possível avançar na discussão das políticas públicas necessárias para a redução das taxas de não trabalho familiar e, conseqüente, redução da vulnerabilidade à pobreza no Nordeste.

Nesse sentido, este trabalho busca investigar uma importante face da pobreza na região Nordeste, ao ponderar as dimensões da pobreza que estão atreladas as estruturas familiares sem trabalho para o ano de 2018, período que antecede a pandemia da COVID-19. A contribuição deste estudo, portanto, está relacionada à importância da análise das estruturas familiares sem trabalho para o âmbito regional, com um recorte de gênero. A análise conduzida separadamente por sexo dos indivíduos tem o potencial de revelar as diferenças em termos de discriminação no mercado de trabalho. O enfoque na região Nordeste se justifica por tal localidade apresentar os piores índices de desigualdade de renda e pobreza.

O presente artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. Na próxima seção, é apresentada uma breve revisão da literatura que discute pobreza e a polarização da oferta de trabalho familiar. Na sequência, são explicados os procedimentos empíricos, bem como o tratamento da base de dados, executados na pesquisa. Na seção quatro, é feita uma discussão dos resultados, baseada nos dados observados e nos apontamentos dos estudos aplicados. Ao final, a seção cinco aborda as considerações finais.

## 2. Revisão da literatura

Um dos estudos pioneiros relacionados à dinâmica da concentração de renda no Brasil é o estudo de Hoffmann e Duarte (1972), que analisou o crescimento da má distribuição de renda frente ao desenvolvimento econômico. Para isso, os autores utilizam a Curva de Lorenz, para mensurar o grau de concentração de renda, com base nos dados do Censo Demográfico de 1960, publicado pelo IBGE em 1965. Os resultados do trabalho mostraram que há um grau de concentração da renda maior nas regiões Nordeste e Leste, no entanto, isso não difere muito do nível de concentração no país como um todo<sup>1</sup>. Quando os autores compararam os índices referentes a 1970

<sup>1</sup>No estudo de Hoffmann e Duarte (1972), a região Nordeste compreende Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas e Fernando de Noronha; e a região Leste compreende Sergipe, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro e Guanabara.

com os obtidos para 1960, notaram que, apenas com exceção do âmbito urbano do Nordeste, todas as regiões sofreram consideráveis acréscimos, o que implica em um processo fortemente disseminado de concentração da renda.

Essa intensidade dos níveis de concentração de renda observados para o país, e o padrão de expansão econômica, colocou significativas parcelas da população em condições de vida que Fishlow (1972) caracteriza como de pobreza absoluta. Nesse sentido, Fishlow (1972); Lodder (1976); Pastore et al. (1983); Hoffmann e Duarte (1972) estabeleceram linhas de pobreza como um parâmetro de renda abaixo do qual os indivíduos são considerados pobres, utilizando indicadores baseados no salário mínimo. O principal objetivo dessas linhas de pobreza é diferenciar a população alvo e alocar de forma eficiente os recursos governamentais destinados a essa população.

Apesar do salário mínimo ter como objetivo garantir o mínimo de acesso necessário para o indivíduo e nesse sentido poder ser associado a uma linha de pobreza, Thomas (1982); Fava (1984); Rocha (1988) argumentam que as oscilações dos valores reais do salário ao longo do tempo o tornam insuficiente para a aquisição dos bens básicos. Dessa forma, destaca-se a importância de se utilizarem as informações relacionadas à estrutura de consumo da população de menor renda, como os dados das Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE, a fim de estabelecer as linhas de pobreza. Dentro dessa abordagem da pobreza, Rocha (1997, 2000) adicionalmente levou em consideração as diferenças locais do custo de vida e concluiu que a escolha da metodologia mais adequada para a construção de linhas de pobreza, assim como de indigência, é determinada, principalmente, pela disponibilidade de dados estatísticos.

No início da década de 1990, estava em pauta o debate sobre a criação de uma forma sistemática de combate à pobreza, que tinha por objetivo garantir uma renda mínima para as famílias. Nesse sentido, foi sugerido o Programa de Garantia de Renda Mínima (PGRM) em 1992. Lavinias e Varsano (1997) analisam o percurso da implantação desse programa no Brasil e sua aplicação em outras localidades, como Europa Ocidental, Estados Unidos e Canadá. Apesar desse programa se mostrar um instrumento eficiente na redistribuição de renda, o PGRM mostrou-se insuficiente para erradicar a pobreza, uma vez que não consegue atingir e fechar o círculo vicioso de sua reprodução. Segundo os autores, seria necessária uma implementação de programas de educação e de geração de renda autônoma para que as famílias contempladas pelo programa de transferência de renda não retornassem à condição de pobreza ao término do programa.

Entre 1997 e 2004, alguns estudos mostram que houve uma pequena redução do nível de desigualdade de renda, em relação aos anos anteriores. Para Hoffmann (2006), as transferências de renda foram primordiais para essa redução no período de 2002 a 2004, para as cinco regiões brasileiras. Para a região Nordeste, observou-se que o efeito das transferências chegou a reduzir 65,7% do índice de Gini no período de 1998 a 2004 e alcançou 86,9% no período de 2002 a 2004. No entanto, para Schwartzman (2006) e Soares (2006), o impacto das transferências de renda, em es-

pecial do Programa Bolsa Família (PBF), foi limitado, devido ao baixo recurso que é transferido para cada grupo familiar, e pela má focalização desses gastos. Para os autores, seria necessária uma política capaz de redistribuir melhor os gastos públicos em aposentadorias e pensões, que são concentrados nos segmentos de renda média e alta.

Na região Nordeste, Gonçalves e Neto (2010) avalia o quanto o crescimento econômico dos municípios foi pró-pobre, a partir dos dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000. A autora concluiu que, apesar do relativo crescimento do Nordeste no período analisado, mais de 50% da população está em situação de pobreza. No que diz respeito à capacidade de o crescimento econômico reduzir a pobreza nos municípios, os resultados mostraram que essa redução é muito pequena, além de reduzir em proporções maiores em alguns estados como Rio Grande do Norte e em proporções menores em Pernambuco e Alagoas em relação aos demais estados.

Albuquerque e Gonçalves (2020) replicaram a classificação de pobreza crônica e transitória de Hulme e Shepherd (2003) utilizando os microdados da PNAD-C, para o período entre 2012 e 2018 a fim de analisar a dinâmica da pobreza sob os efeitos da crise econômica iniciada em meados de 2014 no país. Os autores verificam, em termos regionais, que a região Nordeste apresenta a maior proporção de famílias nas categorias que compõem a pobreza crônica, sempre pobres e usualmente pobres, ao longo de todo o período analisado, sendo o estado de Alagoas o que apresenta a maior proporção de pobres crônicos entre todos os estados brasileiros, com 48,23% de sua população cronicamente pobre.

Ao longo dos anos, a sociedade brasileira vem passando por transformações sociais e econômicas, que estão modificando o comportamento da oferta de trabalho no contexto familiar, caracterizada por uma concentração de empregos entre poucas famílias Brito e Oliveira (2021); Scorzafave e Menezes-Filho (2007). A desigualdade na distribuição do trabalho entre as famílias é um potente sinalizador da vulnerabilidade à pobreza de uma sociedade. Dentre os trabalhos voltados para o estudo da temática no contexto internacional, destacam-se Gregg e Wadsworth (2001); Dawkins et al. (2005); Gregg e Wadsworth (2008), que desenvolveram um índice capaz de estimar a extensão do nível de polarização da oferta de trabalho familiar. O estudo de Gregg e Wadsworth (2008) examina a polarização do trabalho entre os agregados familiares em cinco países (Alemanha, Espanha, EUA, Austrália e Grã-Bretanha) por meio da comparação das taxas de domicílios sem trabalho em relação a uma distribuição aleatória de trabalho entre a população.

Scorzafave e Menezes-Filho (2007) e Brito e Oliveira (2021) replicaram a construção dos índices de polarização para o Brasil, seguindo o procedimento metodológico de Gregg e Wadsworth (2001); Dawkins et al. (2005); Gregg e Wadsworth (2008); Gregg et al. (2010) calculam os níveis de polarização para o país, utilizando os dados da PNAD para os anos de 1981 a 2003. Os resultados mostram que a polarização do trabalho no Brasil é menor do que nos países que Gregg e Wadsworth (1996, 2001) examinaram

– Grã-Bretanha, Espanha, EUA, Austrália e Alemanha – apesar de se constatar um crescimento da polarização, relacionado ao elevado número de domicílios em que os dois adultos não trabalhavam. Também com os dados da PNAD, Brito e Oliveira (2021) investigam a polarização da oferta de trabalho familiar ao longo dos anos entre 1993 e 2015 no Brasil urbano, mostrando um aumento da proporção de famílias em que nenhum adulto trabalha em todos os estados brasileiros, assim como uma ascensão da polarização da oferta de trabalho entre os agregados familiares.

Em termos dos riscos individuais de estar em uma família sem trabalho, Corluy e Vandembroucke (2013); Köksel (2017) investigam os fatores associados aos maiores riscos de residir em um domicílio sem trabalho ou com baixa distribuição de trabalho. Ademais, Lehmann e Wadsworth (1997) já analisavam para Polônia a probabilidade de os indivíduos transitarem do desemprego/inatividade para o emprego, levando em consideração as características das famílias e relacionando tal probabilidade com a ocorrência de domicílios sem trabalho.

A polarização da oferta de trabalho familiar tem sido objeto de preocupação na literatura, uma vez que as taxas de desemprego entre famílias podem oferecer sinais conflitantes sobre o desempenho do mercado de trabalho, principalmente quando somada a um cenário de desigualdade persistente (Gregg e Wadsworth, 2001, 2008; Scorzafave e Menezes-Filho, 2007). Tais fatores contribuem para o que Hoddinott e Quisumbing (2003) denominam como vulnerabilidade à pobreza, que representa a perda de bem-estar das famílias suscitada em ambientes de incerteza econômica. No cenário brasileiro, os altos índices de concentração de renda têm contribuído para uma instabilidade econômica maior, revelando não apenas uma linha contínua de desigualdade, mas também uma trajetória de pobreza.

### **3. Metodologia**

Esta seção está organizada em dois tópicos, primeiro é apresentada a estratégia empírica adotada e, na sequência, são explicadas a base de dados e as variáveis utilizadas.

#### **3.1 Estratégia empírica**

O estudo da polarização da oferta de trabalho segue a metodologia de Gregg e Wadsworth (2001, 2008); Dawkins et al. (2005) e Gregg et al. (2010), aplicado no Brasil por Scorzafave e Menezes-Filho (2007) e Brito e Oliveira (2021). Esta seção é construída com base nos referidos estudos. A ideia principal desses estudos é a estimação da proporção de domicílios sem trabalho que seria observada se o emprego fosse distribuído de forma aleatória entre a população, ou seja, entre as famílias. De acordo com essa definição de polarização, todos os indivíduos que são residentes de uma determinada localidade apresentam a mesma probabilidade de não estarem inseridos no mercado de trabalho, representada pela taxa agregada de não trabalho

da população,  $n$ , que reúne a proporção de inativos e desempregados, no ano  $t$  (Brito e Oliveira, 2021). Dessa forma, a taxa prevista de não trabalho em uma família com  $k$  adultos que residem no domicílio no período  $t$  é:

$$P_{kt} = n_t^k \tag{1}$$

Gregg e Wadsworth (2001); Dawkins et al. (2005) apontam que o índice esperado de famílias sem trabalho é uma contrafactual e dessa forma, quando ignorado o subscrito de tempo, o índice previsto de famílias sem trabalho agregado é uma média ponderada desses índices familiares na qual se considera que os pesos são as parcelas de cada tipo de domicílio na população, que é definido empiricamente pela proporção de domicílios de tamanho  $k(s_k)$ . Assim, o índice contrafactual de domicílios em que nenhum indivíduo trabalha, obtido através de uma distribuição aleatória dos postos de trabalho entre os indivíduos, é dado por:

$$\hat{w} = \sum_{k=1}^K s_k p_k = \sum_{k=1}^K s_k n^k \tag{2}$$

Assim, constata-se que o conceito de polarização da oferta de trabalho para os autores é a diferença entre o índice de famílias sem trabalho factual ( $w$ ), ou seja, a proporção de famílias na qual nenhum adulto está ocupado, e a taxa prevista ( $\hat{w}$ ):

$$Polarizacao = w - \hat{w} = \sum_{k=1}^K s_k w_k - \sum_{k=1}^K s_k n^k = \sum_{k=1}^K s_k (w_k - n^k) \tag{3}$$

A equação acima retrata a medida da diferença (em pontos percentuais) entre os índices de não trabalho que são calculadas com base no domicílio e no indivíduo, de tal forma que  $w_k$  representa a dimensão de famílias com  $k$  indivíduos adultos na qual todos estão desocupados. Quanto maior for a polarização, então maior será a dimensão de domicílios sem trabalho, em relação ao que seria esperado em uma distribuição aleatória das ocupações na amostra. Dessa forma, caso o índice de domicílios sem trabalho factual seja igual ao índice previsto, por definição, o emprego é distribuído de forma aleatória e o índice de polarização será zero. Em caso de um índice de polarização negativo, toma-se que o trabalho da forma que está sendo distribuído gera menos domicílios sem ocupação do que seria observado caso os postos de trabalho fossem distribuídos de forma aleatória entre os indivíduos.

Adicionalmente, para modelar a polarização da oferta de trabalho familiar, verifica-se a probabilidade média de estar em um domicílio em que todos os membros estão inseridos no mercado de trabalho ou em que nenhum membro trabalha, por meio de uma abordagem baseada nos modelos de escolhas qualitativas. Essa estratégia empírica foi utilizada por Köksel et al. (2016); Köksel (2017); Brito e Oliveira (2021), a fim de analisar a probabilidade de os indivíduos residirem em um grupo familiar sem

trabalho. Na abordagem logit multinomial, a variável dependente deve ser qualitativa nominal com mais de duas categorias. Entre as categorias, deve-se escolher uma de referência (*baseline*), e comparar as outras categorias a essa base de referência<sup>2</sup>.

Após diferenciar os agregados familiares “sem trabalho” daqueles “com trabalho”, através do modelo logit multinomial, é possível estimar os fatores associados a uma maior probabilidade de viver em uma família em que nenhum membro adulto trabalha. É importante esclarecer que essa análise não mede causalidade, porém permite identificar os fatores de riscos associados à maior probabilidade de estar em uma família sem trabalho. Dessa forma, espera-se que os resultados dessa análise mostrem quem são esses indivíduos que se encontram em alto risco de viver nesses tipos de domicílio, em que nenhum membro adulto está inserido no mercado de trabalho.

A variável dependente na regressão irá assumir um valor discreto, que é definido como sendo: reside em um domicílio em que nenhum membro adulto trabalha (1); reside em um domicílio em que todos os membros adultos trabalham (2); e reside em um domicílio em que pelo menos um membro adulto trabalha, mas não todos os membros (3). Dessa forma, tem-se  $j = 1, 2, 3$  situações possíveis e  $i = 1, 2, \dots, N$  indivíduos. A estrutura logit multinomial irá modelar a probabilidade de o indivíduo  $i$  escolher ou pertencer a situação  $j$ , tal como<sup>3</sup>:

$$P(Y_i = j) = P_{ij} = \frac{\exp(X_i\beta_j)}{1 + \sum_{j=1}^2 \exp(X_i\beta_j)} \quad (4)$$

Nesse sentido,  $X_i$  é o vetor de características individuais, familiares e regionais do indivíduo  $i$ , ou seja, são as variáveis independentes. Dessa forma, a soma no denominador irá certificar que a soma das probabilidades das escolhas de respostas seja igual à unidade. Conforme mencionado, uma preferência de resposta é escolhida como *baseline* e seus parâmetros para essa opção são determinados como sendo iguais a 0 (Trivedi, 2010). Foi empregado como grupo base o grupo dos indivíduos adultos que pertencem às famílias em que pelo menos um membro adulto trabalha, mas não todos (categoria 3). Desse modo, para garantir sua identificação,  $\beta_3$  foi normalizado para zero e os coeficientes são analisados em relação a essa categoria. Também observa-se para todos os indivíduos da amostra:

<sup>2</sup>É importante ressaltar que o modelo logit multinomial pressupõe como válida a hipótese de independência das alternativas irrelevantes (IIA). A referida hipótese se sustenta pela própria natureza da variável de resultado que está sendo modelada. O indivíduo pode até escolher pela ativação, mas estar em uma família sem trabalho ou rica em trabalho não é uma escolha dele propriamente dita. Então há independência das alternativas.

<sup>3</sup>Para mais detalhes sobre a estrutura dos modelos logit multinomiais ver Maddala (1983) e Greene (2012).



$$P_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\exp(X_i \beta_j)}{1 + \sum_{j=1}^2 \exp(X_i \beta_j)} \quad (5)$$

Portanto, através do modelo logit multinomial, é possível captar e analisar as razões de risco relativo de viver em uma família sem trabalho, e em uma família em que todos os adultos trabalham. Em termos de limitações metodológicas, vale reforçar que a referida análise não mede causalidade, objetivo que foge do escopo da presente pesquisa. Os resultados do modelo logit multinomial são relevantes, pois permitem identificar os fatores que elevam as chances individuais de estar em um agregado familiar sem trabalho. Como a análise tem por enfoque a região Nordeste em 2018, espera-se contribuir com um panorama geral de como a vulnerabilidade à pobreza, associada às famílias sem trabalho, se caracterizava no período pré-pandemia da COVID-19, em uma região marcada por uma forte desigualdade de renda. Ao compreender melhor os aspectos associados às maiores chances de o indivíduo estar em uma situação familiar de ausência de trabalho completa, torna-se possível pensar em melhores políticas públicas de combate à pobreza.

### 3.2 Dados e Variáveis

Para mensurar a polarização e identificar os fatores de risco associados à probabilidade de viver em uma família em que nenhum adulto trabalha, serão exploradas as possibilidades das informações dos microdados da PNAD-C, do IBGE para o ano de 2018. A coleta de dados da PNAD-C é feita a cada trimestre e consiste em um painel no qual cada domicílio é entrevistado em um mês ao longo de um trimestre, permanece os dois meses seguintes fora da amostra e, em seguida, no próximo trimestre, realiza a entrevista seguinte. Dessa forma, o processo se repete até que cinco entrevistas sejam realizadas com a família, ou seja, um domicílio poderá ser entrevistado durante cinco trimestres, uma vez por trimestre. Para garantir que a família apareça apenas uma vez na base de dados, foram utilizados os dados da visita de número cinco em 2018. A abrangência geográfica deste estudo compreende os estados brasileiros, com enfoque no Nordeste urbano.

O Quadro 1, acima, apresenta as variáveis utilizadas no modelo logit multinomial, selecionadas com base em Köksel et al. (2016) e Köksel (2017) e Brito e Oliveira (2021). O modelo examina a probabilidade de indivíduos adultos morarem em um domicílio na qual nenhum membro está ocupado e a probabilidade de morar em um domicílio na qual todos os membros estão ocupados, vis-à-vis estar em um domicílio em que pelo menos um membro está inserido no mercado de trabalho. Com base nos resultados é possível identificar quem são os indivíduos que possuem maiores riscos de estarem em lares em tal circunstância. A amostra é composta de indivíduos com idade entre 18 e 65 anos de idade, residentes de área urbana, excluídos os domicílios em que todos os residentes eram inativos ou idosos. Vale ressaltar que, no modelo,

**Quadro 1.** Descrição das variáveis utilizadas no modelo econométrico

Variáveis	Descrição das variáveis criadas	Identificação na PNAD-C
Situação ocupacional das famílias	1 - reside em um domicílio em que nenhum membro adulto trabalha; 2 - reside em um domicílio em que todos os membros adultos trabalham; e 3 - reside em um domicílio em que pelo menos um membro adulto trabalha, mas não todos os membros.	V2009; UPA; Estrato; V1008; VD2004
Homem	1 - homem; 0 - mulher.	V2007
Faixa etária	1 - de 18-19 anos omitida; 2 - de 20-24 anos; 3 - de 25-29 anos; 4 - de 30-34 anos; 5 - de 35-39 anos; 6 - de 40-44 anos; 7 - de 45-49 anos; 8 - de 50-54 anos; 9 - de 55-59 anos; 10 - de 60-64 anos; 11 - 65 anos.	V2009
Anos de estudo	1 - sem escolaridade e até 3 anos de estudo omitida; 2 - de 4-7 anos de estudo; 3 - de 8-10 anos de estudo; 4 - de 11-14 anos de estudo; 5 - 15 anos de estudo.	VD3005
Tamanho da família	tamanho da família.	V2007; UPA; Estrato; V1008; VD2004
Razão de dependência familiar de crianças (IBGE)	número de criança/(tamanho da família - n. de criança - n. de idoso).	V2009; UPA; Estrato; V1008; VD2004
Razão de dependência familiar de idosos (IBGE)	número de idoso/(tamanho da família - n. de crianças - n. de idoso).	V2009; UPA; Estrato; V1008; VD2004
Sexo do principal responsável da família	1 - homem; 0 - mulher.	V2007; UPA; Estrato; V1008; VD2004
Corresidência	1 - família estendida ou composta; 0 - família unipessoal ou nuclear.	V1008; UPA; Estrato; VD2004
Região metropolitana	1 - sim; 0 - não.	V1023
UF	21 - Maranhão; 22 - Piauí; 23 - Ceará; 24 - Rio Grande do Norte; 25 - Paraíba; 26 - Pernambuco; 27 - Alagoas; 28 - Sergipe; 29 - Bahia.	UF

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 2018. Elaboração própria.

a análise é exclusiva para os residentes da região Nordeste. As estatísticas descritivas básicas para as variáveis explicativas do modelo são apresentadas na Tabela 1.

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas das variáveis do modelo – Nordeste urbano, 2018

Variáveis	Homem				Mulher			
	Média	Desv. Padrão	Mín.	Máx.	Média	Desv. Padrão	Mín.	Máx.
<b>Situação ocupacional das famílias</b>	2,410	0,704	1	3	2,348	0,743	1	3
<b>Faixa etária (agrupada)</b>	8,270	2,618	4	14	8,434	2,595	4	14
<b>Grupos de anos de estudo</b>	3,187	1,240	1	5	3,416	1,229	1	5
<b>Tamanho da família</b>	3,648	1,652	1	17	3,609	1,593	1	17
<b>Razão de dependência familiar (crianças)</b>	0,275	0,389	0	4	0,345	0,500	0	8
<b>Razão de dependência familiar (idosos)</b>	0,087	0,272	0	4	0,098	0,286	0	3
<b>Família de principal responsável homem</b>	0,616	0,486	0	1	0,463	0,498	0	1
<b>Anos de estudo do principal responsável</b>	2,982	1,333	1	5	3,05	1,325	1	5
<b>Corresidência</b>	0,207	0,405	0	1	0,245	0,430	0	1
<b>Região metropolitana</b>	0,445	0,496	0	1	0,451	0,497	0	1
<b>UF</b>	25,472	2,751	21	29	25,500	2,741	21	29
<b>Observações</b>	25.222				25.500			

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 2018. Elaboração própria.

Como a maioria das variáveis são categóricas, não é possível extrair muitas informações da Tabela 1, logo, a principal utilidade dela é apresentar a amostra e como as variáveis são categorizadas. Um acontecimento que merece ser mencionado diz respeito ao fato de as mulheres viverem em domicílios que apresentam, em média, razões de dependência familiar de crianças e idosos superiores, comparativamente ao observado para os homens. Em relação ao tamanho médio das famílias, não parece haver diferenças marcantes para homens e mulheres.

Em relação ao indicador de polarização da oferta de trabalho entre as famílias – construído, na presente pesquisa, para todos os estados brasileiros –, alguns estudos já mensuraram tal indicador para a realidade nacional. Com os dados da antiga (PNAD), Scorzafave e Menezes-Filho (2007) mensuram indicadores de polarização do trabalho entre os domicílios brasileiros para os anos entre 1981 e 2003. Brito e Oliveira (2021), também com os dados da PNAD, estimaram indicadores análogos focando-se nos anos entre 1993 e 2015. Ambos os estudos não tratam dos anos mais recentes, marcados por fortes mudanças no mercado de trabalho, como tão pouco trazem uma reflexão aprofundada sobre as desigualdades regionais na polarização do trabalho. A presente pesquisa avança em tais aspectos ao propor um exame para o ano de 2018 e ao dar ênfase nas disparidades regionais.

## 4. Resultados

Nesta seção são discutidos os principais resultados, focando, inicialmente, nas questões de vulnerabilidade e distribuição do trabalho entre as famílias em termos de polarização da oferta de trabalho familiar; e, posteriormente, nos fatores de risco de estar em uma família sem trabalho no Nordeste.

#### 4.1 Desigualdade de renda e polarização da oferta de trabalho familiar

Analisando o índice de Gini e o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) para os estados do Brasil, percebe-se que as regiões Norte e Nordeste apresentaram os menores índices de IDHM em 2010, sendo o estado de Alagoas o que apresentou o menor índice de todos os estados, 0,631 (Tabela 2)<sup>4</sup>. O estado de Alagoas apresentou IDHM-educação de 0,520 e IDHM-longevidade de 0,755, apenas no IDHM-renda a capital não ocupou o pior resultado, ficando atrás do estado do Piauí que apresentou um índice de 0,635. Ottonelli e Mariano (2014) já haviam identificado e discutido tais resultados para o estado de Alagoas. Os autores observam que a localidade também apresentou os maiores indicadores de pobreza multidimensional em 2010.

Os maiores índices de Gini da região Nordeste estão especificamente em Alagoas com 0,63, Bahia com 0,62, Sergipe com 0,62 e Pernambuco com 0,62. Os referidos estados estão em pior situação em termos de disparidade de renda em 2010. Dessa forma, é perceptível que essa região encontra-se distante de alcançar um nível de distribuição de renda satisfatório. Hoffmann e Duarte (1972) já mostravam que a região Nordeste apresentava um crescimento generalizado de concentração de renda, em contraste com as outras regiões, entre os anos de 1960 e 1970. Na análise de Hoffmann (2002), para o período entre 1993 e 1995, o referido resultado persiste. Para os anos mais recentes, Penna et al. (2015) e Silva et al. (2020) também observam índices expressivos do nível de concentração de renda para 83% dos municípios da região Nordeste.

Vale ressaltar que, para o período entre 1997 e 2004, Hoffmann (2006); Schwartzman (2006); Soares (2006) observam uma redução do nível de desigualdade de renda, principalmente na região Nordeste. Os autores relacionam essa redução aos programas de transferência de renda, em especial, o Bolsa Família. Hoffmann (2020) também observa uma forte redução da pobreza e da desigualdade até o ano de 2014. No entanto, após esse período, o autor constata uma inversão desse processo, havendo aumento da desigualdade de renda e aumento da pobreza, perdendo-se aproximadamente 1/3 da redução da desigualdade e 1/4 da redução da pobreza que foram conquistadas até o ano de 2014. Segundo o autor essa piora foi resultado da crise econômica e política iniciada em 2015. Vale ressaltar que esses resultados podem ter sido ainda mais fortes, visto que a análise exclusivamente das pessoas ocupadas é limitada, não mostrando o real aumento do nível de desigualdade.

A análise para o ano de 2010 advém do fato de que, apesar de a literatura apontar uma redução na concentração de renda e na pobreza no período para a região Nordeste, ainda assim os indicadores de desigualdade de renda são expressivos em

<sup>4</sup>O IDHM avalia o desenvolvimento econômico e a qualidade de vida de um determinado município, através de três dimensões básicas: longevidade, educação e renda. Um índice próximo de um, implica em maior desenvolvimento humano, enquanto mais próximo de zero, menor o desenvolvimento humano local.

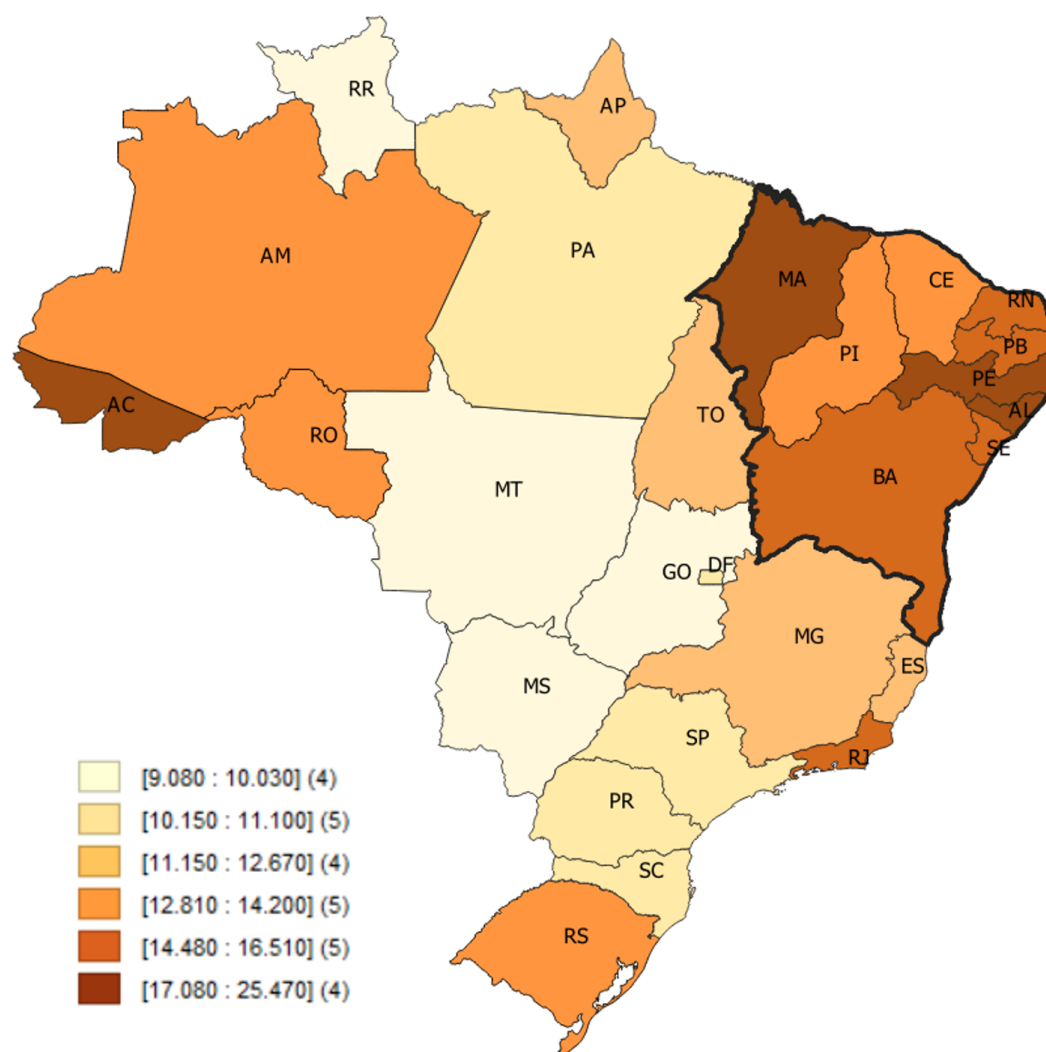
**Tabela 2.** Índice de Gini, IDHM-educação, IDHM-longevidade e IDHM-renda – Brasil, 2010

<b>Localidade</b>	<b>Gini</b>	<b>IDHM</b>	<b>IDHM-Renda</b>	<b>IDHM-Longevidade</b>	<b>IDHM-Educação</b>
<b>Norte</b>					
Rondônia	0,56	0,690	0,712	0,800	0,577
Acre	0,63	0,663	0,671	0,777	0,559
Amazonas	0,65	0,674	0,677	0,805	0,561
Pará	0,62	0,646	0,646	0,789	0,528
Amapá	0,60	0,708	0,694	0,813	0,629
Tocantins	0,60	0,699	0,690	0,793	0,624
<b>Nordeste</b>					
Maranhão	0,62	0,639	0,612	0,757	0,562
Piauí	0,61	0,646	0,635	0,777	0,547
Ceará	0,61	0,682	0,651	0,793	0,615
Rio Grande do Norte	0,60	0,684	0,678	0,792	0,597
Paraíba	0,61	0,658	0,656	0,783	0,555
Pernambuco	0,62	0,673	0,673	0,789	0,574
Alagoas	0,63	0,631	0,641	0,755	0,520
Sergipe	0,62	0,665	0,672	0,781	0,560
Bahia	0,62	0,660	0,663	0,783	0,555
<b>Sudeste</b>					
Minas Gerais	0,56	0,731	0,73	0,838	0,638
Espírito Santo	0,56	0,740	0,743	0,835	0,653
Rio de Janeiro	0,59	0,761	0,782	0,835	0,675
São Paulo	0,56	0,783	0,789	0,845	0,719
<b>Sul</b>					
Paraná	0,53	0,749	0,757	0,830	0,668
Santa Catarina	0,49	0,774	0,773	0,860	0,697
Rio Grande do Sul	0,54	0,746	0,769	0,840	0,642
<b>Centro-Oeste</b>					
Mato Grosso do Sul	0,56	0,729	0,740	0,833	0,629
Mato Grosso	0,55	0,725	0,732	0,821	0,635
Goiás	0,55	0,735	0,742	0,827	0,646
Distrito Federal	0,63	0,824	0,863	0,873	0,742
<b>Brasil</b>	<b>0,60</b>	<b>0,727</b>	<b>0,637</b>	<b>0,816</b>	<b>0,739</b>

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil de 2010. Elaboração própria.

2010. A persistência dessa problemática configura-se como um forte sinalizador da necessidade da elaboração de estudos para os anos mais recentes a fim de verificar se tal situação de vulnerabilidade da região tem mudado. Apenas dessa forma torna-se possível refletir sobre novas propostas de políticas públicas que minimizem este processo (Ottonelli e Mariano, 2014; Sil, 2020). Assim, observar o contexto das famílias sem trabalho é uma maneira de verificar essa vulnerabilidade à pobreza nos anos mais recentes.

A incidência de domicílios sem trabalho, quando elevada, pode estar associada a diversos problemas que afetam o bem-estar social, como a vulnerabilidade à pobreza e a transmissão intergeracional da pobreza (Gregg et al., 2010). A Figura 1 apresenta a distribuição espacial da taxa de não trabalho familiar, para os estados brasileiros em 2018. Observa-se uma forte incidência dessa problemática, principalmente para os estados que compreendem as regiões Norte e Nordeste.



**Figura 1.** Taxa de domicílios sem trabalho observada nas unidades da federação (em %) – Brasil urbano, 2018

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 2018. Elaboração própria (Software: QGIS).

Os estados pertencentes à região Centro-Oeste são os que apresentam as menores taxas de famílias sem trabalho. Na região Norte, apenas Roraima apresenta uma taxa menor de famílias sem trabalho, comparativamente aos demais estados da região. No Sudeste destaca-se o Rio de Janeiro com quase 15% dos domicílios sem trabalho.

Os estados de Mato Grosso do Sul, Roraima, Mato Grosso e Goiás são os que apresentam os menores percentuais, com taxas abaixo de 10,3%. Visto que esse resultado representa o percentual de domicílios sem nenhum adulto inserido no mercado de trabalho, uma taxa acima de 9% é um resultado significativo. Dos estados que compreendem os índices de até 12,6%, Espírito Santo, Tocantins, Amapá e Minas Gerais são os que possuem as maiores taxas, respectivamente.

Também é perceptível na Figura 1, que os estados pertencentes às regiões Norte e Nordeste são os que apresentam os piores resultados, sendo a região Nordeste, a que possui mais estados com um percentual de domicílios sem trabalho, entre 14% e 16%, em 2018. Dentro desse recorte territorial, destaca-se a Bahia com 16,51%, Rio Grande do Norte com 16,39%, Sergipe com 15,77% e Paraíba com 14,92% dos domicílios sem trabalho.

Ao analisar o cenário da taxa de domicílio sem trabalho acima de 17%, observa-se que há quatro estados em tal situação: Alagoas, Pernambuco, Maranhão e Acre. O estado de Alagoas é o que apresenta o pior resultado, com um percentual de 25,47% dos domicílios. Fica perceptível que os estados de Alagoas (0,63), Pernambuco (0,62), Maranhão (0,62) e Acre (0,63), que já estavam entre as localidades com os piores índices de desigualdade de renda em 2010, são exatamente os estados com os piores índices de famílias sem trabalho no ano de 2018, de acordo com a Figura 1. Portanto, aparentemente, a situação de vulnerabilidade das referidas localidades tem se perpetuado entre 2010 e 2018. Nesse contexto, Albuquerque e Gonçalves (2020), ao analisar a dinâmica da pobreza no período de 2010 a 2018, constam, por exemplo, que o estado de Alagoas é o que apresenta a maior proporção de pobres crônicos<sup>5</sup> entre todos os estados brasileiros, com uma taxa de 48,23%.

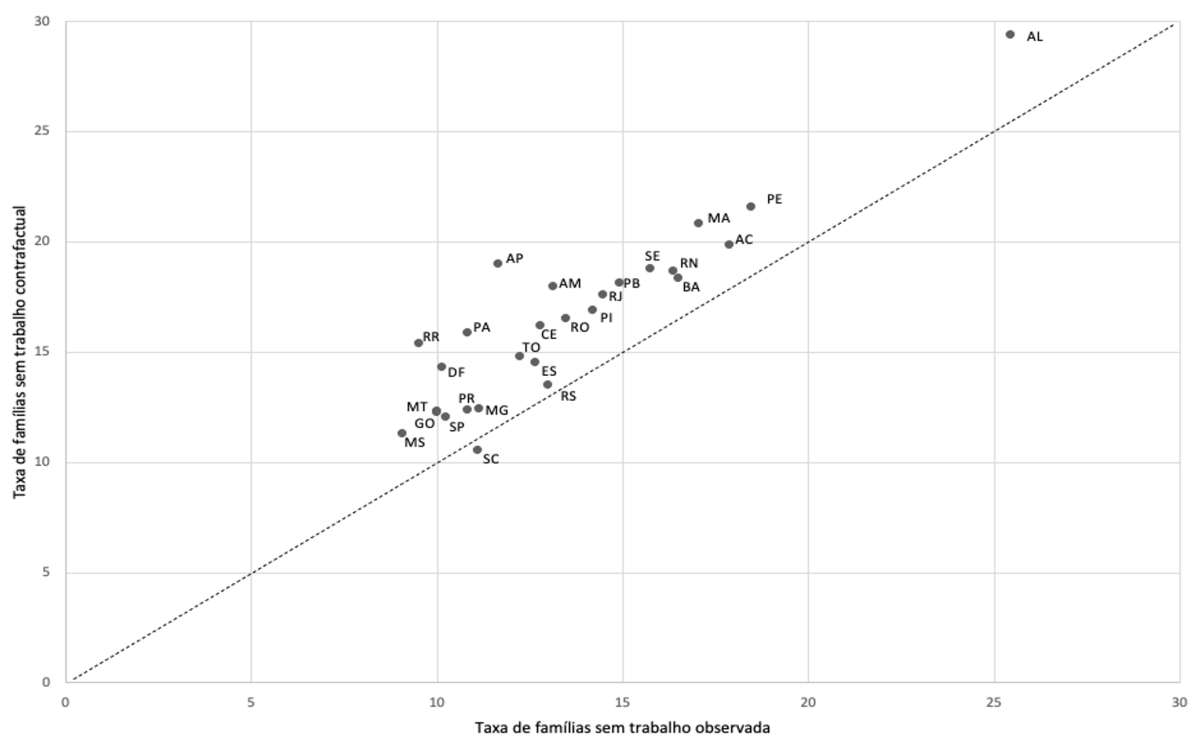
Esses resultados se tornam ainda mais preocupantes quando analisados também os problemas geracionais ocasionados pela incidência desse indicador, uma vez que esses domicílios nos quais nenhum adulto trabalha, podem também ser compostos por dependentes, como idosos e crianças. Para Dawkins et al. (2005); Gregg et al. (2010); Brito e Oliveira (2021) as consequências negativas de viver em um domicílio no qual nenhum adulto trabalha, aumentam o risco de pobreza desses indivíduos, além de terem o potencial de gerar perdas de oportunidades futuras para as crianças.

Comparando a incidência de famílias sem trabalho observada e contrafactual (proveniente de uma distribuição aleatória dos postos de trabalho), constata-se uma distribuição desigual das famílias sem trabalho, que se concentram, expressivamente, na

<sup>5</sup>Albuquerque e Gonçalves (2020) definem pobreza crônica como a situação em que um indivíduo permanece por um longo período na condição de pobreza.

região Nordeste (Figura 2). Há uma visível dimensão espacial na ausência de trabalho domiciliar no Brasil.

O índice de polarização no Brasil urbano em 2018 foi de -2,06% (obtido pela diferença entre as taxas de domicílios sem trabalho observada e contrafactual, conforme a Equação 3). Não é um achado inédito o fato de a polarização ser negativa no Brasil, Scorzafeve e Menezes-Filho (2007); Brito e Oliveira (2021) já haviam detectado um índice de polarização negativo para o país. O indicador de polarização negativo pode estar associado à forte incidência de famílias de único provedor homem, dessa forma há muitas famílias de dois adultos com pelo menos um membro inserido ativamente no mercado de trabalho.



**Figura 2.** Taxas de domicílios sem trabalho observada e contrafactual (em %) – Brasil urbano, 2018

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 2018. Elaboração própria.

Na Figura 2, a proporção de domicílios sem trabalho observada está no eixo horizontal e a proporção de domicílios sem trabalho contrafactual está no eixo vertical. Como a taxa de domicílios sem trabalho contrafactual é maior que a taxa observada, na média, a polarização da oferta de trabalho familiar é negativa, conforme mencionado. No entanto, observa-se uma alta incidência de famílias sem trabalho observada, em 2018, ano no qual a maior parte dos estados apresentam mais de 10% das famílias sem algum adulto trabalhando. Vale destacar o caso curioso do Rio de Janeiro que apresenta uma taxa de domicílios sem trabalho observada mais similar, em magnitude, àquela observada nos estados do Nordeste do que às taxas observadas nos estados do Sudeste.



As maiores taxas de domicílios sem trabalho observadas se concentram na região Nordeste, com destaque para Alagoas e Pernambuco com os maiores índices. Tais dados corroboram os resultados encontrados por Brito e Oliveira (2021) para o ano de 2015. A taxa de famílias sem trabalho observado para o estado de Alagoas em 2018 foi de 25,47% ao passo que no ano de 2015 essa taxa era de 20,02%, Pernambuco apresentava 16,2% em 2015, em 2018 esse índice foi para 18,46%. Constata-se também um aumento para Maranhão, que apresentava 11,94% em 2015, passou para 17,08% em 2018; Bahia, que apresentava 12,74% em 2015 e, em 2018, foi para 16,51; e Sergipe, que apresentava 11,6% em 2015 e, em 2018, apresentou 15,77%. A única localidade que apresenta um percentual acima de 15% em relação à taxa de famílias sem trabalho observada, com exceção dos estados pertencentes ao Nordeste, foi o Acre. O Acre apresentava uma taxa de 12,40% em 2015 e, em 2018, apresentou 17,88% de famílias sem trabalho, um aumento de 5,48 pontos percentuais. Em todos os estados do Nordeste, com exceção do Ceará, o percentual de domicílios sem trabalho observado apresentou um aumento em relação ao ano de 2015. Diante do cenário descrito, e das particularidades observadas, faz-se necessário compreender mais detalhadamente os fatores de risco associados à probabilidade individual de viver em uma família sem trabalho na região Nordeste.

#### **4.2 Fatores de risco de estar em uma família sem trabalho no Nordeste**

O modelo de regressão logit multinomial tem o potencial de apontar os fatores de risco associados à maior probabilidade de os indivíduos estarem em arranjos familiares em que nenhum membro adulto trabalha. O modelo inclui tanto variáveis individuais, quanto familiares. O foco na região Nordeste se deve ao fato de que essa região apresenta um número potencial de vulneráveis, assim como disparidades no que diz respeito ao nível de concentração de renda e baixo IDHM, além de uma forte concentração de domicílios sem trabalho em 2018. Os resultados foram calibrados a partir da variável de peso amostral.

Para refletir as heterogeneidades em termos de participação na força de trabalho, os modelos foram estimados separadamente para homens e mulheres, e tais resultados separados são efetivamente discutidos. O modelo para amostra completa indica que os homens possuem menores chances de residir em um domicílio sem trabalho e maior probabilidade de residir em domicílio que todos trabalham, comparativamente às mulheres, vis-à-vis estar em uma família em que pelo menos uma pessoa trabalha (Tabela 3). Com isso, percebe-se quem são as mulheres que se defrontam com maiores riscos de estar em uma família sem trabalho.

Na Tabela 3 observa-se que os indivíduos adultos homens e mulheres que possuem maior qualificação educacional são menos propensos a estarem em um arranjo domiciliar sem trabalho, em relação àqueles com menor qualificação educacional. Os indivíduos com mais de 15 anos de estudo possuem mais chances de estar em um arranjo domiciliar em que todos trabalham do que em um arranjo domiciliar sem

trabalho. Esse mesmo resultado também é observado para o nível de escolaridade do principal provedor da família, principalmente nos domicílios em que o principal provedor é do sexo masculino.

Em relação aos grupos etários, constata-se que os indivíduos com idade entre 60-64 anos são os mais propensos a estarem em uma família sem trabalho em relação aos indivíduos com idade entre 18-19 anos, para ambos os sexos. Examinando os indivíduos na faixa etária a partir dos 25 anos, observa-se que há uma maior probabilidade média de estar em uma família rica em trabalho, para homens (até os 54 anos de idade) e mulheres (até os 59 anos de idade). Os indivíduos com idade entre 40-44 anos pertencem ao grupo com maior probabilidade média de estar em uma família rica em trabalho, comparativamente àqueles entre 18-19 anos, vis-à-vis estar em uma família em que pelo menos um membro trabalha.

No que diz respeito ao tamanho do arranjo familiar, os resultados apontam que tanto indivíduos homens como mulheres que residem em famílias maiores tendem a possuir menor risco de estarem em um arranjo familiar sem trabalho. Esse resultado corrobora o encontrado por Brito e Oliveira (2021), também foi observado que indivíduos de famílias maiores apresentavam maiores chances de estarem em um domicílio com trabalho do que em um domicílio sem trabalho no contexto nacional, para os anos de 1993 a 2015. Esse resultado segundo as autoras está relacionado à possibilidade de compartilhamento de tarefas e ajuda no cuidado com crianças, o que é mais comum em famílias maiores, contribuindo para reduzir o referido risco.

Em relação às famílias cujo principal responsável é uma mulher, observa-se que esse grupo possui menos chances de estar em um agregado em que todos os membros adultos da família trabalham, do que aquelas em agregados de chefia masculina, vis-à-vis estar em uma família em que nem todos os adultos trabalham. Esse resultado também é observado para as famílias com elevada razão de dependência de crianças. Para as mulheres, a probabilidade em média de estar em uma família sem trabalho é bem superior ao observado para os homens. No entanto, observa-se que também há uma probabilidade estatisticamente significativa desse mesmo grupo estar em uma família rica em trabalho.

Em relação à razão de dependência familiar de idosos, constata-se uma forte probabilidade em média de estar em um arranjo familiar sem trabalho, para homens e mulheres que residem em domicílios com elevada razão de dependência familiar de idosos. Como o indivíduo idoso é um potencial gerador de renda, através da renda advinda da aposentadoria, os domicílios com idosos tendem a possuir um nível de renda mais seguro, o que torna mais provável que a única fonte de renda desse domicílio seja da aposentadoria do idoso e que nenhum adulto desta família trabalhe.

Para domicílios com famílias co-residentes, observa-se que há uma maior probabilidade de um indivíduo homem nesse tipo de família está inserido em um domicílio sem trabalho, comparativamente aos agregados que não possuem co-residentes, vis-

**Tabela 3.** Razão de risco relativo de estar em uma família sem trabalho, modelo logit multinomial – Nordeste urbano, 2018

	Total		Homem		Mulher	
	FST	FRT	FST	FRT	FST	FRT
<b>Homem (mulher omitida)</b>	0,835*** (0,030)	1,121*** (0,033)				
<b>Faixa etária (18-19 anos omitida)</b>						
<b>De 20-24 anos</b>	0,798** (0,074)	1,238** (0,106)	0,825 (0,106)	1,159 (0,135)	0,785* (0,105)	1,375** (0,177)
<b>De 25-29 anos</b>	0,683*** (0,065)	1,503*** (0,132)	0,694*** (0,092)	1,249* (0,146)	0,694*** (0,096)	1,858*** (0,245)
<b>De 30-34 anos</b>	0,701*** (0,068)	1,990*** (0,173)	0,630*** (0,085)	1,483*** (0,176)	0,799 (0,110)	2,671*** (0,346)
<b>De 35-39 anos</b>	0,783** (0,076)	2,506*** (0,216)	0,698*** (0,093)	2,031*** (0,239)	0,907 (0,127)	3,129*** (0,405)
<b>De 40-44 anos</b>	0,856 (0,082)	2,617*** (0,227)	0,705*** (0,095)	2,217*** (0,265)	1,038 (0,142)	3,111*** (0,397)
<b>De 45-49 anos</b>	0,755*** (0,073)	2,038*** (0,176)	0,680*** (0,094)	1,801*** (0,212)	0,844 (0,116)	2,339*** (0,304)
<b>De 50-54 anos</b>	0,834* (0,080)	1,676*** (0,147)	0,665*** (0,089)	1,374*** (0,164)	1,010 (0,140)	2,057*** (0,270)
<b>De 55-59 anos</b>	1,197* (0,117)	1,406*** (0,128)	1,044 (0,147)	1,167 (0,145)	1,334** (0,183)	1,697*** (0,233)
<b>De 60-64 anos</b>	1,829*** (0,177)	1,053 (0,105)	1,763*** (0,240)	1,076 (0,148)	1,850*** (0,255)	1,022 (0,150)
<b>De 65 anos</b>	0,244*** (0,056)	0,224*** (0,060)	0,417*** (0,117)	0,310*** (0,098)	0,138*** (0,049)	0,152*** (0,068)
<b>Anos de estudo (sem escolaridade e até 3 anos de estudo omitida)</b>						
<b>anos de estudo (4 a 7)</b>	0,875* (0,060)	1,203*** (0,084)	0,885 (0,087)	1,180* (0,109)	0,847* (0,083)	1,243** (0,133)
<b>anos de estudo (8 a 10)</b>	0,816*** (0,064)	1,281*** (0,096)	0,791** (0,092)	1,239** (0,127)	0,814* (0,086)	1,352*** (0,153)
<b>anos de estudo (11 a 14)</b>	0,633*** (0,045)	1,391*** (0,099)	0,574*** (0,061)	1,263** (0,123)	0,658*** (0,064)	1,540*** (0,165)
<b>anos de estudo (15 ou mais)</b>	0,459*** (0,045)	1,869*** (0,156)	0,423*** (0,068)	1,326** (0,161)	0,459*** (0,060)	2,297*** (0,273)
<b>Tamanho da família</b>	0,528*** (0,011)	0,468*** (0,007)	0,576*** (0,018)	0,461*** (0,010)	0,518*** (0,015)	0,474*** (0,010)
<b>Razão de dependência familiar (criança)</b>	3,795*** (0,195)	3,530*** (0,148)	2,235*** (0,196)	3,478*** (0,237)	4,654*** (0,304)	3,726*** (0,203)
<b>Razão de dependência familiar (idosos)</b>	6,682*** (0,450)	2,604*** (0,176)	6,623*** (0,627)	2,778*** (0,256)	7,343*** (0,719)	2,688*** (0,267)
<b>Família chefiada por homem</b>	0,694*** (0,025)	1,015 (0,030)	0,926 (0,051)	1,176*** (0,051)	0,571*** (0,029)	0,878*** (0,036)
<b>Anos de estudo do principal responsável pela família (sem escolaridade e até 3 anos de estudo omitida)</b>						
<b>anos de estudo (4 a 7)</b>	0,787*** (0,047)	1,009 (0,057)	0,781*** (0,069)	1,007 (0,081)	0,808** (0,067)	1,013 (0,081)
<b>anos de estudo (8 a 10)</b>	0,589*** (0,042)	1,193*** (0,077)	0,583*** (0,063)	1,161 (0,111)	0,610*** (0,059)	1,222** (0,107)
<b>anos de estudo (11 a 14)</b>	0,592*** (0,038)	1,458*** (0,087)	0,610*** (0,062)	1,471*** (0,131)	0,610*** (0,053)	1,462*** (0,119)
<b>anos de estudo (15 ou mais)</b>	0,502*** (0,050)	1,643*** (0,127)	0,496*** (0,074)	2,055*** (0,223)	0,545*** (0,074)	1,466*** (0,156)
<b>Família convivente</b>	1,146*** (0,058)	1,107** (0,051)	1,194** (0,092)	1,128* (0,081)	1,057 (0,072)	1,067 (0,067)
<b>Região Metropolitana</b>	0,803*** (0,030)	0,918*** (0,027)	0,857*** (0,049)	0,936 (0,041)	0,764*** (0,038)	0,909** (0,037)
<b>Intercepto</b>	1,493*** (0,117)	0,673*** (0,106)	1,115*** (0,166)	0,929*** (0,144)	1,436*** (0,163)	0,451*** (0,159)
<b>Dummies de UF</b>						
<b>N</b>		<b>Sim</b> <b>54.167</b>	<b>Sim</b> <b>25.222</b>	<b>Sim</b> <b>28.945</b>		

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 2018. Elaboração própria.

Notas: Desvios padrão entre parêntesis. Níveis de significância: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%. FST - Família sem trabalho (nenhum adulto trabalha). FRT - Família rica em trabalho (todos os adultos trabalham).

à-vis estar em um agregado familiar em que pelo menos um adulto trabalha. Também é observado, na Tabela 3, que tanto indivíduos homens quanto mulheres, que residem nas regiões metropolitanas do Nordeste, apresentam maior probabilidade de estarem em família com trabalho do que em famílias em que nenhum adulto trabalha.

Em suma, é possível concluir que indivíduos em idade mais avançada estão mais propensos a residirem em famílias sem trabalho no Nordeste. O nível de escolaridade também impacta diretamente nessa probabilidade, aumentando os riscos de estar em um domicílio sem emprego, quanto menor os anos de estudo. Para Scorzafave e Menezes-Filho (2007); Köksel (2017); Brito e Oliveira (2021) tal associação está relacionada ao fato de que adultos com maior escolaridade possuem mais chances de estarem empregados. Além disso, os autores também relacionam esse resultado à possibilidade de em famílias de casais o *status* ocupacional de ambos os parceiros estarem associados, resultando em uma maior homogamia educacional dada a seletividade marital, elevando as chances de empregabilidade dos adultos.

Em síntese, o risco individual de estar em um arranjo familiar sem trabalho no Nordeste urbano está relacionado às características individuais e à estrutura familiar, o que está em consonância com os resultados observados no contexto nacional. O nível educacional, o tamanho da família e a razão de dependência familiar foram as características que apresentaram maior influência na probabilidade média de um indivíduo estar ou não em uma família sem trabalho, para essa região. Dessa forma, faz-se necessário refletir acerca das necessidades desses indivíduos, em termos de propostas, para que os agregados familiares possam regressar ou entrar no mercado de trabalho.

O quadro observado indica que, apesar das transformações socioeconômicas ocorridas nos últimos anos, elas foram insuficientes para reduzir a problemática da desigualdade de renda e da pobreza do país, em especial para o Nordeste urbano, que continua apresentando os piores indicadores sociais, conforme observado. Dessa forma, a análise dos arranjos domiciliares se mostrou importante para explicar o maior risco relativo de estar em um domicílio sem trabalho no Nordeste urbano.

## 5. Considerações Finais

Com o intuito de analisar a questão polarização da oferta do trabalho no Brasil, com enfoque para o Nordeste urbano, no ano de 2018, foi observada a taxa de domicílios sem trabalho nas unidades da federação. Os estados pertencentes a regiões Norte e Nordeste são os que apresentam os piores resultados, sendo a região Nordeste, a que apresenta mais estados com um percentual de domicílios sem trabalho entre 14% e 16%, em 2018. Porém vale destacar, conforme já mencionado, que o foco principal deste estudo não é a região Norte. Os estados que apresentam os piores resultados com taxas acima de 17% são: Alagoas, Pernambuco, Maranhão e Acre. O estado de Alagoas apresenta o pior resultado nacional, com um percentual de 25,47% dos

domicílios sem algum adulto ativo no mercado de trabalho.

Adicionalmente, os resultados do modelo logit multinomial para o Nordeste indicam que os indivíduos adultos, homens e mulheres, que possuem maior qualificação educacional são menos propensos a estarem em um arranjo domiciliar sem trabalho, em relação àqueles com menor qualificação educacional. No que diz respeito ao tamanho do arranjo familiar, os resultados mostraram que famílias maiores tendem a diminuir o risco de um indivíduo estar em um arranjo familiar sem trabalho. Espera-se que quanto maior o tamanho da família mais chances de pelo menos um adulto está inserido no mercado de trabalho. Também foi observado que indivíduos que estão em famílias com elevadas razões de dependência de crianças e de idosos apresentam riscos mais altos de estarem em uma família sem trabalho.

Diante desse cenário, é evidente que a crise sanitária e econômica provocada pela COVID-19, no início de 2020, expôs ainda mais as desigualdades sociais, estruturais e históricas no país, assim como, a fragilidade das famílias quanto ao acesso à renda corrente, que garante o consumo de bens de primeira necessidade. Dessa forma, é essencial o investimento em políticas sociais de transferência de renda, a fim de fortalecer os estratos inferiores, no que diz respeito à distribuição de renda nos domicílios brasileiros mais pobres. Os resultados evidenciam a diversidade de composição das estruturas domiciliares sem trabalho do país, em especial da região Nordeste. O fato de as mulheres se depararem com maiores riscos de estarem em uma família sem trabalho, comparativamente aos homens, permite a reflexão de como as políticas públicas podem ser estruturadas de modo a estimular o ingresso ou a realocação dessas mulheres na força de trabalho. Nesse contexto, a disponibilidade de serviços de cuidados com crianças, a fim de atender essas famílias com filhos, pode ser um fator crucial.

Nesse sentido, observa-se que a composição das famílias demonstra ser um fator determinante para a complexidade dos arranjos domiciliares sem trabalho. Espera-se que os fatos constatados nesta pesquisa auxiliem no aprimoramento da compreensão da pobreza e da desigualdade de acesso aos postos de trabalho no Nordeste urbano.

## Referências

- (2020). *Vulnerabilidade social, fome e pobreza nas regiões Norte e Nordeste do Brasil*.
- Albuquerque, T. d. C. e Gonçalves, S. L. (2020). Pobreza crônica e transitória no Brasil: uma abordagem de pobreza dinâmica com os dados da PNAD Contínua. In: *ENABER*, Página 20.
- Brito, D. J. M. d. e Oliveira, A. M. H. C. (2021). Dynamics of the polarization of family labor supply in urban Brazil. *Nova Economia*, 31(1):185–216.
- Corluy, V. e Vandenbroucke, F. (2013). Individual Employment, Household Employment and Risk of Poverty in the EU. A Decomposition Analysis. Working Papers

- 1206, Eurostat - European Union, Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Dawkins, P., Gregg, P., e Scutella, R. (2005). Employment polarisation in Australia. *Economic Record*, 81(255):336–350.
- Fava, V. L. (1984). *Urbanização. Custo de Vida e Pobreza no Brasil*. IPE/USP, São Paulo.
- Fishlow, A. (1972). Brazilian Size Distribution of Income. *American Economic Review*, 62(2):391–402.
- Gonçalves, M. B. C. e Neto, R. d. M. S. (2010). Crescimento pró-pobre nos municípios nordestinos: evidências para o período de 1991-2000. *Revista Econômica do Nordeste*, 41(4):799–816.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis (7th Ed)*, volume 97. Prentice-Hall, New Jersey.
- Gregg, P., Scutella, R., e Wadsworth, J. (2010). Reconciling workless measures at the individual and household level. Theory and evidence from the United States, Britain, Germany, Spain and Australia. *Journal of Population Economics*, 23(1):139–167.
- Gregg, P. e Wadsworth, J. (1996). More work in fewer households? In: Hills, J., editor, *New Inequalities*, Página 181–207. Cambridge University Press, London.
- Gregg, P. e Wadsworth, J. (2001). Everything you ever wanted to know about measuring worklessness and polarization at the household level but were afraid to ask. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63:777–806.
- Gregg, P. e Wadsworth, J. (2008). Two sides to every story: Measuring polarization and inequality in the distribution of work. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A: Statistics in Society*, 171(4):857–875.
- Hoddinott, J. e Quisumbing, A. (2003). Data Sources for Microeconomic Risk and Vulnerability Assessments.
- Hoffmann, R. (2002). A distribuição da renda no Brasil no período 1992-2001. *Economia e Sociedade*, 11(2):213–235.
- Hoffmann, R. (2006). Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Revista Econômica*, 8(1):55–81.
- Hoffmann, R. (2020). Desigualdade de renda no Brasil, 1995-2019: diversas distribuições e o impacto do desemprego. *Revista Brasileira de Economia Social e do Trabalho*, 2(020007):21–27.
- Hoffmann, R. e Duarte, J. C. (1972). A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, 12(2).

- Hulme, D. e Shepherd, A. (2003). Conceptualizing chronic poverty. *World Development*, 31(3):403–423.
- Köksel, P. (2017). *Living arrangements of the unemployed across Europe: How households protect us from vulnerability*. Tese de Doutorado, Universitat Autònoma de Barcelona, Centre D'Estudis Demografics, Barcelona.
- Köksel, P., Permanyer, I., e Esteve, A. (2016). How do living arrangements affect the prevalence of jobless households across European regions? In: *European Population Conference (EPC 2016)*, Mainz, Germany.
- Lavinás, L. e Varsano, R. (1997). Programas de garantia de renda mínima e ação coordenada de combate à pobreza TT - Minimum income guarantee programs and co-ordinated actions of combat to poverty.
- Lehmann, H. e Wadsworth, J. (1997). New jobs, worklessness and households in Poland. *European Economic Review*, 41(3-5):915–923.
- Lodder, C. A. (1976). *Distribuição de Renda nas regiões metropolitanas*. IPEA, Rio de Janeiro.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Number 3. Cambridge University Press, Cambridge.
- Neri, M. C. (2019). A escalada da desigualdade. *FGV Social*.
- Otonelli, J. e Mariano, J. L. (2014). Pobreza multidimensional nos municípios da Região Nordeste. *Revista de Administração Pública*, 48(5):1253–1279.
- Pastore, J., Zylberstajn, H., e Pagotto, C. S. (1983). *Mudança social e pobreza no Brasil, 1970-1980 : o que ocorreu com a família brasileira?* Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas : Livraria Pioneira Editora, São Paulo.
- Penna, C. M., Gomes, P. E. M., Neto, N. T., e Linhares, F. C. (2015). Trabalho, transferências e desigualdade: a curva de Kuznets para o Nordeste. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 7(2):34–51.
- Rocha, S. (1988). Estabelecimento e comparação de linhas de pobreza para o Brasil.
- Rocha, S. (1997). Do consumo observado à linha de pobreza. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 27(2):313–352.
- Rocha, S. (2000). Estimação de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil.
- Schwartzman, S. (2006). Redução da desigualdade, da pobreza, e os programas de transferência de renda.
- Scorzafave, L. G. e Menezes-Filho, N. A. (2007). Famílias com trabalho e famílias sem trabalho: evidências de polarização para o Brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 37(3).

Silva, M. L. A., Raposo, I. O., Silva, L. E. S. C. d., Assunção, J. E. d. S., Rolim, T. M., Souza, A. B. M. d., e Franco, F. d. S. (2020). *Vulnerabilidade social, fome e pobreza nas regiões Norte e Nordeste do Brasil*.

Soares, S. S. D. (2006). Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004.

Thomas, V. (1982). Differences in income, nutrition and poverty within Brazil.

Trivedi, P. (2010). *Microeconometria usando stata*. College Station, TX: Stata press.

 Este artigo está licenciado com uma *CC BY 4.0 license*.