

# UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE DEPARTAMENTO DE GESTÃO GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

EDUARDA DA SILVA NASCIMENTO

EVIDÊNCIAS SOBRE A DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DO TRABALHO ENTRE AS FAMÍLIAS E VULNERABILIDADE À POBREZA NO NORDESTE URBANO EM 2018

# EDUARDA DA SILVA NASCIMENTO

# EVIDÊNCIAS SOBRE A DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DO TRABALHO ENTRE AS FAMÍLIAS E VULNERABILIDADE À POBREZA NO NORDESTE URBANO EM 2018

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Coordenação do Curso de Ciências Econômicas do Campus Agreste da Universidade Federal de Pernambuco – UFPE, na modalidade de monografia, como requisito parcial para a obtenção do grau de bacharel em ciências Econômicas.

Área de Concentração: Economia regional

Orientadora: Profa. Dra. Danyella Juliana Martins de Brito.

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do programa de geração automática do SIB/UFPE

Nascimento, Eduarda da Silva.

EVIDÊNCIAS SOBRE A DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DO TRABALHO ENTRE AS FAMÍLIAS E VULNERABILIDADE À POBREZA NO NORDESTE URBANO EM 2018 / Eduarda da Silva Nascimento - 2022. 51f.: il.;30 cm.

Orientador(a): Danyella Juliana Martins de Brito TCC (Graduação) - Universidade Federal de Pernambuco, CAA, Ciências Econômicas, 2022.

Inclui referências, apêndices.

1. Oferta de trabalho. 2. Vulnerabilidade a pobreza. 3. Nordeste. I. Brito, Danyella Juliana Martins de II. Título.

330 CDD (22.ed.)

# EDUARDA DA SILVA NASCIMENTO

# EVIDÊNCIAS SOBRE A DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DO TRABALHO ENTRE AS FAMÍLIAS E VULNERABILIDADE À POBREZA NO NORDESTE URBANO EM 2018

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Coordenação do Curso de Ciências Econômicas do Campus Agreste da Universidade Federal de Pernambuco – UFPE, na modalidade de monografia, como requisito parcial para a obtenção do grau de bacharel em ciências Econômicas.

Aprovada em: 28/12/2021

# **BANCA EXAMINADORA**

Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Danyella Juliana Martins de Brito (**Orientadora**)

Núcleo de Gestão Universidade Federal de Pernambuco

Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Roberta de Moraes Rocha (Examinador Interno)

Núcleo de Gestão, Universidade Federal de Pernambuco

Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Danyelle Karine Santos Branco (Examinador Interno) Núcleo de Gestão, Universidade Federal de Pernambuco Dedico este trabalho à minha avó Iraci e ao meu gato Júlio, que não puderam acompanhar em vida a conclusão da minha graduação.

# **RESUMO**

Essa pesquisa analisa a polarização da oferta de trabalho familiar no Brasil urbano para o ano de 2018. Para isso, são utilizados os dados do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) do ano de 2010 e os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD-C), para analisar a proporção de indivíduos e famílias em situação de vulnerabilidade, assim como as taxas de famílias sem emprego observada e contrafactual. Também foi estimado através do modelo logit multinomial os fatores de risco individual de viver em uma família sem trabalho e em uma família em que todos os adultos estão inseridos no mercado de trabalho, para as regiões brasileiras, com enfoque na região Nordeste, território que apresenta um dos maiores índices de vulnerabilidade à pobreza do país. Os resultados apontam que a incidência de domicílios sem trabalho está mais concentrada na região Nordeste do país. Ademais, a referida região apresenta os piores resultados para a proporção de vulnerabilidade à pobreza e concentração de renda no Brasil, assim como um aumento das famílias em que nenhum adulto está inserido no mercado de trabalho.

**Palavras-chave:** Oferta de trabalho. Vulnerabilidade à pobreza. Nordeste – Brasil.

# **ABSTRACT**

This research analyzes the polarization of family labor supply in urban Brazil for the year 2018. For this, data from the United Nations Development Program (UNDP) for the year 2010 and microdata from the National Survey by Sample of Continuous Households (PNAD-C), to analyze the proportion of individuals and families in a vulnerable situation, as well as the observed and counterfactual rates of families without a job. It was also estimated through the multinomial logit model the individual risk factors of living in a family without work and in a family in which all adults for the Brazilian regions, with a focus on the Northeast region, a territory that has one of the highest rates of vulnerability to country's poverty. The results show that the incidence of households without work is more concentrated in the Northeast region of the country. Furthermore, this region presents the worst results for the proportion of vulnerability to poverty and income concentration in Brazil, as well as an increase in families in which no adult is inserted in the labor market. work.

**Keywords:** Job offer. Vulnerability to poverty. Northeast – Brazil.

# SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	8
2	REFERENCIAL TEÓRICO	11
3	METODOLOGIA	18
3.1	Estratégia Empírica	18
3.2	Dados e Variáveis	21
4	RESULTADOS	24
4.1	Vulnerabilidade à pobreza e distribuição do trabalho entre as famílias	24
4.2	Polarização da oferta de trabalho familiar	32
4.3	Efeitos de risco de estar numa família sem trabalho no Nordeste	38
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	43
	REFERÊNCIAS	45
	APÊNDICE A: Estatísticas descritivas do modelo logit multinomial	51

# 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* apresenta 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 (PNAD-C). 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 serem dependentes de programas governamentais e de estarem em situação de pobreza, em contraste as famílias em que todos ou alguns adultos estão inseridos no mercado trabalho (GREGG, WADSWORTH, 2008; GREGG et al., 2010).

Neste sentido, Gregg e Wadsworth (2001, 2002, 2008) e Gregg et al. (2010) definem como taxa de não trabalho de uma sociedade, na qual é entendida como a proporção de indivíduos inativos e desempregados da população total. Nessa analogia, os autores citados ressaltam a importância de analisar essa taxa no ponto de vista individual e familiar utilizando um modelo simplificado do mundo real, na qual existem apenas duas famílias e dois indivíduos em cada uma delas. Nesse quadro, considerando uma taxa de não trabalho de 50% da população, Gregg et al. (2010) alegam que o cenário em que um indivíduo em cada domicílio possui trabalho seria bem diferente do qual ambos os trabalhadores pertencem unicamente a um domicílio, principalmente no que se refere a pobreza e desigualdade nessa sociedade. A análise numa 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 os custos sociais dos agregados familiares sem trabalho no Brasil, com ênfase no Nordeste urbano, obtendo uma maior compreensão da pobreza e desigualdade do acesso aos postos de trabalho na referida região. Para atingir o objetivo geral, os seguintes objetivos específicos foram executados:

- (i) Análise da polarização da oferta de trabalho familiar, vulnerabilidade à pobreza e a situação de pobreza, com enfoque no Nordeste urbano.
- (ii) Exame dos fatores de risco associados a estar numa família sem trabalho no Nordeste urbano.

O procedimento metodológico consiste em mensurar as medidas de polarização do trabalho familiar nos estados brasileiros e, através do modelo logit multinomial, investigar as chances de estar numa família sem trabalho. Para identificar os fatores de risco associados à probabilidade de viver em uma família em que nenhum adulto trabalha, serão exploradas as informações dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD-C), do IBGE para o período de 2018.

Assim, as principais questões a serem respondidas são: qual é o contexto do desemprego domiciliar em 2018? Quais são as características gerais e onde estão concentradas a maior parte das famílias sem trabalho no Brasil urbano? E quais os fatores que elevam as chances individuais de estar num agregado familiar desse tipo na região Nordeste? Compreendendo tais questões fundamentais torna-se possível avançar na discussão de quais são as respostas necessárias de políticas públicas para a redução das taxas de não trabalho familiar.

Existem poucos estudos na literatura brasileira que analisam a evolução das taxas de desemprego ou inatividade dentro de cada unidade familiar. Destaca-se Scorzafave e Menezes Filho (2007) e Brito e Oliveira (2021) que investigam como as vagas de trabalho estão concentradas em determinados domicílios no território nacional. Brito e Oliveira (2021) enfatizam que os estados pertencentes à região Nordeste possuem as maiores taxas de famílias sem trabalho no Brasil. Portanto, a presente pesquisa busca analisar as famílias sem trabalho no Brasil em 2018, por meio do exame da polarização da oferta de trabalho familiar, considerando o quadro de vulnerabilidade à pobreza e com um enfoque de discussão na região Nordeste.

Em adição ao cenário socioeconômico nacional que se observa a partir de 2015, o ano de 2020 é marcado pela pandemia da COVID-19 (*Coronavirus Disease 2019*), maior crise sanitária do século, e o seu avanço tem colocado em destaque importantes iniquidades já existentes. As medidas necessárias de isolamento social para o controle do contágio da doença, em várias as dimensões, tornam as populações de baixa renda mais expostas à contaminação pela doença. Também a desigualdade no acesso à saúde, torna as populações de baixa renda mais vulneráveis à crise de saúde pública e ao colapso econômico associados à pandemia (PIRES et al., 2020).

Um estudo realizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2020), com base nos microdados da PNAD-Covid e PNAD-C, mostrou que 6% das famílias brasileiras sobreviviam em setembro de 2020, sem nenhuma fonte de renda obtida através do trabalho, ou seja, são domicílios que dependem exclusivamente do auxílio governamental. O estudo também mostrou que a redução do auxílio do governo, que passou de 600 para 300 reais, fez com que renda média total domiciliar sofresse uma redução de 1,76%, ao passo que nos domicílios de renda muito baixa, a redução foi de 2,8%. Dessa forma, observa-se que os efeitos da COVID-19, inclusive os efeitos econômicos, não serão de curta duração no Brasil (TROVÃO, 2020).

Em função disso, faz-se necessário uma análise voltada para compreender o atual cenário da pobreza no Brasil, a fim de refletir sobre como as políticas públicas podem se aperfeiçoar a realidade das estruturas familiares. Analisando os resultados para o ano de 2018 é possível pensar sobre como lidar com cenários onde há uma forte desocupação entre os agregados domiciliares, tais como o cenário provocado pela pandemia da COVID-19, marcado por uma forte piora da atividade econômica e crescimento do desemprego entre a população. Ademais, a presente pesquisa pode subsidiar um aprimoramento na compreensão da pobreza e desigualdade de acesso aos postos de trabalho no Nordeste.

O presente trabalho encontra-se estruturado, além desta introdução, em mais quatro seções. A segunda seção apresenta um breve referencial teórico sobre pobreza, desigualdade social e polarização da oferta de trabalho entre famílias. A terceira seção discorre sobre a metodologia e a base de dados utilizada. Na quarta seção são discutidos os resultados das fontes dos dados utilizados. Finalmente na quinta seção apresenta-se as considerações finais do estudo.

# 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Um dos estudos pioneiros relacionados à dinâmica da concentração de renda no Brasil é o estudo de Hoffmann e Duarte (1972), que analisam 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 e o índice de Gini para subestimar o índice de concentração encontrado. Os autores também utilizaram a equação de Pareto com base nos dados do Censo Demográfico de 1960, publicados 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, não difere muito do grau de concentração no país como um todo¹. Quando os autores compararam os índices referentes a 1970 com os obtidos para 1960 notaram que, com a única exceção do setor urbano do Nordeste, todas as regiões sofreram consideráveis acréscimos, o que implica em um processo generalizado de concentração da renda.

Essa intensidade dos níveis de concentração de renda observados para o país, e o padrão de expansão econômica, fez com que significativas parcelas da população subsistem em condições de vida que Fishlow (1972) caracteriza como de pobreza absoluta. Nesse sentido Fishlow (1972), Lodder (1976), Pfefferman (1978) Pastore et al. (1984) e Hoffman (1984) estabeleceram linhas de pobreza como um parâmetro de renda abaixo do que as pessoas são consideradas 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 (1983), Fava (1984) e Rocha (1988) acreditam que as oscilações dos valores reais do salário ao longo do tempo, o torna insuficiente para a aquisição dos bens básicos para um indivíduo. Dessa forma, passaram a utilizar as informações relacionadas à estrutura de consumo da população de baixa renda, com os dados das Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) do IBGE de 1987 e 1988, a fim de estabelecer as linhas de pobreza. Rocha (1997, 2000) também levou em consideração as diferenças locais do custo de vida para os pobres, e conclui que a escolha da

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> No estudo de 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.

metodologia mais adequada para a construção de linhas de pobreza, assim como de indigência, é determinada, principalmente, pela disponibilidade de dados estatísticos. Dessa forma, a carência de dados de orçamentos familiares atualizados e de abrangência nacional é a principal lacuna estatística para a construção de linhas de indigência e pobreza, para alcançar indicadores seguros a partir da sua utilização.

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 proposto o Programa de Garantia de Renda Mínima (PGRM) em 1992, na qual Lavinas e Varsano (1997) analisam o percurso da implantação desse programa no Brasil e sua aplicação em outros países, 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 retornem à condição de pobreza ao término do programa.

Rocha (1998) analisa a evolução do nível de desigualdade da pobreza no período de 1981/1995 sob duas óticas: à desigualdade entre pessoas, que usualmente é caracterizada pela renda, e a desigualdade regional. Os resultados mostraram que para o ano de 1981 houve uma maior desigualdade no nível de pobreza, que está diretamente relacionada à seca do Nordeste, que ocasionou efeitos consideráveis sobre no índice de pobreza da região, que geralmente já apresenta um quadro adverso a esse respeito. Já no ano 1983, os índices mostraram os resultados mais favoráveis quanto à desigualdade no período analisado, no qual reflete o fim da seca no Nordeste e a possível redução da pobreza naquela região, ao passo que em São Paulo, considerada o pólo da crise recessiva, se tornava mais pobre. No ano de 1992, verifica-se, uma pequena queda da desigualdade da pobreza, que está associada aos efeitos da crise econômica nas áreas modernizadas.

Hoffmann (2002) investiga as distribuições do rendimento por pessoa economicamente ativa e do rendimento familiar *per capita*, no Brasil, no período de 1992 a 2001, utilizando os microdados da PNAD. No seu trabalho, o autor considerou a divisão do país em cinco regiões: Norte, Nordeste, Sul, Centro-Oeste e ao grupo de estados formado por Minas Gerais, Espírito Santo e Rio de Janeiro, porém deu enfoque para o estado de São Paulo

na região Sudeste. Os resultados da pesquisa mostraram que entre 1993 e 1995 houve um aumento nos rendimentos médios e medianos, seguido por uma redução na proporção de pobreza absoluta em todas as regiões consideradas. No que diz respeito ao nível de desigualdade entre as regiões, o Nordeste e Centro-Oeste apresentaram os maiores índices de desigualdade, em contraste ao estado de São Paulo e a região Sul que denotaram os menores índices.

Já no período de 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 analisadas. 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 especial o 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, do que políticas compensatórias implementadas na atualidade.

Nesse sentido, Barros et al. (2006) apresentam uma proposta de construção de um indicador escalar de pobreza para o país, que mostra que é possível obter o grau de pobreza referente a cada dimensão para cada família e qualquer grupo socioeconômico, permitindo que se investigue o grau de correlação das diversas carências existentes. Com este indicador de pobreza, é possível estimar a distribuição das famílias segundo seu grau de pobreza, assim como, também é possível avaliar o impacto e a devida focalização de programas sociais governamentais. Barros et al. (2006) com o uso desse indicador, concluiu, por exemplo, que há uma maior incidência de pobreza entre os domicílios das áreas rurais chefiados por mulheres, nas quais possuem condições habitacionais mais precárias, além de piores condições de trabalho.

Na região Nordeste, Gonçalves (2006) avalia o quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico dos municípios, a partir dos dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000. O crescimento pró-pobre remete a avaliação do crescimento considerando seus impactos sobre os pobres. 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 do 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.

Silveira et al. (2007) procura dimensionar e indicar o nível da concentração espacial da indigência e da pobreza, através da relação entre a disponibilidade calórica e a renda. Para isso foram utilizados os dados da (POF), realizada pelo IBGE entre julho de 2002 e 2003. Os dados do trabalho mostraram que há uma concentração da pobreza nos municípios das regiões Nordeste e Norte, compreendendo também a parcela norte do Estado de Minas Gerais. Dessa forma, é possível traçar uma linha imaginária entre o país no sentido leste para oeste, dividindo-o em duas partes, uma ao norte, onde apresenta uma maior proporção de pessoas pobres, e outra ao sul, em que a proporção de pobres na população não ultrapassa 5%.

Diante desse cenário, de disparidade no nível de desigualdade regional, Marinho (2011), Bertoni Neto et al. (2013) e Silva (2013) examinam se os resultados das políticas de transferência de renda exercem alguma influência sobre essa dinâmica da pobreza no Brasil. No primeiro estudo, o autor utiliza a base de dados da PNAD e do IPEA Data para os estados brasileiros, no período de 2000 a 2008, período em que houve o crescimento do valor das transferências provocada pela expansão do Programa Bolsa Escola Federal no início do ano 2000. Os resultados da pesquisa revelaram que apesar desses programas de transferência de renda cumprirem sua função assistencialista, não são eficazes na redução da pobreza no país, uma vez que podem incentivar os indivíduos a se absterem de procurar outros meios de renda, os tornando dependentes dessas transferências.

Já o estudo de Bertoni Neto et al. (2013), por sua vez, mostrou que entre 2004 e 2008 houve uma queda no índice de Gini urbano de 4,3%, na qual relacionaram aos programas de transferências de renda como o Bolsa Família, o Beneficio de Prestação Continuada e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), que contribuíram fortemente para redução do número de pobres e indigentes. Silva (2013) também observou melhorias nos indicadores sociais do país nos últimos anos. O índice de Gini apresentou uma redução de 7,89% no período de 2001 a 2009, o mesmo período também apresenta um trajeto decrescente na proporção de indigência e de pobreza, sendo cerca de 39,95% e 23,50%, respectivamente. Este decréscimo ocorreu a partir de 2003, período no qual aplicou-se o PBF.

Gomes et al. (2013) examina a participação das transferências de renda do governo associadas ao crescimento econômico para a região Nordeste. O autor enfatiza que embora os programas de transferência de renda do governo tenham sido ampliados e a renda advinda do trabalho tenha reduzido, o índice de Gini apresentou um pior desempenho para 83% dos municípios da Região, na qual esperava-se que houvesse uma redução da desigualdade. Esse resultado corrobora com o que Silva et al. (2020) observou em seu estudo e sugere que para a redução das desigualdades ser mais eficiente, o crescimento econômico deve ocorrer através da geração de emprego e renda, e não pelo aumento das transferências governamentais.

Arruda et al. (2016) analisa os determinantes do desemprego severo, na qual o autor define como a incidência de um ano fora do mercado de trabalho, para a região Nordeste. Nessa análise os autores utilizaram a base de dados da PNAD de 2003 e 2013 e utilizaram o modelo probit para estimar os dados. Foi observado, que os indivíduos residentes da região Nordeste que possuem maior probabilidade de estar em desemprego severo são mulheres, analfabetas, não chefe de famílias e que possuem idade entre 46 e 65 anos. Já os indivíduos do sexo masculino, chefes de família e que possuem idade entre 36 e 45 anos, compõe o perfil daqueles que possuem menos chance de estar em desemprego severo, na região Nordeste no período analisado.

Silva et al. (2020) construíram e calcularam um Índice de Pobreza Multidimensional (IPM) para o Brasil, com base nos microdados da PNAD, entre 2004 e 2015. O IPM é capaz de quantificar as várias dimensões da vida das pessoas, e dessa forma é capaz de promover maior validade e consistência ao indicador de pobreza e desigualdade social. Através dos dados analisados foi possível estimar tanto a intensidade e a incidência da pobreza multidimensional, como também o IPM, em si e o seu comportamento no período estudado. Em síntese o trabalho constatou uma redução da população pobre e do IPM e, ao mesmo tempo, um aumento da população vulnerável à pobreza, o que reflete um possível quadro onde as pessoas que saíram da pobreza ficaram em situação de vulnerabilidade e as que saíram da pobreza severa ficaram na pobreza.

Costa 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. Por meio deste estudo, é possível verificar, 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, 48,23% de sua população é cronicamente pobre, a maior proporção relativa entre todas as macrorregiões.

Arruda et al. (2016) analisa os determinantes do desemprego severo, na qual o autor define como a incidência de um ano fora do mercado de trabalho, para a região Nordeste. Nessa análise os autores utilizaram a base de dados da PNAD de 2003 e 2013 e utilizaram o modelo *probit* para estimar os dados. Foi observado, que os indivíduos residentes da região Nordeste que possuem maior probabilidade de estar em desemprego severo são mulheres, analfabetas, não chefe de famílias e que possuem idade entre 46 e 65 anos. Já os indivíduos do sexo masculino, chefes de família e que possuem idade entre 36 e 45 anos, compõe o perfil daqueles que possuem menos chance de estar em desemprego severo, na região Nordeste no período analisado. Já para Duarte et al. (2019) analisou as diferenças do rendimento do setor formal e informal para esse mesmo período e região, e observou que o grau educacional influencia diretamente no retorno bruto dos indivíduos, sendo maior para aqueles com mais anos de estudo e menor para os indivíduos com menos anos de estudo.

Algumas pesquisas têm um enfoque especial nos efeitos da informalidade e do desemprego no Brasil sobre a desigualdade de renda entre adultos, a citar Barbosa (2019), Cruz (2019), Afonso e Almeida (2020) e Hoffmann (2020). Nesse último estudo, o autor examina a evolução de três tipos de distribuição da renda: distribuição da Renda Domiciliar *Per capita* (RDPC), distribuição da renda do trabalho entre pessoas ocupadas (POC) e distribuição da renda do trabalho entre pessoas economicamente ativas (PEA), utilizando os microdados da PNAD tradicional de 1995 a 2015 e da PNAD Contínua de 2012 a 2019. Ambos os estudos relacionam o desemprego e o desalento como principais responsáveis pelo início da desigualdade. No entanto, nos dias de hoje, a forte incidência da desigualdade entre os trabalhadores se deve, principalmente, pela ausência de uma dinâmica no mercado de trabalho, provocando uma concentração e escassez dos benefícios e direitos típicos (e sazonais) do setor formal.

Ao longo dos anos a sociedade 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, OLIVEIRA, 2021; SCORZAFAVE, MENEZES FILHO, 2007). Dentre os trabalhos voltados

para o estudo da temática, podemos destacar Gregg e Wadsworth (2001, 2002, 2008) que desenvolveram um índice capaz de estimar a extensão do nível de polarização entres as taxas de não trabalho em termos individuais e em domicílios. O estudo de Gregg e Wadsworth (2008) foi aplicado em cinco países, a citar Alemanha, Espanha, EUA, Austrália e Grã Bretanha, por meio da condução de uma 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, 2002) e Gregg, Scutella e Wadsworth (2004). Scorzafave e Menezes Filho (2007) 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, 1998) examinaram – Grã-Bretanha, Espanha, EUA, Austrália e Alemanha – apesar de se constatar um crescimento da polarização, relacionado ao número de domicílios onde os dois adultos não trabalhavam. Também com os dados da PNAD, Brito e Oliveira (2021) investiga a polarização da oferta de trabalho familiar ao longo dos anos de 1993 a 2015 no Brasil urbano, mostrando um aumento da taxa 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.

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, WADSWORTH, 2001, 2002, 2008; SCORZAFAVE, 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 suscitadas 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

# 3.1 Estratégia empírica

A análise da polarização da oferta de trabalho tem por base a metodologia de Gregg e Wadsworth (2001, 2002, 2008) e Gregg et al. (2010), aplicado no Brasil por Scorzafave e Menezes Filho (2007) e Brito e Oliveira (2021). A ideia principal desses estudos é a estimação da proporção de domicílios sem trabalho que seria observada se o emprego fosse aleatoriamente distribuído na 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 trabalhando, representada pelo que os autores denominam de taxa agregada de não trabalho da população, n, que engloba a proporção de inativos e desempregados, no ano t (BRITO, OLIVEIRA, 2021). Dessa forma, a taxa prevista de não trabalho em uma família com k adultos residentes no domicílio no período t é:

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

Gregg e Wadsworth (2001, 2002) 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 agregada é uma média ponderada destes índices familiares na qual os pesos são as parcelas de cada tipo de família na população, que é definido empiricamente pela proporção de domicílios de tamanho k ( $s_k$ ). Assim, o índice contrafactual de domicílios em que nenhum individuo trabalha, esperada através de uma distribuição aleatória dos postos de trabalho entre os indivíduos, é dada por:

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

Dessa forma, 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 (w):

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

O modelo acima retrata a medida da diferença (em pontos percentuais) entre os índices de não trabalho que são calculadas com base no domicílio e no individuo, 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 numa 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.

Desse modo, para modelar a polarização da oferta de trabalho familiar, onde 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, será utilizado uma abordagem baseada nos modelos de escolhas qualitativas.

Essa estratégia empírica foi utilizada por Köksel et al. (2016) e Köksel (2017) e 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.

Após diferenciar os agregados familiares "sem trabalho" daqueles "com trabalho", através do modelo logit multinomial é possível estimar a probabilidade de viver em uma família em que nenhum membro adulto trabalha. É importante esclarecer que essa pesquisa não irá medir a causalidade desses indivíduos viverem em um domicílio na qual nenhum membro adulto está ocupado, mas apenas os fatores de riscos associados a maior probabilidade de estar numa família sem trabalho. Dessa forma, espera-se que os resultados dessa análise apresentam quem são esses indivíduos que se encontram num alto risco de viver nesses tipos de domicílio em que nenhum membro adulto está inserido no mercado de trabalho.

Desse modo aplicando o modelo proposto por Trivedi (2010) na regressão, a variável dependente irá assumir um valor discreto, que é definido como sendo: reside em um domicílio em que nenhum membro adulto trabalha (1); reside num domicílio em que todos os membros adultos trabalham (2); e reside num 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,...,N indivíduos. O previsor linear relacionado ao indivíduo i é dado por  $X_i\beta_j$  e dessa forma, o logit multinomial irá modelar a probabilidade do indivíduo i escolher ou pertencer a situação j, tal como:

$$P(Y_{i} = j) = P_{ij} = \frac{exp(X_{i}\beta_{j})}{1 + \sum_{i=1}^{2} exp(X_{i}\beta_{j})}, \quad j = 1, 2$$
(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 a unidade. Conforme mencionado, uma preferência de resposta é escolhida como *baseline* e seus parâmetros para essa opção são determinados como sendo igual a 0. Foi empregado como grupo base os indivíduos adultos que pertencem às famílias em que pelo menos um membro adulto trabalha (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:

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

Desse modo, através do modelo logit multinominal é possível captar e analisar as razões de risco relativo de viver em uma família sem trabalho, e numa família em que todos os adultos trabalham.

# 3.2 Dados e Variáveis

A pesquisa envolve a utilização de dados provenientes do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) que são construídos com os dados censitários de 2010, para os estados e capitais do Brasil, e os microdados da PNAD-C de 2018. As variáveis utilizadas estão apresentadas no Quadro 1.

**Quadro 1.** Descrição das variáveis socioeconômicas utilizadas na análise dos agregados familiares sem trabalho e vulnerabilidade à pobreza nas capitais do Brasil (2010)

Variável	Descrição	Fonte
% de famílias sem trabalho	Percentual de famílias em que nenhum adulto estava trabalhando (todos os membros estavam desempregados ou inativos) na semana de referência.	PNAD-C
% de vulneráveis à pobreza	Proporção dos indivíduos com renda domiciliar <i>per capita</i> igual ou inferior a R\$ 255,00 mensais, em reais de agosto de 2010, equivalente a 1/2 salário-mínimo nessa data. Multiplicado por 100.	PNUD
IDHM	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal. Média geométrica dos índices das dimensões Renda, Educação e Longevidade, com pesos iguais.	PNUD
Índice de Gini	Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar <i>per capita</i> . Seu valor varia de 0, quando não há desigualdade (a renda domiciliar <i>per capita</i> de todos os indivíduos têm o mesmo valor), a 1, quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda).	PNUD
Renda <i>per capita</i>	Razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos. Valores em reais de 01/agosto de 2010.	PNUD
% de empregados com carteira - 18 anos ou mais	Razão entre o número de empregados de 18 anos ou mais de idade com carteira de trabalho assinada e o número total de pessoas ocupadas nessa faixa etária multiplicado por 100.	PNUD
Rendimento médio dos ocupados - 18 anos ou mais	Média dos rendimentos de todos os trabalhos das pessoas ocupadas de 18 anos ou mais de idade. Valores em reais de agosto de 2010.	PNUD
% da população em domicílios com banheiro e água encanada	Razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com água encanada em pelo menos um de seus cômodos e com banheiro exclusivo e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100.	PNUD

% da população em domicílios com coleta de lixo	Razão entre a população que vive em domicílios com coleta de lixo e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100.	PNUD
% da população em domicílios com energia elétrica	Razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com iluminação elétrica e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100.	PNUD

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 2018 e Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil de 2010. Elaboração própria.

Para o objetivo de 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 na 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 para a família, ou seja, um domicílio poderá ser entrevistado durante cinco trimestres, uma vez por trimestre. Nesse sentido, a abrangência geográfica deste estudo compreenderá as capitais brasileiras, com enfoque para a região Nordeste urbano. Para garantir que a família apareça apenas uma vez na base de dados, foi utilizado os dados da visita de número cinco em 2018.

O Quadro 2 apresenta as variáveis utilizadas no modelo logit multinomial. O modelo prognóstica a probabilidade de indivíduos adultos morarem num domicílio na qual nenhum membro está ocupado e a probabilidade de morar num domicílio na qual todos os membros estão ocupados, vis a vis estar num domicílios em que pelo menos um membro está inserido no mercado de trabalho. Com base nos resultados é possível identificar quem são essas pessoas 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.

A variáveis explicativas do modelo estão relacionadas a educação, sexo e idade. Entre as variáveis que são analisadas no modelo também está inserida a variável co-residente, também denominada de família residente, que está relacionada a um indivíduo ou mais, residente em um domicílio na qual a relação com o chefe da família se dá do seguinte modo: é apenas um agregado, é pensionista, é parente do empregado doméstico, ou são dois

empregados domésticos que possuem algum parentesco. A tabela de estatísticas descritivas encontra-se em Apêndice (Tabela A.1).

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 estima 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.

**Quadro 2.** Descrição das variáveis associadas às maiores chances de estar em agregados familiares sem trabalho no Nordeste urbano (2018)

Variável	Descrição das variáveis criadas	Identificação na PNAD-C	
Homem	1 - homem; 0 - mulher	V2007	
Sexo do principal responsável da família	1 - homem; 0 - mulher	VD2004; UPA; Estrato; numdom; numfam	
Faixa etária	1 - de 18-19 anos omitida); 2 - de 20-24 anos; de 25-29 anos; 3 - de 30-34 anos; 4 - de 35-39 anos; 5 - de 40-44 anos; 6 - de 45-49 anos; 7 - de 50-54 anos; 8 - de 55-59 anos; 9 - de 60-64 anos; 10 - 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	1 - homem; 0 - mulher	V2007; UPA; Estrato; V1008; VD2004	
Razão de dependência familiar_crianças (IBGE)	número de crianca/(tamanho da família - número de crianca - número de idoso).	V2009; UPA; Estrato; V1008; VD2004	
Razão de dependência familiar_idosos (IBGE)	número de idoso/(tamanho da família - número de crianças - número de idoso).	V2009; UPA; Estrato; V1008; VD2004	
Família chefiada por homem	1 - homem; 0 - mulher	V2007; UPA; Estrato; V1008; VD2004	
Co-residência	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.

# 4. RESULTADOS

Nesta seção serão discutidos os principais resultados, considerando inicialmente, as questões de vulnerabilidade e distribuição do trabalho entre as famílias, posteriormente a polarização da oferta de trabalho familiar e, por fim, os fatores de risco de estar numa família sem trabalho no Nordeste.

# 4.1 Contextualização do cenário de vulnerabilidade à pobreza em 2010

A vulnerabilidade à pobreza remete à situação socioeconômica de um grupo de pessoas que estão em um processo de exclusão social. No Brasil, observa-se que há um número potencial de vulneráveis, assim como disparidades regionais no grau da vulnerabilidade. Esse problema pode ser ainda mais preocupante, quando analisada a distribuição do trabalho entre os domicílios.

De acordo com a Tabela 1, os estados que pertencem às regiões Norte e Nordeste apresentam os maiores percentuais de vulnerabilidade. Os estados com maiores proporções de indivíduos com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$255,00 mensais (em reais de agosto de 2010), foram o Maranhão (63,58%), seguido por Alagoas (59,76%) e Piauí (58,13%).

Também observa-se na Tabela 1, que em todos os estados analisados da região Nordeste, o percentual de vulnerabilidade está acima da média do país. Esses resultados mostram que há um cenário de disparidades regionais, com uma concentração das populações mais vulneráveis no Norte e Nordeste. De acordo com a referida Tabela, 51,86% da população pernambucana apresentava renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$255,00 mensais, quando verifica-se a área urbana tal percentual é de 45,94%, no ano de 2010. Esse cenário corrobora ao encontrado por Rocha (1995), adicionalmente a autora identificou que famílias chefiadas por mulheres e com crianças menores de 10 anos, nessas localizações, possuem ainda mais riscos de deslocamento da situação de vulnerabilidade para a situação de pobreza.

**Tabela 1.** Percentual de vulneráveis à pobreza por Estados, Brasil e Brasil urbano, 2010 (%)

Localidade	% de vulneráveis à pobreza	% de vulneráveis à pobreza (urbana)	Localidade	% de vulneráveis à pobreza	% de vulneráveis à pobreza (urbana)
Norte			Sudeste		
Rondônia	33,33	25,51	Minas Gerais	28,85	24,46
Acre	50,97	40,22	Espírito Santo	26,82	22,67
Amazonas	51,78	42,92	Rio de Janeiro	22,26	21,55
Roraima	45,72	35,36	São Paulo	16,13	15,49
Pará	55,99	46,02	Sul		
Amapá	45,22	41,90	Paraná	19,70	16,41
Tocantins	44,71	37,62	Santa Catarina	12,36	10,43
Nordeste			Rio Grande do Sul	18,65	16,82
Maranhão	63,58	53,40	Centro-Oeste		
Piauí	58,13	47,78	Mato Grosso do Sul	26,83	22,83
Ceará	54,85	47,16	Mato Grosso	27,00	22,30
Rio Grande do Norte	47,70	40,78	Goiás	24,22	22,33
Paraíba	53,65	47,07	Distrito Federal	16,00	15,27
Pernambuco	51,86	45,94			
Alagoas	59,76	52,28	Brasil	32,56	26,93
Sergipe	52,13	43,80			
Bahia	52,71	44,10			

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

A Tabela 2 apresenta o percentual da população que possui acesso aos serviços básicos essenciais, como energia elétrica, banheiro e água encanada e serviço de coleta de lixo, nas capitais brasileiras. É perceptível que o maior problema enfrentado em todas as regiões é o acesso ao banheiro e água encanada, ao passo que, a cobertura de energia elétrica, dentre os três itens analisados, é o que menos afeta as famílias em todas as regiões. Nesse contexto, Diniz e Diniz (2009) identificam a falta de acesso ao esgotamento sanitário como o indicador que apresenta maior peso no índice de pobreza multidimensional calculado para o Brasil.

Tabela 2. Acesso aos serviços básicos nas capitais do Brasil, 2010 (%)

Localidade	% da população que vive em domicílios com energia elétrica	% da população que vive em domicílios com banheiro e água encanada	% da população que vive em domicílios urbanos com serviço de coleta de lixo
Norte			
Porto Velho	98,20	72,14	95,67
Rio Branco	99,34	62,10	97,38
Manaus	99,63	83,55	98,29
Belém	99,76	86,84	97,15
Macapá	99,81	74,07	98,31
Palmas	99,81	94,38	99,17
Nordeste			
São Luís	99,89	81,26	92,95
Teresina	99,89	91,74	95,41
Fortaleza	99,75	95,16	98,59
Natal	99,84	97,54	98,82
João Pessoa	99,96	97,15	99,24
Recife	99,92	93,42	97,67
Maceió	99,90	94,91	97,74
Aracaju	99,89	95,98	98,75
Salvador	99,85	95,09	96,55
Sudeste			
Belo Horizonte	99,97	98,33	99,46
Vitória	99,98	99,08	99,88
Rio de Janeiro	99,97	97,39	99,17
São Paulo	99,97	96,69	99,76
Sul			
Curitiba	99,98	98,73	99,89
Florianópolis	99,96	99,29	99,84
Porto Alegre	99,91	97,39	99,64
Centro-Oeste			
Campo Grande	99,90	97,21	99,80
Cuiabá	99,92	93,01	98,28
Goiânia	99,96	95,44	99,92

Brasília	99,91	96,01	98,87
Brasil	98,58	87,16	97,02

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

Como esperado, as regiões Norte e Nordeste apresentaram resultados menos satisfatórios do que as demais regiões. Na região Nordeste, a capital São Luís (MA) foi a que apresentou o menor percentual de população com acesso a banheiro e água encanada e ao serviço de coleta de lixo, respectivamente 81,26% e 92,95% da população. Um percentual bem abaixo das demais capitais do Nordeste, assim como, de outras capitais das regiões como Sul, Sudeste e Centro-Oeste, em tais regiões nenhuma capital possui um percentual da sua população com acesso aos três serviços básicos essenciais abaixo de 90%.

Adicionalmente, Teresina (PI) se destaca com um reduzido nível de acesso a banheiro, água encanada e serviço de coleta de lixo, comparativamente as demais capitais do Nordeste. De acordo com os dados da Tabela 2, apenas 91,74% da população dessa capital possui acesso a banheiro e água encanada, o que representa o segundo pior resultado para a região Nordeste. O serviço de coleta de lixo representa apenas 95,41%. Esses dados refletem o cenário de desigualdade social e pobreza do estado do Piauí, de acordo com os dados do IBGE (2020) o percentual de pessoas em situação de pobreza, ou seja, com rendimento domiciliar *per capita* de até R\$90,00 para o ano de 2012 era de 5,2%. Houve uma melhora no ano de 2014, quando apresentou 2,4%, mas voltou a piorar nos últimos anos, e em 2018 apresentou um percentual de 7,3%.

A Tabela 3 apresenta o percentual de ocupados de 18 anos ou mais com carteira assinada e o rendimento médio das capitais brasileiras. Observe-se que as regiões Norte e Nordeste, mais uma vez, apresentam os piores resultados. Na região Nordeste, pelo menos cinco capitais apresentam um percentual inferior a 50% de sua população ocupada com carteira assinada, sendo elas: Fortaleza (49,19%), Maceió (47, 07%), João Pessoa (45,54%), São Luís (44,72%) e Terezina (44,01%). Esse cenário se torna ainda mais preocupante quando comparado aos resultados encontrados por Barbosa et al. (2020). O autor observou que os jovens e as mulheres são os grupos mais propensos a ficarem desempregados no ano de 2018, e para o ano de 2020, após o início da crise na saúde, esses dois grupos permaneces sendo os mais propensos a perda da ocupação, sendo cerca de 20% a mais que os outros grupos analisados. Ainda segundo o autor outras variáveis como a cor da pele, menor nível de

escolaridade, informalidade do trabalho e baixos salários, características observadas, principalmente entre estes dois grupos, contribuem para esse resultado.

**Tabela 3.** Percentual de ocupados com carteira assinada (%) e rendimento médio (R\$) por capitais do Brasil, 2010

Localidade	% de ocupados de 18 anos ou mais que são empregados com carteira	Rendiment o médio dos ocupados	Localidade	% de ocupados de 18 anos ou mais que são empregados com carteira	Rendimento médio dos ocupados
Norte			Sudeste		
Porto Velho	50,22	1655,47	Belo Horizonte	57,44	2034,94
Rio Branco	48,32	1389,79	Vitória	54,24	2641,19
Manaus	50,76	1454,02	Rio de Janeiro	56,10	2084,44
Belém	40,69	1460,93	São Paulo	59,67	2197,87
Macapá	37,41	1465,80	Sul		
Palmas	39,96	1797,68	Curitiba	58,60	2168,38
Nordeste			Florianópolis	53,47	2351,08
São Luís	44,72	1392,66	Porto Alegre	53,16	2349,73
Teresina	44,01	1265,87	Centro-Oeste		
Fortaleza	49,19	1356,23	Campo Grande	46,36	1672,34
Natal	53,27	1486,75	Cuiabá	49,40	1766,24
João Pessoa	45,54	1559,91	Goiânia	45,92	1908,95
Recife	51,19	1754,41	Brasília	52,08	2581,69
Maceió	47,07	1363,21	Brasil	46,47	1296,19
Aracaju	51,40	1671,16			
Salvador	56,85	1495,03			

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

Quando se observa o rendimento médio dos ocupados, nota-se um contraste ainda maior entre a região Nordeste e outras localidades pertencentes às regiões como Sudeste e Sul, na qual nenhuma capital do Nordeste apresentou um rendimento igual ou superior a (R\$2.000,00). Também observa-se em algumas capitais dessa região, que apesar de apresentar um percentual superior a 50% de ocupados com carteira assinada, o rendimento médio é inferior a algumas capitais, que possuem um percentual de indivíduos com carteira assinada menor. Este o caso, por exemplo, das cidades de Aracaju e Recife, Natal e Salvador.

Segundo Santos e Saiani (2020), esse resultado da região Nordeste é explicado pela diminuição dos postos de trabalho formal e aumento do percentual de trabalhadores no setor terciário, como comércio e serviços e transporte e comunicação, na qual a baixa remuneração e baixa produtividade. Segundo o autor, esse cenário teve início em 2010 e foi ganhando ainda mais força a partir de 2014 devido à crise econômica e avanço tecnológico do período.

Nesse sentido, Hoffmann (2002) identificam um aumento do nível de desigualdade entre as regiões, para o período entre 1993 e 1995. Para 2010, Ottonelli e Mariano (2014) detectam o rendimento médio como o indicador que possui maior peso no índice de propensão à pobreza, e que cerca de 76% dos municípios da região Nordeste apresentam propensão a situação de pobreza multidimensional.

A Tabela 4 apresenta o índice de Gini e o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), para as capitais do Brasil. O último, avalia o desenvolvimento econômico e a qualidade de vida de um determinado município, através de três dimensões básicas: longevidade, educação e renda. Um IDHM próximo de um, implica em maior desenvolvimento humano, enquanto mais próximo de zero, menor o desenvolvimento humano local.

Analisando a Tabela 4 abaixo, percebe-se que as regiões Norte e Nordeste apresentam os menores índices de IDHM em 2010, sendo a cidade de Maceió (AL) a que apresentou o menor índice de todas as capitais, 0,721. A capital de Maceió apresentou um IDHM-educação de 0,635 e IDHM-longevidade de 0,799, apenas no IDHM-renda a capital não ocupou o pior resultado, ficando atrás da capital de Teresina que apresentou um índice de 0,731. Ottonelli e Mariano (2014) já haviam identificado e discutido tais resultados para a cidade de Maceió. Os autores observam que a localidade também apresentou a maior propensão de pobreza multidimensional.

**Tabela 4.** Índice de Gini, IDHM, IDHM Educação, IDHM Longevidade e IDHM Renda, Brasil, 2010

Localidade	Gini	IDHM	IDHM-Educação	IDHM-Longevidad e	IDHM-Renda
Norte					
Porto Velho	0,56	0,736	0,638	0,819	0,764
Rio Branco	0,59	0,727	0,661	0,798	0,729
Manaus	0,61	0,737	0,658	0,826	0,738

Belém	0,61	0,746	0,673	0,822	0,751
Macapá	0,59	0,733	0,663	0,82	0,723
Palmas	0,58	0,788	0,749	0,827	0,789
Nordeste					
São Luís	0,61	0,768	0,752	0,813	0,741
Teresina	0,61	0,751	0,707	0,82	0,731
Fortaleza	0,61	0,754	0,695	0,824	0,749
Natal	0,61	0,763	0,694	0,835	0,768
João Pessoa	0,62	0,763	0,693	0,832	0,77
Recife	0,68	0,772	0,698	0,825	0,798
Maceió	0,63	0,721	0,635	0,799	0,739
Aracaju	0,62	0,77	0,708	0,823	0,784
Salvador	0,63	0,759	0,679	0,835	0,772
Sudeste					
Belo Horizonte	0,60	0,81	0,737	0,856	0,841
Vitória	0,60	0,845	0,805	0,855	0,876
Rio de Janeiro	0,62	0,799	0,719	0,845	0,84
São Paulo	0,62	0,805	0,725	0,855	0,843
Sul					
Curitiba	0,55	0,823	0,768	0,855	0,85
Florianópolis	0,54	0,847	0,80	0,873	0,87
Porto Alegre	0,60	0,805	0,702	0,857	0,867
Centro-Oeste					
Campo Grande	0,56	0,784	0,724	0,844	0,79
Cuiabá	0,59	0,785	0,726	0,834	0,8
Goiânia	0,58	0,799	0,739	0,838	0,824
Brasília	0,63	0,824	0,742	0,873	0,863
Brasil	0,60	0,727	0,637	0,816	0,739

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

Os maiores índices de Gini da região Nordeste, estão especificamente em Recife com 0,68, Maceió com 0,63, João Pessoa com 0,62 e Aracaju com 0,62. As referidas capitais 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, Gomes et al. (2013) 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) e Bertoni Neto et al. (2013) 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 um 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 foi conquistada até o ano de 2014. Segundo o autor essa piora foi resultado da crise econômica e política iniciada em 2015, e que esses resultados podem ter sido ainda piores, visto que a análise das pessoas ocupadas é limitada, não mostrando a real aumento do nível de desigualdade.

Dessa forma, a análise para o ano de 2010 advém do fato de que, apesar da literatura apontar uma redução na concentração de renda e de pobreza nos anos anteriores para a região Nordeste, no ano de 2010 os indicadores de desigualdade de renda são expressivos. A persistência dessa problemática configura-se como um forte indicador 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 (TEAGUE, WILSON, 1995; OTTONELLI, MARIANO, 2014; SILVA et al., 2020).

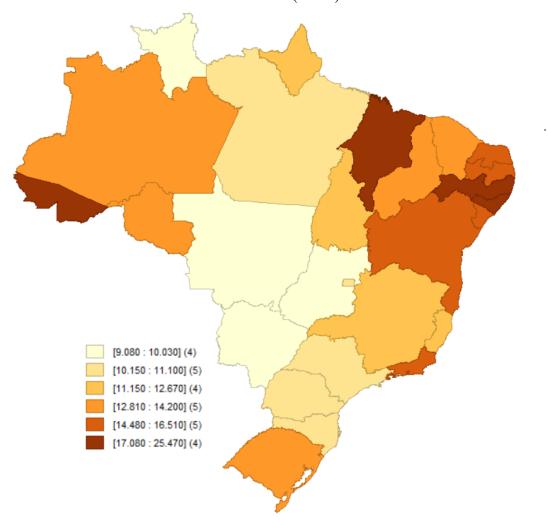
# 4.2 Polarização da oferta de trabalho familiar

Essa seção busca compreender a distribuição espacial da taxa de não trabalho familiar, para os estados do país em 2018. A incidência de domicílios sem trabalho, quando elevada, pode estar associada a diversos problemas que afetam o bem-estar social, como por exemplo, vulnerabilidade à pobreza e transmissão intergeracional da pobreza (GREGG et al., 2017). A Figura 1 apresenta a dimensão das famílias sem trabalho para o ano de 2018, observa-se que em todos os estados do país há uma forte incidência dessa problemática, principalmente para os estados que compreendem as regiões Norte e Nordeste.

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 significante. 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 a regiões Norte e Nordeste são os que apresentam os piores resultados, sendo a região Nordeste, a que possuí mais estados com um percentual de domicílios sem trabalho entre 14% e 16%, em 2018. Dentro desse recorte, na região Nordeste, 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, a citar, Alagoas, Pernambuco, Maranhão e Acre, sendo o estado de Alagoas o que apresenta o pior resultado, com um percentual de 25,47% dos domicílios. Logo observa-se, que não é por acaso, que a principal capital deste estado é a que apresenta os piores resultados para os indicadores de IDHM do país, assim como para o índice de Gini, como evidenciado na Tabela 4.



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

Fonte: Dados da PNAD-C de 2018. Elaboração própria (Software: GeoDa).

As capitais de Recife (0,68), Maceió (0,63), João Pessoa (0,62) e Aracaju (0,62), que apresentavam os piores índices de desigualdade de renda em 2010, fazem parte dos estados com os piores índices de famílias sem trabalho no ano de 2018, de acordo com a Figura 1. Nesse contexto, Costa e Gonçalves (2020), ao analisar a dinâmica da pobreza no período de 2010 a 2018, constam que o estado de Alagoas é o que apresenta a maior proporção de pobres crônicos<sup>2</sup> entre todos os estados brasileiros, com uma taxa de 48,23%.

Esses resultados se tornam ainda mais preocupantes, quando analisamos também os problemas geracionais ocasionados pela incidência desse indicador, uma vez que esses

-

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Costa e Gonçalves (2020) definem pobreza crônica como a situação em que um indivíduo permanece por um longo período de tempo na condição de pobreza.

domicílios nos quais nenhum adulto trabalha, podem também ser compostos por dependentes, como idosos e crianças. Para Dawkins et al. (2002), Gregg et al. (2017) e Brito e Oliveira (2021) as consequências negativas de viver em um domicílio no qual nenhum adulto trabalha, aumenta o risco de pobreza desses indivíduos, além de perdas de oportunidades futuras para as crianças.

No Brasil, o percentual de domicílios no qual nenhum adulto está inserido no mercado de trabalho foi de 12,56%, em 2018. O percentual a qual pelo menos um adulto do domicílio trabalha, é de 39,65% e os domicílios em que todos os indivíduos adultos trabalham é de 47,79% para o ano de 2018.

A Tabela 5 apresenta a composição das famílias totalmente empregadas e sem trabalho por tipo de família. Observa-se que para o ano de 2018, as famílias unipessoais e monoparentais são as que apresentam a maior proporção de famílias em que nenhum adulto trabalha, sendo de 33,66% e 29,76% respectivamente, ao passo que as famílias com filhos e famílias sem filhos são as que apresentam os menores percentuais, de apenas 17,86% e 18,72% respectivamente. Esse cenário corrobora ao encontrado por Brito e Oliveira (2021), as autoras identificaram que entre o período de 1993 e 2015, houve uma forte presença dos domicílios unipessoais (crescente ao longo dos anos) e monoparentais (decrescente ao longo dos anos) entre os agregados familiares sem trabalho. Para o ano de 2018, esse cenário perdura para as famílias unipessoais, na qual apresentaram um aumento de 4,08 pontos percentuais para essa problemática. Por outro lado, houve um aumento de 4,98 pontos percentuais para as famílias sem trabalho monoparentais em 2018 em relação a 2015, o que revela uma tendência de crescimento para esses domicílios.

**Tabela 5.** Composição das famílias totalmente empregadas e sem trabalho por tipo de família, Brasil urbano, 2018 (em %)

	unipessoal	casal sem filhos	casal com filhos	monoparentais
Família em que nem todos os adultos trabalham	0,00	13,14	57,17	29,69
Família rica em trabalho (todos os adultos trabalham)	21,41	16,91	41,80	19,88
Família sem trabalho (nenhum adulto trabalha)	33,66	18,72	17,86	29,76
Total	14,39	15,63	44,97	25,01

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD-C de 2018.

Nesse contexto, quando analisa-se os agregados familiares ricos em trabalho para o ano de 2018, comparando com os resultados encontrados para 2015, observa-se que o maior aumento é observado para as famílias monoparentais, com um acréscimo de 4,17 pontos percentuais. Já as famílias compostas por casal com filhos, apresentou um aumento de 1,11 pontos percentuais, mantendo o maior índice entre todas as categorias analisadas, e sendo o maior também que o índice observado desde o ano de 2014, quando apresentou o percentual de 41,69 de acordo com Brito e Oliveira (2021). Já para as famílias de casal sem filhos, houve uma queda de 2,42 pontos percentuais.

Para os lares em que pelo menos uma pessoa trabalha, os domicílios de casal com filhos representam a maior proporção, com 57,17% seguido das famílias monoparentais, que representam 29, 69% e por com seguinte as famílias de casal sem filhos com 13,14%.

A Tabela 6 mostra a composição dos agregados familiares para o ano de 2018. Na referida tabela são apresentadas as participações de arranjos domiciliares (por número de adultos, com idade entre 18 e 65 anos) entre todas as famílias com adultos em idade ativa. Os dados apontam que os domicílios com dois indivíduos é o que apresenta a maior incidência, com uma taxa de 51,50%. Já as famílias com mais de quatro adultos apresentam um percentual menor, de apenas 8,69%. Em relação às famílias com apenas um único adulto o percentual é de 22,07%. Tais dados corroboram os resultados encontrados por Scorzafave e Menezes-Filho (2007) e Brito e Oliveira (2021), no entanto observa-se que a tendência de crescimento de famílias com um único adulto, observado pelos autores até o ano de 2015, não perdura até o ano de 2018, na qual foi observado uma queda em 3,57 pontos percentuais para esse tipo de família. Já as famílias com dois adultos permaneceram mantendo uma tendência de queda, entre 2015 e 2018, apresentando uma diminuição de 2,8 pontos percentuais para essas famílias.

**Tabela 6.** Percentual de domicílios por número de adultos em 2018, Brasil urbano (em %)

Número de adultos no domicílio	Percentual de domicílios por número de adultos		
1	22,07		
2	51,50		
3	17,74		
4	8,69		
Total	100		

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD-C de 2018.

O índice de polarização no Brasil urbano em 2018 foi de -2,06%. Não é um achado inédito o fato da polarização ser negativa no Brasil, Scorzafave e Menezes-Filho (2007) e Brito e Oliveira (2021) já haviam detectado um índice de polarização negativo para o país. O significado de um indicador de polarização de -2,06% é que há uma prevalência de famílias de único provedor homem, dessa forma há uma garantia de que em muitas famílias de dois adultos pelo menos um membro esteja inserido no mercado de trabalho, e relativamente poucos domicílios onde nenhum adulto trabalha.

Comparando a incidência de famílias sem trabalho observado 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 região Nordeste (Gráfico 1). Há uma visível dimensão espacial na ausência de trabalho domiciliar no Brasil.

O Gráfico 1 apresenta a proporção de domicílios sem trabalho observada (eixo horizontal) e a proporção de domicílios sem trabalho contrafactual (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. No entanto, observa-se uma alta incidência de famílias sem trabalho observada, em 2018, na qual a maior parte dos estados apresentam mais de 10% das famílias sem algum adulto trabalhando.

As maiores taxas de domicílios sem trabalho observadas se concentram na região Nordeste, com destaque para Alagoas e Pernambuco na qual apresentam 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%, também observou se um aumento para Maranhão que apresentava 11,94% em 2015 passou para 17,08%, em 2018, Bahia 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%.

**Gráfico 1.** Taxas de domicílios sem trabalho observada e contrafactual, Brasil urbano, 2018 (em %)

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD-C de 2018.

5

A única região que apresenta um percentual acima de 15% em relação a taxa de famílias sem trabalho observada, com exceção dos estados pertencentes ao Nordeste foi o Acre, que apresentava uma taxa de 12,40% em 2015, e em 2018 apresentou 17,88%, 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.

Taxa de famílias sem trabalho observada

## 4.3 Efeitos de risco de estar numa família sem trabalho no Nordeste

O modelo de regressão logit multinomial irá apontar os fatores de risco associados a maior probabilidade dos indivíduos estarem em arranjos familiares em que nenhum membro adulto trabalha. O modelo logit multinomial, inclui tanto variáveis individuais, quanto familiares, e a estimação irá abordar o ano de 2018. 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, para os períodos analisados.

Na Tabela 7 observa-se que os indivíduos adultos homens e mulheres que possuem maior qualificação educacional são menos propensos a estarem num arranjo domiciliar sem trabalho, em relação aqueles com menor qualificação educacional. Os indivíduos com mais de 15 anos de estudo possuem mais chances de estar num arranjo domiciliar em que todos trabalham do que num arranjo domiciliar sem trabalho. Esse mesmo resultado também é observado para o nível de escolaridade do principal provedor da família. Em relação aos grupos etários, constata-se que os indivíduos com idade entre 60-64 são os mais propensos a estarem numa família sem trabalho em relação aos indivíduos de idade entre 18-19 anos. Já os indivíduos com idade entre 40-44 pertencem ao grupo com maior probabilidade em média de estar numa família rica em trabalho comparativamente aqueles entre 18-19 anos, vis a vis de estar numa família em que pelo menos um membro trabalha.

No que diz respeito ao tamanho do arranjo familiar, os resultados apontam que indivíduos em famílias maiores tendem a possuir menor risco de estar num arranjo familiar sem trabalho. Esse resultado corrobora ao encontrado por Brito e Oliveira (2021) na qual também foi observado que indivíduos de famílias maiores apresentavam maiores chances de estar num domicílio com trabalho do que num domicílio sem trabalho, 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, que é mais comum em famílias maiores, contribuindo para reduzir esse referido risco.

Também observa-se que estar em famílias com elevadas razões de dependência de criança apresenta fortes riscos de estar numa família sem trabalho, no entanto observa-se que também há uma probabilidade estatisticamente significante desse mesmo grupo estar numa família rica em trabalho, vis a vis, de estar numa família em que pelo menos um adulto

trabalha. Em relação a razão de dependência familiar de idosos, constata-se uma forte probabilidade em média de estar num arranjo familiar sem trabalho.

Quando comparado os coeficientes de razão de dependência familiar dos idosos e de crianças dependentes, o indivíduo idoso é um potencial gerador de renda para os domicílios, através da renda advinda da aposentadoria. Sendo assim 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.

**Tabela 7.** Risco relativo de estar numa família sem trabalho no Nordeste urbano - Razão de risco relativo do modelo logit multinomial

	Família sem trabalho (nenhum adulto trabalha)	Família rica em trabalho (todos os adultos trabalham)				
Família em que nem todos os adultos trabalham						
Homem (mulher omitida)	0,835***	1,121***				
	(0,030)	(0,033)				
Faixa etária (18-19 anos omitid	la)					
De 20-24 anos	0,798**	1,238**				
	(0,074)	(0,106)				
De 25-29 anos	0,683***	1,503***				
	(0,065)	(0,132)				
De 30-34 anos	0,701***	1,990***				
	(0,068)	(0,173)				
De 35-39 anos	0,783**	2,506***				
	(0,076)	(0,216)				
De 40-44 anos	0,856	2,617***				
	(0,082)	(0,227)				
De 45-49 anos	0,755***	2,038***				
	(0,073)	(0,176)				
De 50-54 anos	0,834*	1,676***				
	(0,080)	(0,147)				
De 55-59 anos	1,197*	1,406***				
	(0,117)	(0,128)				
De 60-64 anos	1,829***	1,053				
	(0,177)	(0,105)				
De 65 anos	0,244***	0,224***				

	(0,056)	(0,060)
Anos de estudo (sem escolaridade e	até 3 anos de estudo omitida)	
anos de estudo (4 a 7)	0,875*	1,203***
	(0,060)	(0,084)
anos de estudo (8 a 10)	0,816***	1,281***
	(0,064)	(0,096)
anos de estudo (11 a 14)	0,633***	1,391***
	(0,045)	(0,099)
anos de estudo (15 ou mais)	0,459***	1,869***
	(0,045)	(0,156)
Familiares		
Tamanho da família	0,528***	0,468***
	(0,011)	(0,007)
Razão de dependência familiar (criança)	3,795***	3,530***
ianiniai (Changa)	(0,195)	(0,148)
Razão de dependência	(0,193)	(0,140)
familiar (idosos)	6,682***	2,604***
	(0,450)	(0,176)
Família chefiada por homem	0,694***	1,015
	(0,025)	(0,030)
Anos de estudo do principal respons	sável pela família (sem escolari	dade e até 3 anos de estudo omitida)
anos de estudo (4 a 7)	0,787***	1,009
	(0,047)	(0,057)
anos de estudo (8 a 10)	0,589***	1,193***
	(0,042)	(0,077)
anos de estudo (11 a 14)	0,592***	1,458***
	(0,038)	(0,087)
anos de estudo (15 ou mais)	0,502***	1,643***
	(0,050)	(0,127)
Família convivente	1,146***	1,107**
	(0,058)	(0,051)
Região Metropolitana	0,803***	0,918***
	(0,030)	(0,027)

Intercepto	1,493***	0,673***
	(0,117)	(0,106)
Dummies de UF	S	im
N	54.	167

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD-C de 2018.

Nota: Desvios padrão entre parêntesis. Níveis de significância: \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%.

Para família co-residente, observa-se que há uma maior probabilidade de um indivíduo nesse tipo de família está inserido num domicílio sem trabalho comparativamente aos que não possuem co-residentes, vis a vis estar em um agregado familiar em que pelo menos um adulto trabalha. Também observa-se na Tabela 7 que indivíduos que residem na região metropolitana possuem maior probabilidade de estarem em família com trabalho do quem 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. O nível de escolaridade também impacta diretamente nessa probabilidade, aumentando os riscos de estar num domicílio sem emprego, quanto menor os anos de estudo. Segundo Scorzafave e Menezes-Filho (2007), Köksel (2017) e Brito e Oliveira (2021) este fato está relacionado ao fato de que adultos com maior escolaridade possuem mais chances de estarem empregados. Além disso, os autores também relacionam esse resultado a possibilidade de em famílias de casais o status ocupacional de ambos os parceiros estarem associados, resultando numa maior homogamia educacional dada a seletividade marital, elevando as chances de empregabilidade dos adultos.

Dado os resultados, observa-se que o risco individual de estar num arranjo familiar sem trabalho no Nordeste urbano está relacionado às características individuais e à estrutura familiar. O nível educacional, o tamanho da família e a razão de dependência familiar, foram as características que apresentaram maior influência na probabilidade em média de um indivíduo estar ou não numa 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 apresentado os

piores indicadores sociais, conforme observado. Dessa forma, a análise dos arranjos domiciliares se mostrou importante para explicar o maior risco relativo de estar num domicílio sem trabalho no Nordeste urbano.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho procurou analisar a questão polarização da oferta do trabalho no Brasil, com enfoque para o Nordeste urbano, no ano de 2018. Foi observado que os estados que pertencem às regiões Norte e Nordeste apresentam os maiores percentuais de vulnerabilidade, sendo a região Nordeste a que apresentou o pior desempenho, na qual o percentual de indivíduos em situação de vulnerabilidade à pobreza está acima da média de todo o país. No que diz respeito à população com acesso aos serviços básicos nas capitais do Brasil, mais uma vez essas duas regiões se destacam. Na região Nordeste, a capital Maranhão foi a que apresentou o menor percentual da população com acesso a banheiro e água encanada e ao serviço de coleta de lixo, respectivamente 81,26% e 92,95% da população. Resultado bem abaixo de capitais de outras regiões como Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

No que diz respeito ao percentual de ocupados com carteira assinada e seu rendimento médio também para as capitais do Brasil, foi observado que na região Nordeste, pelo menos cinco capitais apresentam um percentual inferior a 50% de sua população ocupada com carteira assinada, sendo elas: Fortaleza (49,19%), Maceió (47, 07%), João Pessoa (45,54%), São Luís (44,72%) e Terezina (44,01%). Quando analisado o rendimento médio dos ocupados, observa-se um contraste ainda maior entre a região Nordeste e outras localidades pertencentes às regiões como Sudeste e Sul. No que diz respeito aos resultados referentes à concentração de renda, o Nordeste mais uma vez se destaca e apresenta os maiores índices de Gini. De maneira específica, Recife com 0,68, Maceió com 0,63, João Pessoa com 0,62 e Aracaju com 0,62 de desigualdade de renda, são as capitais em pior situação em termos de disparidade de renda em 2010.

Também foi observado que a taxa de domicílios sem trabalho observada nas unidades da federação em 2018, para o Brasil urbano. 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%, para o ano de 2018. Os estados que apresentam os piores resultados com taxas acima de 17% são: Alagoas, Pernambuco, Maranhão e Acre, sendo o estado de Alagoas o que apresenta o pior resultado, com um percentual de 25,47% dos domicílios.

Em relação a composição das famílias, foi observado que as famílias unipessoais e monoparentais são as que apresentam a maior proporção de famílias em que nenhum adulto

trabalha. No que diz respeito a proporção de domicílios sem trabalho observada para os estados brasileiros, observa-se que as maiores taxas de domicílios sem trabalho se concentram na região Nordeste, com destaque para Alagoas e Pernambuco na qual apresentam os maiores índices.

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 num arranjo domiciliar sem trabalho, em relação aqueles 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 num 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 observou-se que indivíduos que estão em famílias com elevadas razões de dependência de crianças e de idosos apresentam riscos mais altos de estar numa família sem trabalho.

Diante desse cenário, é evidente que a renda domiciliar derivada das políticas públicas é relevante para a manutenção dos domicílios de baixa renda. 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 que haja 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. No entanto, esse aparato de proteção social mostra-se insuficiente para equacionar os problemas sociais somados aos problemas provocados pela crise.

## REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, T. C.; GONÇALVES, S. L. Pobreza crônica e transitória no Brasil: uma abordagem de pobreza dinâmica com os dados da PNAD Contínua. ENABER, 2020.

ARRUDA, E. F.; GUIMARÃES, D. B.; CASTELAR, I. Desemprego Severo no Nordeste Brasileiro: uma análise para 2003 e 2013. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 47, n. 1, p. 101-116, jan./mar., 2016.

BARBOSA, R.; PRATES, I. 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: conjectura e análise**, n. 65, 2020.

BARBOSA, A. L. N. H.; COSTA, J. S.; HEKCSCHER, M. Mercado de trabalho e pandemia da Covid-19: ampliação de desigualdades já existentes? Nota Técnica nº 69, IPEA. Brasília, 2020.

BARROS, A. R. C. Decomposição das desigualdades regionais brasileiras em seus principais determinantes. ANPEC Regional, 2010.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza. Texto para Discussão nº 528, IPEA. Rio de Janeiro, 1997.

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. Texto para Discussão nº 800, IPEA. Rio de Janeiro, 2001.

BARROS R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. **Pobreza Multidimensional no Brasil**. Texto para discussão nº 1227, IPEA. Rio de Janeiro, 2006.

BERTONI NETO, J.; SOUZA, S.; FERREIRA, C. R. A contribuição das rendas do trabalho e dos programas de transferências de renda para a queda da desigualdade nas áreas urbana e rural no Brasil: 2004-2008. **Pesquisa & Debate**, v. 24, n. 1, p. 24-46, 2013.

BRITO, D. J. M., OLIVEIRA, A. M. H. C. Dinâmica da polarização da oferta de trabalho familiar no Brasil urbano. **Nova Economia**, v. 31, p. 185-216, 2021.

CARVALHO JR, P. H. Análise do gasto da união em ações assistenciais ou focalizado na população pobre e em benefícios previdenciários de fortes impactos sociais: 1995-2004. Texto para Discussão nº 1236, IPEA. Brasília, 2006.

CORLUY, V., VANDENBROUCKE, F. Individual Employment, Household Employment and Risk of Poverty in the EU: A Decomposition Analysis. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2013.

COSTA, T. A.; GONÇALVES, S. L. Pobreza crônica e transitória no Brasil: uma abordagem de pobreza dinâmica com os dados da PNAD Contínua. Apresentado em ENABER, 2020.

CRUZ, G. F. Mobilidade intergeracional de renda no Brasil: uma análise da evolução nos últimos 20 anos. ANPEC, 2019.

DINIZ, Marcelo B.; DINIZ, Marcos M. Um indicador comparativo de pobreza multidimensional a partir dos objetivos do desenvolvimento do milênio. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 3, p. 399-423, 2009.

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S.; HALLOCK, K. F. Economia do trabalho moderna: teoria e políticas públicas. Routledge, 2021.

FAVA, V. L. Urbanização, custo de vida e Pobreza no Brasil. São Paulo: IPE/USP, 1984.

FISHLOW, A. Brazilian size distribution of income. **American Economic Review**, v. 62, n. 1/2, p. 391-402, 1972.

GCEE. Centro de Gestão e Estudos Estratégicos. Plano de Ciência, Tecnologia e Inovação para o Desenvolvimento Sustentável do Nordeste Brasileiro. Brasília: 2014.

GOMES, P. E. M.; PENNA, C. M.; TROMPIERI FILHO, N.; LINHARES, F. Trabalho, transferências e desigualdade: a Curva de Kuznets para o Nordeste. 2013.

GONÇALVES, M. B. C.; NETO, R. M. S. Crescimento Pró-pobre nos Municípios Nordestinos: Evidências para o Período de 1991 a 2000. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 41, n. 4, p. 799-816, 2010.

GREGG, P., SCUTELLA, R., WADSWORTH, J. 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**, v.23, p.139-167, 2010.

GREGG, P., WADSWORTH, J. 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**, v.63, special issue, p.777-806, 2001.

GREGG, P., WADSWORTH, J. Two sides to every story: measuring polarization and inequality in the distribution of work. **Journal of the Royal Statistical Society,** v.171, n.4, p.857-875, 2008.

GUJARATI, D. N. Econometria básica. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HODDINOTT, J.; QUISUMBING, A. Métodos para avaliação de risco microeconométrico e vulnerabilidade. In: **Risco, choques e desenvolvimento humano**. Palgrave Macmillan, Londres, 2010.

HOFFMANN, R. Desigualdade de renda no Brasil, 1995-2019: diversas distribuições e o impacto do desemprego. **Revista Brasileira de Economia Social e do Trabalho**, v. 2, n. 020007, p. 21-27, 2020.

HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Revista Econômica**, v. 8, n.1, p. 55-81, 2006.

HOFFMANN, R. Distribuição de renda e crescimento econômico. **Estudos Avançados**, v.15, n. 41, p. 67-76, 2001.

HOFFMANN, R.; DUARTE, J. C. A distribuição da renda no Brasil. **Revista de administração de empresas**, v. 12, n. 2, p. 46-66, 1972.

IPEA-INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Os efeitos da pandemia sobre os rendimentos do trabalho e o impacto do auxílio emergencial: os resultados dos microdados da PNAD Covid-19 de setembro. Brasília, n. 49, 2020.

KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: Uma Perspectiva Multidimensional. **Economia e Sociedade**, v. 15, n. 1, p. 79-112, 2006.

KÖKSEL, P. Condições de vida dos desempregados em toda a Europa: como as famílias nos protegem da vulnerabilidade . Universitat Autònoma de Barcelona, 2017.

LAVINAS, L.; VARSANO, R. **Programas de garantia de renda mínima e ação coordenada de combate à pobreza.** Texto para Discussão nº 534, IPEA. Brasília, 1997.

LAVINAS, L. A Melhor Linha de Pobreza para o Brasil. Rio de Janeiro: IE/UFRJ, 2005.

LODDER, C. **Distribuição de Renda nas regiões metropolitanas**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1976.

MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G. Os Programas de Transferência de Renda do Governo Impactam a Pobreza no Brasil? **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n.3, p. 267-288, 2011.

MELO, S. R. S. Desigualdade, pobreza e políticas de transferência de renda no Brasil. **Observatorio Iberoamericano del Desarrollo Local y la Economía Social**, n. 15, 2013.

MIRO, V. H.; SULIANO, D. C. Menos Desigualdade e Fatores Persistentes nos Diferenciais de Rendimentos sob uma Ótica Regional. Anais XV Encontro Regional de economia. Julho, 2010.

NERI, M. C. A. Escalada da Desigualdade - Qual foi o Impacto da Crise sobre Distribuição de Renda e Pobreza? Rio de Janeiro: FGV Social; 2019.

OTTONELLI, J.; MARIANO, J. L. Pobreza multidimensional nos municípios da Região Nordeste. **Revista de Administração Pública,** v. 48, n.5, p. 1253-1279, 2014.

OTTONELLI, J.; MARIN, S. R.; PORSSE, M.; GLASENAPP, S. A importância das medidas multidimensionais de pobreza para a administração pública: um exercício em Palmeira das Missões (RS). **Revista de Administração Pública**, v. 45, n.3, p. 837-859, 2011.

PASTORE, J. Mudança social e pobreza no Brasil, 1970-1980: o que ocorreu com a família brasileira? Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, 1983.

PICCHETTI, P.; FERNANDES, R. Uma Análise da Estrutura do Desemprego e da Inatividade no Brasil Metropolitano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.29, n.1, 1999.

PICCHETTI, P.; CHAHAD, J. P. A evolução da taxa de desemprego estrutural no Brasil: uma análise entre regiões e características dos trabalhadores. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 31., João Pessoa, 2003.

ROCHA, Sônia. Do consumo observado à linha de pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 2, p. 313-352, 1997.

ROCHA, Sônia. **Estabelecimento e comparação de linhas de pobreza para o Brasil**. Texto para Discussão nº 153, IPEA. Rio de Janeiro, 1988.

ROCHA, Sonia. Estimação de linhas de indigência e de pobreza: opções metodológicas no Brasil. Texto para Discussão nº 720, IPEA. Rio de Janeiro, 2000.

ROCHA, Sonia. **Desigualdade regional e pobreza no Brasil: a evolução - 1981/95**. Texto para Discussão nº 567, IPEA. Rio de Janeiro, 1998.

ROCHA, Sonia. **Governabilidade e Pobreza: o Desafio dos Números.** Texto para discussão nº 368, IPEA. Rio de Janeiro, 1995.

ROSSI, P.; MELLO, G. Choque recessivo e a maior crise da história: A economia brasileira em marcha à ré. Nota do Cecon, IE/UNICAMP. Campinas, 2017.

SANTOS, P. L.; SAIANI, C. C. S. Desigualdades Setoriais dos Rendimentos do Trabalho e Conjuntura Econômica: análise comparativa entre o Nordeste e o Centro-Sul, brasileiros, de 2002 a 2018. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 51, n. 4, p. 137-158, 2020.

SILVA, J. J.; BRUNO, M. A. P.; SILVA, D. B. N. Pobreza multidimensional no Brasil: uma análise do período 2004-2015. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 40. n.1, p. 2020.

SILVA, M. L. A.; RAPOSO, I. O.; SILVA, L. E. S. C.; ASSUNÇÃO, J. E. S.; ROLIM, T. M.; SOUZA, A. B. M.; FRANCO, F. S. **Vulnerabilidade social, fome e pobreza nas Regiões Norte e Nordeste do Brasil.** Políticas Públicas, Educação e Diversidade: Uma Compreensão Científica do Real, 2020.

SILVEIRA, F. G.; CARVALHO, A. X. Y.; AZZONI, C. R.; CAMPOLINA, B.; IBARRA, A. **Dimensão, magnitude e localização das populações pobres o Brasil**. Texto para Discussão nº 1278, IPEA. Brasília, 2007.

SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 83-115, 2006.

SOUZA, P. F. L.; SALVATO, M. A. **Decomposição hierárquica da desigualdade de renda brasileira.** In: Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia (ANPEC), 2008.

SCHWARTZMAN, S. Redução da desigualdade, da pobreza, e os programas de transferência de renda. **Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade, versão**, v. 3, p. 13, 2006.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Famílias com trabalho e famílias sem trabalho: evidências de polarização para o Brasil. **Estudos Econômicos**, v.37, n. 3, p. 2007.

SILVEIRA, F. G.; CARVALHO, A. X. Y.; AZZONI, C. R.; CAMPOLINA, B.; IBARRA, A. **Dimensão, magnitude e localização das populações pobres o Brasil.** Texto para Discussão nº 1278, IPEA. Brasília, 2007.

TEAGUE, P.; WILSON, R. **Para uma sociedade inclusiva**. **Em exclusão social, inclusão social.** Belfast, Reino Unido: Diálogo democrático, n. 2, p. 79-97. 1995.

THOMAS, V. Diferenças de renda, nutrição e pobreza no Brasil. Banco Mundial, 1982.

TROVÃO, C. J. B. M.; SOUZA, L. F. Amarras da insensatez: o plano Meireles-Goldfajn. 2016.

TROVÃO, C. J. B. M. A Pandemia da Covid-19 e a Desigualdade de Renda no Brasil: Um Olhar Macrorregional para a Proteção Social e os Auxílios Emergenciais. Texto para Discussão. UFRN. DEPEC, Natal, n. 004, mai., 2020.

TROVÃO, C. J. B. M.; ARAÚJO, J. B. Mercado de Trabalho Formal no Nordeste: uma análise do período 2004-2017. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 50, n. 1, p. 23-45, 2019.

VINHAIS, H.; SOUZA, A. P. VINHAIS, Henrique et al. Pobreza relativa ou absoluta? A linha híbrida de pobreza no Brasil. **Encontro Nacional de Economia,** v. 34, 2006.

## APÊNDICE A - Estatísticas descritivas do modelo logit multinomial

**Tabela A.** Estatísticas descritivas das variáveis do modelo logit multinomial - Nordeste urbano, 2018

		dibuilo, 20			
Variáveis	Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Situação ocupacional das famílias	54.167	2,378422	0,73592	1	3
Homem	54.167	0,465634	0,498822	0	1
Faixa etária (agrupada)	54.167	8,369893	2,627486	4	14
Anos de estudo	54.167	3,276404	1,245852	1	5
Tamanho da família	54.167	3,663614	1,640365	1	17
Razão de dependência familiar_crianças	54.167	0,311818	0,451419	0	8
Razão de dependência familiar_idosos	54.167	0,096725	0,285624	0	4
Família chefiada por homem	54.167	0,527664	0,499239	0	1
Anos de estudo do principal responsável	54.167	2,964536	1,327058	1	5
Co-residência	54.167	0,239352	0,426692	0	1
Região metropolitana	54.167	0,446582	0,497143	0	1
UF	54.167	24,86222	2,669062	21	29

Fonte: Elaboração própria, com os dados da PNAD-C de 2018.