



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE
NÚCLEO DE GESTÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

KELLY ALICE BARBOSA MACÊDO

**ENSAIOS SOBRE OS EFEITOS DA DISTRIBUIÇÃO DESIGUAL DO TRABALHO
ENTRE AS FAMÍLIAS NO BRASIL**

Caruaru
2022

KELLY ALICE BARBOSA MACÊDO

**ENSAIOS SOBRE OS EFEITOS DA DISTRIBUIÇÃO DESIGUAL DO TRABALHO
ENTRE AS FAMÍLIAS NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia.
Área de concentração: Economia Regional.

Orientadora: Profa. Dra. Danyella Juliana Martins de Brito

Caruaru

2022

Catálogo na fonte:
Bibliotecária – Paula Silva - CRB/4 - 1223

M141e Macêdo, Kelly Alice Barbosa.
Ensaio sobre os efeitos da distribuição desigual do trabalho entre as famílias no Brasil. / Kelly Alice Barbosa Macêdo. – 2022.
75 f.; il.: 30 cm.

Orientadora: Danyella Juliana Martins de Brito.
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2022.
Inclui Referências.

1. Mercado de trabalho - Brasil. 2. Família – Aspectos econômicos - Brasil. 3. Pobreza. 4. Jovens - Brasil. 5. Trabalho. 6. Desemprego – Brasil. I. Brito, Danyella Juliana Martins de (Orientadora). II. Título.

CDD 330 (23. ed.) UFPE (CAA 2022-029)

KELLY ALICE BARBOSA MACÊDO

**ENSAIOS SOBRE OS EFEITOS DA DISTRIBUIÇÃO DESIGUAL DO TRABALHO
ENTRE AS FAMÍLIAS NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia. Área de concentração: Economia Regional.

Aprovada em: 28/02/2022.

BANCA EXAMINADORA

Profa. Dra. Danyella Juliana Martins de Brito (Orientadora)
Universidade Federal de Pernambuco

Profa. Dra. Roberta de Moraes Rocha (Examinadora Interna)
Universidade Federal de Pernambuco

Prof. Dr. Stélio Lombardi Filho (Examinador Externo)
Universidade Federal da Bahia

AGRADECIMENTOS

À Deus, pela força e por me mostrar que sou capaz. À minha família, gratidão pelo apoio incondicional. Ao meu companheiro Gleydson, pela compreensão e por sempre me incentivar a perseguir meus objetivos. Aos meus amigos, por sempre acreditarem em mim.

Por toda amizade, apoio e carinho, seja em atividades acadêmicas, seja em momentos de alegria ou compartilhamento de problemas, agradeço à minha amiga Fernanda. Teço também meus agradecimentos aos colegas de turma pela troca de experiências e compartilhamento de conhecimentos.

A esta instituição e a todos os funcionários da Universidade Federal de Pernambuco. Em especial, agradeço aos professores do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE-CAA que são os pilares dessa conquista.

A Prof. Dra. Danyella Juliana Martins de Brito, excelente professora e orientadora, obrigada pelos ensinamentos, dedicação e competência. Gratidão por toda paciência, atenção e amparo nesta trajetória.

Aos professores membros da banca examinadora da qualificação e da defesa, Roberta Rocha e Stélio Lombardi Filho, pelos apontamentos pertinentes que muito engrandeceram este estudo.

Por fim, gostaria de agradecer à CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior), pelo financiamento durante o período de mestrado.

RESUMO

Esta dissertação é composta de dois artigos que visam se aprofundar na compreensão dos efeitos das estruturas familiares em que nenhum adulto está inserido no mercado de trabalho para o Brasil, focando no período de 2012 a 2019, e utilizando os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua. No primeiro artigo verifica-se como as famílias sem trabalho explicam a composição da taxa de pobreza. Para tal, calculou-se o índice de polarização da oferta de trabalho, a taxa de pobreza das famílias e, por fim, é realizada a decomposição do indicador de pobreza. Os achados indicam que parte do aumento da polarização tem por consequência o aumento da taxa de famílias sem trabalho, e a variação da taxa de pobreza provém, principalmente, de variações no percentual de famílias pobres sem trabalho. No segundo artigo, investiga-se o efeito de viver em agregados familiares sem trabalho sobre os resultados dos jovens, em termos de trabalho e escolaridade. Para tanto é utilizado o método de *Propensity Score Matching* (PSM) e o balanceamento por entropia. As estimativas do efeito médio do tratamento nos tratados indicam que estar em uma família sem trabalho diminui o rendimento do jovem, para homens. Ademais, estar em tais famílias reduz a probabilidade de trabalhar do jovem e aumenta a probabilidade de estar em situação de defasagem idade-série, para mulheres e homens. Diante disso, evidencia-se a necessidade de melhora nos mecanismos das políticas públicas de emprego, para que o indivíduo adulto, desempregado ou inativo, possa inserir-se no mercado de trabalho visando amenizar os efeitos gerados pelas famílias sem trabalho.

Palavras-chave: polarização da oferta de trabalho; pobreza familiar; jovens; famílias sem trabalho.

ABSTRACT

This dissertation is composed of two articles that aim to deepen the understanding of the effects of family structures in which no adult is inserted in the labor market for Brazil, focusing on the period from 2012 to 2019, and using microdata from the National Household Sample Survey (PNAD) Continues. The first article examines how families without work explain the composition of the poverty rate. To this end, the labor supply polarization index, the household poverty rate are calculated and, finally, a decomposition of the poverty indicator is carried out. The findings indicate that the polarization has as a consequence an increase in the income rate of families without work and an increase in the income rate of families, with variations without a percentage of families mainly without work. In the second article, investigate the effect of living in jobless households on youth outcomes in terms of work and schooling. For this purpose, the *Propensity Score Matching* (PSM) method and entropy balancing are used. Family estimates of the average treatment effect tell us that being on a job reduction without youth income, for men. In addition, being in such families reduces the likelihood of a young person working and increases the likelihood of being in an age-grade gap, for both women and men. In view of this, it is evident the need to improve the mechanisms of public employment policies, so that the adult individual, unemployed or inactive, can enter the labor market in order to mitigate the effects generated by families without work.

Keywords: polarization of labor supply; family poverty; young; families without work.

SUMÁRIO

1	EFEITO DAS FAMÍLIAS SEM TRABALHO SOBRE A POBREZA NO BRASIL: O QUE OS DADOS DE 2012 A 2019 REVELAM?.....	8
1.1	INTRODUÇÃO.....	8
1.2	REVISÃO DA LITERATURA.....	10
1.2.1	Distribuição do trabalho entre as famílias.....	10
1.2.2	Abordagem familiar da pobreza.....	12
1.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	14
1.3.1	Polarização da oferta de trabalho familiar.....	14
1.3.2	Decomposição da taxa de pobreza.....	17
1.3.3	Base de dados.....	18
1.4	RESULTADOS.....	20
1.5	CONCLUSÃO.....	31
2	IMPACTO DAS FAMÍLIAS SEM TRABALHO SOBRE OS ASPECTOS DE TRABALHO E ESTUDO DOS JOVENS NO BRASIL.....	33
2.1	INTRODUÇÃO.....	33
2.2	REVISÃO DE LITERATURA.....	35
2.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	38
2.3.1	Pareamento por Escore de Propensão (Propensity Score Matching).....	39
2.3.2	Balanceamento por entropia.....	40
2.3.3	Base de dados.....	42
2.4	RESULTADOS.....	45
2.5	CONCLUSÃO.....	49
	REFERÊNCIAS.....	51
	APÊNDICE A – POLARIZAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO E POBREZA.....	59
	APÊNDICE B – PAREAMENTO POR ESCORE DE PROPENSÃO.....	61
	APÊNDICE C – BALANCEAMENTO POR ENTROPIA E TESTE DE ROBUSTEZ.....	67

1 EFEITO DAS FAMÍLIAS SEM TRABALHO SOBRE A POBREZA NO BRASIL: O QUE OS DADOS DE 2012 A 2019 REVELAM?

1.1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, as transformações do mercado de trabalho em termos de variações na oferta ou demanda de mão de obra são acompanhadas de preocupações sobre baixos salários, qualidade do emprego, mobilidade social e resultados de pobreza (SISSONS *et al.*, 2017). Nesse contexto, torna-se iminente as vulnerabilidades sociais associadas à incidência de famílias sem renda proveniente do trabalho. A dinâmica do mercado de trabalho guarda uma estreita relação com os índices de pobreza (SHILDRICK, RUCCELL, 2015).

Famílias¹ sem trabalho são caracterizadas como aquelas em que todos os adultos residentes estão desocupados, sem acesso a qualquer rendimento do trabalho². A quantidade de famílias sem trabalho consiste em um importante indicador de bem-estar social, dado que pertencer a este tipo de família eleva significativamente as probabilidades de viver em situação de pobreza e privação de renda (GREGG, WADSWORTH, 1996; OECD, 1998; DICKENS, ELLWOOD, 2001).

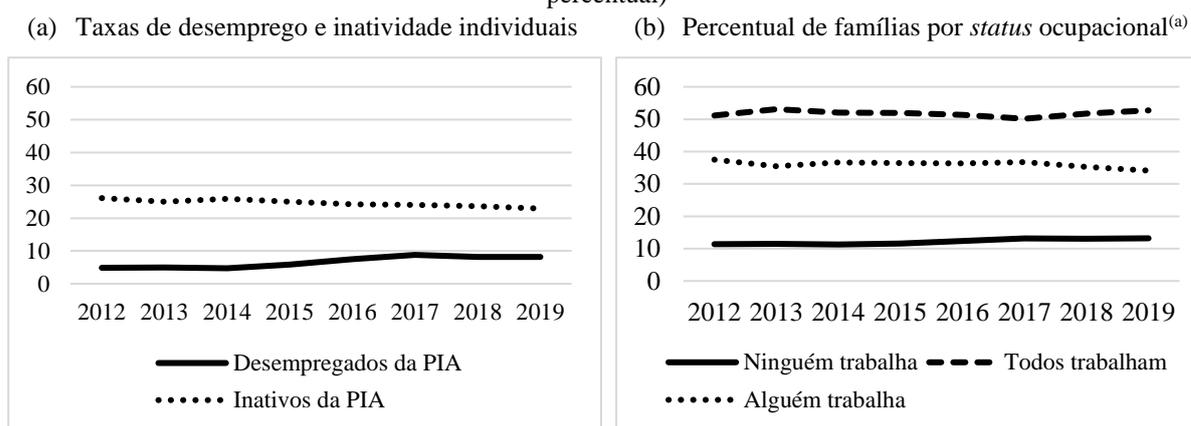
Seguindo Gregg e Wadsworth (2001) e Gregg *et al.* (2010), é possível construir um índice de polarização da oferta de trabalho familiar, que mensura a distribuição do trabalho entre as famílias, de forma a verificar se essa distribuição se dá de forma desigual. O cálculo é feito a partir da diferença entre a taxa de famílias sem trabalho efetivamente observada (percentual de famílias com todos os seus membros adultos desocupados) e a taxa prevista de família sem trabalho, sendo esta última o resultado de uma distribuição aleatória do trabalho entre os agregados familiares (GREGG, WADSWORTH, 2001). Um resultado positivo para a polarização significa que o trabalho está concentrado em determinadas famílias — a taxa real de famílias sem trabalho é maior do que a taxa prevista. Uma polarização negativa significa que o trabalho tal como está distribuído entre os indivíduos gera menos famílias sem trabalho do que seria constatado no caso de uma distribuição aleatória. Quando a taxa de polarização assume valor zero, a taxa observada é igual à prevista, ou seja, o trabalho é distribuído de maneira similar ao que uma distribuição aleatória prever.

¹ Este estudo considera domicílios com apenas uma família. As tipologias observadas de famílias são, portanto, unipessoal, composta por uma pessoa, ou nuclear, normalmente composta por pais e filhos (IBGE, 2021).

² Estudos sobre famílias sem trabalho pouco tem sido explorado na literatura nacional, ao passo que em outros países são amplamente desenvolvidos (DAWKINS *et al.*, 2002; GREGG, WADSWORTH, 1996, 2001, 2008; GREGG *et al.*, 1999, 2000, 2010, 2018; KÖKSEL *et al.*, 2016).

Desse modo, investigando a distribuição do trabalho entre as famílias, torna-se factível associar a evolução das taxas de famílias sem trabalho com as taxas de pobreza. A Figura 1 ajuda a compreender a importância dessa reflexão. Consta-se que a taxa de desemprego apresentou trajetória crescente, ao passo que a taxa de inatividade da população em idade ativa (PIA) decresce³, após a crise econômica em 2014⁴. Os percentuais de famílias com pelo menos um adulto trabalhando se manteve em níveis elevados, em torno de 90%, por outro lado, o percentual de famílias em que ninguém trabalha aumentou de 11,35%, em 2012, para 13,19%, em 2019. As variações positivas na taxa de desemprego individual possivelmente contribuem para o aumento do número de famílias sem trabalho no período analisado. Esse aumento é preocupante especialmente para a análise de indicadores sociais e de bem-estar, como a taxa de pobreza.

Figura 1 – Desocupados da PIA e distribuição do trabalho entre as famílias, Brasil urbano, 2012-2019 (em percentual)



Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. ^(a) Para o percentual de famílias em que alguém trabalha considera-se que pelo menos um adulto na família trabalha, mas não todos.

Ademais, analisar as famílias sem trabalho e o seu efeito sobre a pobreza familiar mostra-se uma questão de pesquisa relevante, dado que sinaliza um problema econômico e social que acomete todas as regiões do país. A partir deste estudo é possível diagnosticar a situação da população sem renda do trabalho, o que pode subsidiar políticas públicas regionais,

³ O cálculo da taxa de desemprego individual seguiu a abordagem padrão em que se divide a população desocupada pela economicamente ativa e multiplica por 100. A taxa de inatividade individual e proporção de famílias por *status* ocupacional segue a mesma abordagem (IBGE, 2022).

⁴ Em 2014 iniciou-se uma crise econômica gerada por uma combinação de choques de oferta e demanda provenientes de erros de políticas econômicas, resultando numa queda do produto interno bruto (PIB) de 3,7% e em risco de insolvência das finanças públicas (BARBOSA FILHO, 2017).

que visem mitigar as disparidades regionais em termos de famílias sem trabalho e seu consequente impacto na taxa de pobreza.

Portanto, este estudo visa responder o seguinte questionamento: como a distribuição do trabalho entre as famílias impacta na taxa de pobreza no Brasil urbano? A hipótese adotada é a de que mudanças no índice de polarização da oferta de trabalho familiar podem promover alterações nas taxas de pobreza, dada a concentração do trabalho em determinadas famílias.

Diante da importância desta discussão pouco explorada no Brasil, o objetivo central deste estudo consiste em verificar, empiricamente, como as famílias sem trabalho explicam as taxas de pobreza familiares e suas variações no período de 2012 a 2019, no Brasil urbano. Para alcançar este objetivo, mensura-se o percentual de famílias sem trabalho e a polarização da oferta de trabalho familiar e, na sequência, é realizada a decomposição da taxa de pobreza familiar (GREGG, WADSWORTH, 2001; GREGG *et al.*, 2010; CORLUY, VANDENBROUCKE, 2013). A decomposição da medida de pobreza visa avaliar os determinantes da taxa de pobreza. Para tanto, são utilizados os microdados da PNAD Contínua, de 2012 a 2019.

O capítulo está estruturado em mais quatro seções adicionais. Na próxima seção tem-se uma discussão acerca dos estudos relacionados ao tema. Na terceira seção tem-se a estratégia empírica utilizada para o exame da polarização da oferta de trabalho familiar e decomposição da taxa de pobreza das famílias. As duas seções restantes são dedicadas à discussão dos resultados e à conclusão.

1.2 REVISÃO DA LITERATURA

1.2.1 Distribuição do trabalho entre as famílias

Nas últimas décadas, alguns estudos direcionaram seu foco para a lacuna existente entre as medidas de desemprego, ao nível individual e domiciliar, e a distribuição desigual do trabalho entre as famílias (GREGG, WADSWORTH, 1996; DAWKINS *et al.*, 2002; GREGG *et al.*, 1999, 2010). Lehmann e Wadsworth (1997) analisam a probabilidade de os grupos familiares transitarem da situação de não trabalho para situação de trabalho, considerando as características dos indivíduos ou de seus trabalhos, além da ocorrência de famílias sem trabalho. No final da década de 1990, Ercolani e Jenkins (1998), buscando desvincular a polarização da oferta de trabalho familiar do papel de principal determinante do aumento da desigualdade de

renda, mostram que este aumento é explicado, em grande parte, pela elevação da desigualdade entre as famílias sem trabalho e entre as famílias ricas em trabalho.

A temática da distribuição desigual do trabalho entre as famílias ganha destaque com o estudo de Gregg e Wadsworth (1996), que discute a crescente polarização da oferta de trabalho familiar entre 1975 e 1993 na Grã-Bretanha. A relação entre a composição familiar e a distribuição de trabalho entre as famílias também é abordada em Gregg *et al.* (1999). Neste estudo, os autores notam que cerca de um terço do aumento do número de famílias sem trabalho verificado na Grã-Bretanha, entre os anos de 1970 a 1990, é explicado por mudanças na estrutura familiar e na oferta de trabalho.

Gregg e Wadsworth (2001) e Gregg *et al.* (2010) constroem um índice de polarização da oferta de trabalho familiar, que visa mensurar a magnitude e os determinantes da distribuição desigual do trabalho entre as famílias britânicas. O índice mede a diferença entre a taxa real de não trabalho dos arranjos familiares e a taxa contrafactual resultante da distribuição aleatória do trabalho na população. Uma série de estudos empíricos realizados para Grã-Bretanha, Espanha, Alemanha, EUA e Austrália, constatam uma crescente disparidade entre as medidas de não trabalho, baseadas na abordagem familiar e individual, e uma tendência ascendente da polarização da oferta de trabalho familiar, mesmo que a magnitude deste fenômeno varie de país para país (GREGG *et al.*, 2000; GREGG, WADSWORTH, 2001, 2008). Ademais, alguns estudos observam a polarização condicional, verificando se características individuais comuns aos membros da família, tais como sexo, idade, cor da pele, região de residência e escolaridade podem torná-los mais propensos a vivenciar a situação de não trabalho (GREGG, WADSWORTH, 2001; GREGG, WADSWORTH, 2008; GREGG *et al.*, 2008).

Dawkins *et al.* (2002), em seu estudo para a Austrália, relacionam o aumento da polarização da oferta de trabalho familiar às mudanças na estrutura familiar⁵, usando a abordagem metodológica desenvolvida por Gregg e Wadsworth (2001). Os autores verificam que esta polarização afeta de modo mais adverso as famílias com crianças e famílias que pagam aluguel, sendo real a possibilidade destes resultados gerarem consequências negativas para o bem-estar das gerações futuras. Gregg *et al.* (2010) decompõem o índice de polarização da oferta de trabalho familiar e constatam a presença desse fenômeno em todos os tipos de agregados familiares⁶, de modo que estes resultados derivam de fatores internos da família — características individuais e familiares⁷.

⁵ Conforme observado por Gregg e Wadsworth (1999) para Grã-Bretanha.

⁶ O tipo de família é definido de acordo com o número de adultos em idade ativa na unidade familiar.

⁷ A exemplo: idade do indivíduo, qualificação do indivíduo e região do domicílio.

Existem poucos trabalhos que se dedicam a aplicar os estudos de Gregg e Wadsworth (1996, 2001) e Gregg *et al.* (2010) para o Brasil (SCORZAFAVE, MENEZES FILHO, 2007; BRITO, OLIVEIRA, 2021). Scorzafave e Menezes Filho (2007) exploram a polarização da oferta de trabalho familiar entre os domicílios brasileiros utilizando os dados da PNAD para os anos de 1981 a 2003. Os referidos autores mostram que, no Brasil, os resultados da polarização apresentaram-se menor, comparativamente ao que foi observado nos países investigados pela literatura internacional. Não obstante tenham encontrado que a alteração na composição do domicílio pouco contribui para o aumento da polarização da oferta de trabalho familiar, Scorzafave e Menezes Filho (2007) mostram que 85% do aumento deste fenômeno ocorreu dentro de unidades familiares compostas por dois adultos que não trabalhavam. Brito e Oliveira (2021), em um estudo sobre o efeito das mudanças nos arranjos familiares sobre as variações da oferta de trabalho, analisam o período que compreende os anos de 1993 a 2015 no Brasil urbano, e observam um aumento na polarização da oferta de trabalho familiar e no número de famílias sem trabalho ao longo dos anos.

Diante do exposto, este estudo contribui para a literatura correlata ao aprofundar a análise regional da polarização da oferta de trabalho familiar no Brasil. Ressalta-se ainda que esta pesquisa avança na discussão nacional ao associar a polarização da oferta de trabalho familiar à taxa de pobreza das famílias, isto é, o quantitativo de agregados familiares em situação de pobreza, no período de 2012 a 2019.

1.2.2 Abordagem familiar da pobreza

O problema da alta incidência de famílias sem algum adulto inserido no mercado de trabalho faz emergir questões relacionadas à desigualdade, vulnerabilidade à pobreza e acesso a serviços básicos, uma vez que a falta de trabalho na família acarreta rendimentos familiares menores ou escassos⁸. Na Europa, alguns estudos apontam que viver em famílias sem trabalho eleva consideravelmente as chances de viver em situação de pobreza e privação de renda (DICKENS, ELLWOOD, 2001; OCDE 1998).

Nolen (2006) desenvolve uma medida de desemprego sensível ao modo como este é distribuído entre domicílios e indivíduos, e encontra resultados que demonstram que o desemprego das famílias tem forte correlação com a pobreza e outros indicadores de bem-estar. Corluy e Vandenbroucke (2013) contribuem com essa literatura ao relacionar as divergências

⁸ Uma família sem trabalho não necessariamente é uma família sem renda, dado que seus membros podem auferir renda não trabalho, como renda de transferências governamentais, aposentadorias e pensões.

das taxas de trabalho individuais e domiciliares ao risco de pobreza familiar⁹, através da decomposição da taxa de pobreza. Com isso, os referidos autores conseguem diferenciar as taxas de riscos de pobreza para 11 Estados Membros da União Europeia¹⁰, e destacam que as divergências entre países são influenciadas por fatores como o tamanho médio das famílias e os distintos processos de feminização dos mercados de trabalho¹¹.

Graaf-Zijl e Nolan (2011) analisam o impacto do desemprego dos membros adultos das famílias sobre a privação de renda e pobreza dos países da Europa, destacando as divergências entre os países e a escala deste impacto entre os países. Sissons *et al.* (2017) mostram diferentes padrões de pobreza de acordo com as condições de trabalho e os níveis médios de qualificação, de modo que as características da família, como o aumento na incidência de famílias de duplo provedor, provocam uma diminuição significativa no risco de pobreza.

No contexto da América Latina, Ullmann *et al.* (2014) mostram a evolução das estruturas familiares de 1990 a 2010, destacando que os tipos de família biparental e monoparental se concentram nos domicílios mais vulneráveis à pobreza, enquanto as famílias unipessoais correspondem frequentemente a parcela de menor vulnerabilidade à pobreza. Na literatura nacional, a abordagem familiar da pobreza é destaque em alguns estudos (BARROS, MENDONÇA, 1991; MONTALI, LIMA, 2008, 2014). Barros e Mendonça (1991) desenvolvem um estudo exploratório que busca verificar se as consequências da pobreza são diferenciadas por gênero, idade e residir em região metropolitana (São Paulo, Fortaleza ou Porto Alegre). Os achados dessa investigação sugerem que as crianças são mais afetadas pela pobreza do que os adolescentes, e o bem-estar de meninas e meninos é sensível aos recursos econômicos de sua família, principalmente nos municípios de Fortaleza e Porto Alegre.

Montali e Lima (2008) investigam o acesso de famílias vulneráveis à pobreza aos programas de transferência de renda. Os autores verificam uma redução nos domicílios com rendimento zero localizados nas regiões metropolitanas analisadas¹² e assumem isso como uma evidência dos impactos de programas de transferências de renda.

Montali e Lima (2014) verificam uma maior vulnerabilidade à pobreza nas famílias recém-formadas e nas monoparentais de principal responsável mulher, cuja idade das mulheres é de até 34 anos. Este resultado para família é consequência da sua composição e suas

⁹ Conforme Corluy e Vandenbroucke (2013), assume-se que uma família está em risco de pobreza quando nenhum membro adulto trabalha.

¹⁰ A citar Áustria, Bélgica, Eslovénia, Espanha, França, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Países Baixos, Portugal, e Reino Unido.

¹¹ Feminização do mercado de trabalho consiste no aumento significativo da presença de mulheres no mercado de trabalho (YANNOULAS, 2013).

¹² A citar, Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre.

possibilidades de acesso ao mercado de trabalho, rendimentos e da tradicional divisão sexual do trabalho na família, que afeta a inserção da mulher responsável pela família no mercado de trabalho.

Tendo em vista a lacuna existente na literatura nacional referente ao estudo do efeito de famílias sem trabalho sobre os indicadores de pobreza, a compreensão mais abrangente dessa relação é essencial, dado o contexto nacional de pobreza, vulnerabilidade, mudanças nas famílias e elevadas taxas de desemprego.

1.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O propósito deste estudo é decompor o efeito de famílias sem trabalho sobre a taxa de pobreza. O procedimento empírico se baseia nos estudos de Gregg e Wadsworth (2001) e Gregg *et al.* (2010), para o cálculo da polarização da oferta de trabalho familiar, e Corluy e Vandembroucke (2013), para decomposição da taxa de pobreza.

1.3.1 Polarização da oferta de trabalho familiar

A taxa de não trabalho¹³ individual refere-se ao percentual de indivíduos desempregados e inativos na população em idade ativa. Para Gregg e Wadsworth (2001) e Gregg *et al.* (2010) é possível construir, a partir da taxa de não trabalho individual, a taxa contrafactual (ou prevista) de não trabalho familiar, aquela que ocorreria caso o trabalho fosse distribuído aleatoriamente na população. Desse modo, a polarização da oferta de trabalho familiar mede se há mais (ou menos) famílias sem trabalho do que o previsto no caso de uma distribuição aleatória dos postos de trabalho entre os indivíduos, dado o tamanho das famílias¹⁴, k . Considerando n como a taxa agregada de não trabalho da população¹⁵, a taxa contrafactual de não trabalho em uma família com k adultos residentes no domicílio no período t é:

$$p_{kt} = n_t^k \quad (1.1)$$

Conforme k aumenta a taxa prevista de não trabalho aumenta exponencialmente. Gregg e Wadsworth (2001) salientam que quando o subscrito de tempo é desprezado, a taxa prevista

¹³ Neste estudo, utiliza-se o conceito de taxa de não trabalho, e não taxa de desemprego, com o intuito de capturar a população desalentada, o que é possível utilizando a seleção amostral apropriada (SCORZAFAVE, MENEZES FILHO, 2007; BRITO, OLIVEIRA, 2021).

¹⁴ O tamanho da família, conforme Gregg e Wadsworth (2001), é definido como o número de membros adultos em sua composição.

¹⁵ Engloba a taxa individual de não trabalho (formada por inativos e desempregados, com potencial de estar inserido no mercado de trabalho), de uma determinada localidade e em um ano específico.

de não trabalho se resume a uma média ponderada destas taxas domiciliares em que o peso é representado pelas parcelas de cada tipo de domicílio na população, s_k . Os tipos de domicílios são definidos empiricamente pelo número de adultos residentes no domicílio. Assim, a taxa prevista de famílias sem trabalho, quando o trabalho é distribuído aleatoriamente entre os indivíduos, é dada por¹⁶:

$$\widehat{w} = \sum_{k=1}^K s_k p_k = \sum_{k=1}^K s_k n^k \quad (1.2)$$

Nesse cenário hipotético todos os indivíduos apresentam a mesma probabilidade de não estarem trabalhando. Os autores definem a polarização da oferta de trabalho familiar como a diferença entre a taxa de domicílios sem trabalho efetivamente observada (w) e a taxa prevista (\widehat{w}):

$$P = w - \widehat{w} = \sum_{k=1}^K s_k w_k - \sum_{k=1}^K s_k n^k = \sum_{k=1}^K s_k (w_k - n^k) \quad (1.3)$$

onde w_k é a proporção de famílias com k membros adultos em que todos eles estão inativos ou desempregados. No caso em que o resultado da equação 1.3 é positivo tem-se uma maior proporção de famílias sem trabalho comparativamente ao número de famílias sem trabalho quando hipoteticamente o trabalho é distribuído aleatoriamente.

Gregg e Wadsworth (2008) salientam que a taxa de não trabalho prevista não considera a influência das características individuais na variação das taxas de não trabalho. Os autores destacam que características individuais comuns entre os membros de uma família podem torná-los mais propensos a vivenciar o desemprego simultaneamente. Para conseguir captar os efeitos de tais características substitui-se a taxa contrafactual de não trabalho na equação 1.1 pela taxa média de não trabalho por subgrupos desagregados de acordo com um vetor de características observáveis, X , que é dada por:

$$E(n_k|X) = n_X \quad (1.1)$$

A taxa prevista de famílias sem trabalho agora é igual ao produto das k probabilidades de não trabalho individuais (condicionais):

$$E[w_n^X|k, n, X] = \prod_{k=1}^K n_{Xk} = w_{Xk} \quad (1.2)$$

Esta taxa apresenta qual seria a taxa de não trabalho familiar se o trabalho fosse distribuído aleatoriamente entre os indivíduos de acordo com o vetor de características observáveis considerado. A equação 1.8 possibilita observar se a polarização da oferta de

¹⁶ Tabela A1, no apêndice, para mais detalhes.

trabalho familiar surge devido ao fato de que (i) famílias com mais de um indivíduo adulto possuem características comuns nas quais o trabalho varia substancialmente ou (ii) se domicílios com apenas um indivíduo adulto possuem características associadas a uma baixa probabilidade de trabalho (GREGG, WADSWORTH, 2008).

Como a taxa prevista agora é baseada na taxa média de não trabalho de acordo com o vetor de características, X , a medida de polarização condicional se torna:

$$P_X = \sum_{k=1}^K s_k w_k - \sum_{k=1}^K s_k n_X^k = \sum_{k=1}^K s_k (w_k - n_X^k) \quad (1.3)$$

A equação acima, similar a equação 1.3, mede a polarização da oferta de trabalho familiar condicional. Tal medida permite uma interpretação mais detalhada da taxa de não trabalho individual, uma vez que leva em consideração diferentes probabilidades de estar sem trabalho devido a desagregação por características observáveis.

O estudo de Gregg e Wadsworth (2008) debruça sua análise sobre a desagregação por características da taxa de famílias sem trabalho prevista, e, dado que esta desagregação não altera a taxa de famílias sem trabalho observada, quanto menor a polarização melhor será a previsão. Ou seja, supondo duas variáveis “a” e “b”, se a taxa de famílias sem trabalho varia entre os diferentes valores de “a”, mas permanece inalterada entre os diferentes valores de “b”, tem-se que: $P(n, s_j, w_i, a) < P(n, s_j, w_i, b)$. Com isso, é possível identificar se a polarização da oferta de trabalho familiar aumenta se os membros da família com vários adultos tiverem características similares nas quais o trabalho varia significativamente ou as famílias unipessoais tiverem mais características associadas a baixas probabilidades de trabalho. Assim, quanto maior a proporção de famílias unipessoais menor é o impacto da desagregação na medida de polarização.

Para este estudo, o vetor de características individuais observáveis utilizado é composto pelas características: sexo, idade¹⁷, região de residência e escolaridade¹⁸ (GREGG, WADSWORTH, 2001, 2008; SCORZAFAVE, MENEZES FILHO, 2007). Na tentativa de alcançar uma análise mais detalhada e que englobe elementos que traduzam os principais tipos de desigualdades presentes no Brasil, adiciona-se o aspecto de autodeclaração da cor da pele dos indivíduos ao vetor de características individuais na análise proposta. Nesta análise, a taxa de famílias sem trabalho observada também será desagrupada por características do responsável

¹⁷ A idade é dividida em três grupos etários: 18 a 32 anos, 33 a 45 anos e 46 a 64 anos.

¹⁸ A escolaridade é classificada em quatro grupos de anos de estudo: 0 a 3 anos, 4 a 7 anos, 8 a 10 anos e 11 ou mais anos de estudo.

pela família de modo a possibilitar uma análise mais detalhada da distribuição de trabalho entre os agregados familiares.

1.3.2 Decomposição da taxa de pobreza

A decomposição da taxa de pobreza corresponde a uma análise conjunta da distribuição do trabalho entre as famílias e da pobreza nas unidades domiciliares. Para isso, é necessário estabelecer uma relação entre trabalho e renda através dos dados extraídos da PNAD Contínua.

Diferenciando o agregado familiar pobre em trabalho daquele rico em trabalho, os conceitos apresentados por Gregg e Wadsworth (1996) definem o primeiro como aquele em que nenhum membro adulto está empregado na força de trabalho (família sem trabalho) e o segundo como aquele em que todos os membros adultos da família estão inseridos no mercado de trabalho. De Beer (2007) e Corluy e Vandembroucke (2013) apresentam o conceito de famílias ricas em trabalho definindo-as como aquelas em que pelo menos um membro adulto está empregado e famílias sem trabalho como aquelas em que nenhum membro adulto está participando ativamente do mercado de trabalho. No presente estudo, assume-se os conceitos de De Beer (2007) e Corluy e Vandembroucke (2013) para famílias ricas em trabalho. A taxa de pobreza é dada pelo percentual de famílias com rendimento abaixo da linha de pobreza.

Seguindo Corluy e Vandembroucke (2013), analisa-se a distribuição de trabalho entre as famílias, por meio da decomposição da taxa de pobreza. Esta taxa consiste numa média ponderada da taxa de pobreza de famílias sem trabalho e a taxa de pobreza de famílias ricas em trabalho. A parcela de indivíduos em famílias ricas em trabalho, ou seja, com pelo menos um membro adulto trabalhando, é dada por: $w_r = 1 - w$. Desse modo, é possível reescrever a taxa de pobreza, pob_{ht} , na localidade (unidade da federação) h no ano t , tal como:

$$pob_{ht} = w_{ht} \cdot pw_{ht} + w_{rht} \cdot pwr_{ht} \quad (1.4)$$

em que,

w_{ht} = percentual da população que vive em famílias em que nenhum membro adulto trabalha

pw_{ht} = taxa de pobreza das famílias pobres em trabalho

w_{rht} = percentual da população que vive em famílias em pelo menos um adulto trabalha

pwr_{ht} = taxa de pobreza das famílias ricas em trabalho

Variando a equação 1.10 ao longo do tempo e considerando $w_{rh} = (1 - w)_h$, tal que:

$$\begin{aligned} \Delta pob_h &= \Delta w_h \cdot pw_h + w_h \cdot \Delta pw_h + \Delta w_{rh} \cdot pwr_h + w_{rh} \cdot \Delta pwr_h \\ \Delta pob_h &= \Delta w_h \cdot pw_h + w_h \cdot \Delta pw_h + \Delta(1 - w)_h \cdot pwr_h + w_{rh} \cdot \Delta pwr_h \end{aligned} \quad (1.5)$$

Dado que $\Delta 1 = 0$ e reorganizando a segunda equação de 1.11, tem-se que:

$$\begin{aligned}\Delta pob_h &= w_h \cdot \Delta pw_h + wr_h \cdot \Delta pwr_h + \Delta w_h \cdot pw_h - \Delta w_h \cdot pwr_h \\ \Delta pob_h &= w_h \cdot \Delta pw_h + wr_h \cdot \Delta pwr_h + (pw_h - pwr_h) \Delta w_h\end{aligned}\quad (1.6)$$

As mudanças ao longo do tempo podem ser decompostas como:

$$\Delta pob_h = \overline{w}_h \cdot \Delta pw_h + \overline{wr}_h \cdot \Delta pwr_h + (\overline{pw}_h - \overline{pwr}_h) \Delta w_h \quad (1.7)$$

onde, a mudança específica entre o ano $t = 2012$ e $t = 2019$ é dada por $\Delta pob_h = pob_{h2019} - pob_{h2012}$, $\overline{w}_h = 0,5w_{h2012} + 0,5w_{h2019}$ e $\overline{wr}_h = 0,5wr_{h2012} + 0,5wr_{h2019}$.

Desse modo, para Corluy e Vandenbroucke (2013), a mudança na taxa de pobreza, exposta na equação 1.13, pode ser decomposta em três fatores: uma contribuição pela mudança na taxa de pobreza das famílias pobres em trabalho (Δpw_h); uma contribuição pela mudança na taxa de pobreza das famílias ricas em trabalho (Δpwr_h); uma contribuição pela mudança no percentual da população que vive em famílias em que nenhum membro adulto trabalha (Δw_h).

Uma análise de decomposição similar é realizada por De Beer (2007), para os 15 Estados-Membros originais da União Europeia¹⁹ e os EUA, para o período entre 1980 e 2000. O autor percebe que, no geral, a evolução da taxa de pobreza nessas localidades é determinada, principalmente, por mudanças na taxa de pobreza de famílias ricas e pobres em trabalho.

A decomposição da taxa de pobreza permite uma análise mais detalhada de seus determinantes, possibilitando compreender em que medida uma alteração ao longo do tempo nos componentes da equação 1.13 provoca uma alteração na taxa de pobreza na localidade h .

1.3.3 Base de dados

Para a análise proposta neste estudo, utiliza-se os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua, divulgada trimestralmente pelo Instituto de Geografia e Estatística (IBGE), a partir de 2012. O plano amostral da referida base de dados é composto por dois estágios de seleção: (i) seleciona-se as unidades primárias de amostragem, que irão compor a amostra mestra de um trimestre, com probabilidade proporcional ao número de domicílios dentro de cada estrato definido; (ii) seleciona-se 14 domicílios particulares permanentes ocupados dentro de cada unidade primária de amostragem, por amostragem aleatória simples. O esquema de rotação da PNAD Contínua funciona da seguinte forma: a família é entrevistada um mês e sai da amostra por dois meses seguidos, repetindo essa

¹⁹ Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Países Baixos, Portugal, Espanha, Suécia e Reino Unido.

sequência por cinco vezes. Assim, é possível acompanhar um domicílio em cinco meses distintos.

Na presente pesquisa faz-se uso dos registros da primeira entrevista do esquema de rotação da PNAD Contínua, evitando duplicidade de informações. A razão para escolher a primeira entrevista se deve ao fato dela apresentar, em média, o maior número de registros de domicílios respondentes nos anos analisados.

O período de análise compreende os anos de 2012 a 2019, excluindo o ano de 2020 devido às singularidades da conjuntura gerada pela pandemia do novo coronavírus (COVID-19). Ademais, a amostra é composta por indivíduos com idade entre 18 e 65 anos residentes no Brasil urbano²⁰, conforme a literatura (GREGG, WADSWORTH, 2001; SCORZAFAVE, MENEZES FILHO, 2007; GREGG *et al.*, 2010). São consideradas apenas famílias unipessoais, e nucleares²¹. As variáveis utilizadas no cálculo da polarização da oferta de trabalho familiar condicional e não condicional e na decomposição da taxa de pobreza são reportadas no Quadro 1.

Quadro 1 - Variáveis selecionadas da PNAD Contínua

Características individuais, familiares e regionais	Descrição	Código da variável na PNAD Contínua
Família sem trabalho	1 = Sim; 0 = Não	UPA, Estrato, V1008, V1014, VD4001; VD4002
Família em situação de pobreza	1 = Pobre; 0 = Não pobre; ^(b)	UPA, Estrato, V1008, V1014, VD4019; V2001
Grupos de Idade	1 = 18 a 32 anos; 2 = 33 a 45 anos; 3 = 46 a 64 anos	V2009
Cor da pele	1 = Branca ou amarela; 0 = Preta ou parda	V2010
Sexo	1 = Homem; 0 = Mulher	V2007
Grau de anos de estudo	1 = 0 a 3 anos de estudo; 2 = 4 a 7 anos de estudo; 3 = 8 a 10 anos de estudo; 4 = 11 anos ou mais de estudo	VD3006
Macrorregião	1 = Norte; 2 = Nordeste; 3 = Sul; 4 = Sudeste; 5 = Centro-Oeste	UF
Região Metropolitana	1 = Sim; 0 = Não	V1023

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. ^(a) Na determinação de famílias pobres e não pobres foram usadas as linhas de pobreza utilizadas pela legislação do Programa Bolsa Família, de modo que são consideradas pobres as famílias com renda *per capita* inferior a R\$ 140,00, em 2012 e 2013, R\$ 154,00, em 2014 e 2015, R\$ 170,00, em 2016 e 2017, e R\$ 178,00, em 2018 e 2019.

²⁰ Devido a possibilidade de produção para próprio sustento ser maior nas áreas rurais, para este estudo considera-se somente indivíduos residentes da área urbana (SCORZAFAVE, MENEZES FILHO, 2007).

²¹ As famílias do tipo unipessoal são constituídas somente por uma pessoa responsável pelo domicílio. A nuclear é formada por pais e filhos, podendo ser do tipo casal com filhos, casal sem filho e monoparental (IBGE, 2022).

Na identificação do domicílio são utilizadas as seguintes variáveis: unidade primária de amostragem (UPA), estrato (Estrato), número do domicílio (V1008) e painel (V1014). Na seleção amostral são excluídas as famílias formadas somente por idosos, uma vez que a probabilidade de a renda familiar ser composta apenas de transferências governamentais é alta, logo, estas famílias sem trabalho precisam ser extraídas da amostra.

A taxa de pobreza é calculada observando o percentual de famílias com rendimento abaixo da linha de pobreza, em cada unidade da federação e para cada ano. Para este estudo, os valores referenciais que caracterizam a situação de pobreza baseiam-se na legislação do Programa Bolsa Família (BRASIL, 2021). Desse modo, são consideradas famílias abaixo da linha de pobreza as que possuem renda familiar mensal *per capita* de até: R\$ 140,00, de 2012 a 2013; R\$ 154,00, de 2014 a 2015; R\$ 170,00, de 2016 a 2017; R\$ 178,00, de 2018 a 2019.

1.4 RESULTADOS

Nesta seção, à princípio, realiza-se uma análise da composição dos agregados familiares e da distribuição do trabalho entre as famílias. A Tabela 1 apresenta as mudanças na composição familiar ao longo dos anos analisados, considerando adultos com idade entre 18 e 65 anos. No geral, há uma certa constância nos resultados ao longo do tempo. A maior mudança ocorre nos domicílios compostos por apenas um adulto, com 23,12%, em 2012, e aumentando para 25,39%, em 2019, concomitantemente a uma redução substancial das famílias com mais de 4 adultos. No caso de domicílios compostos por cinco adultos ou mais, há uma queda de 1,9 ponto percentual, de 2012 para 2019.

Tabela 1 - Domicílios por número de adultos, Brasil urbano, 2012-2019 (em percentual)

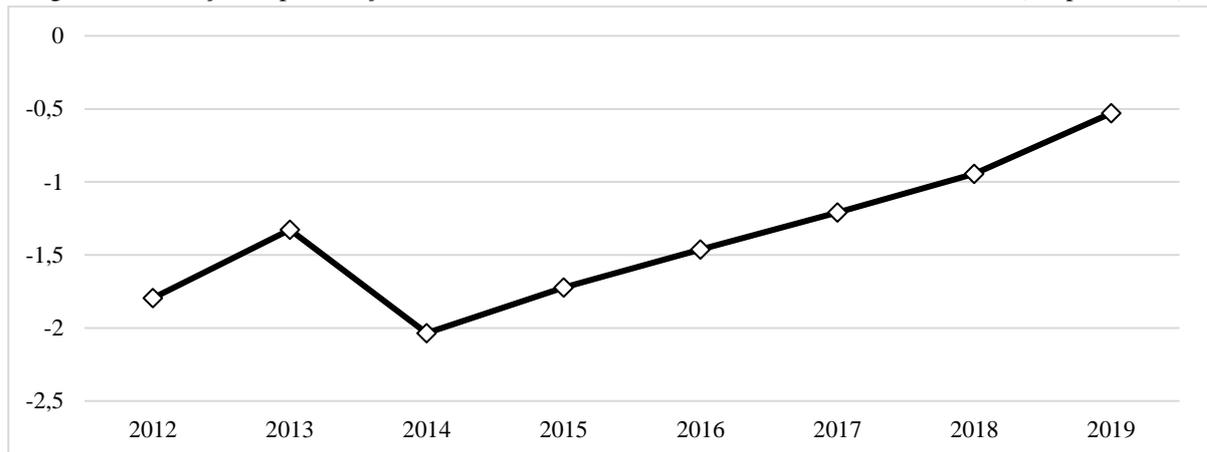
Ano	Número de adultos na família				
	1	2	3	4	5 ou mais
2012	23,12	52,70	12,80	4,10	7,28
2013	24,05	53,19	12,60	3,62	6,55
2014	24,99	51,59	12,93	3,79	6,71
2015	24,20	53,09	12,96	3,73	6,02
2016	23,99	52,70	13,30	3,75	6,27
2017	23,38	52,88	13,70	3,76	6,29
2018	24,29	52,78	13,50	3,83	5,59
2019	25,39	52,00	13,60	3,63	5,38

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019.

Baseado na equação 1.3, calcula-se para cada ano o índice de polarização da oferta de trabalho familiar, conforme Gregg e Wadsworth (2001, 2008) e Gregg *et al.* (2010). A Figura 2 apresenta os resultados da polarização para o Brasil. Para uma análise mais detalhada, serão analisados os componentes do índice de polarização separadamente. Percebe-se que a partir de 2014, ano de início da crise econômica, a distribuição do trabalho torna-se cada vez menos desigual entre as unidades familiares.

Figura 2 - Evolução da polarização da oferta de trabalho familiar, Brasil urbano, 2012-2019 (em percentual)

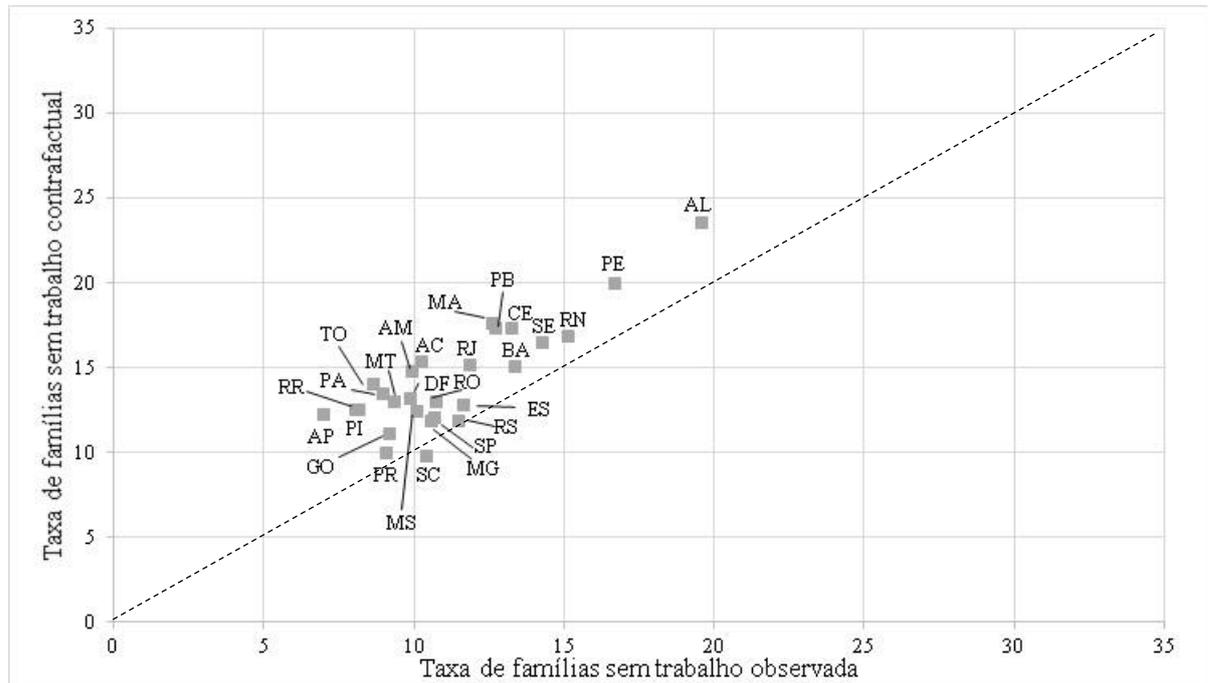


Fonte: A Autora (2022).

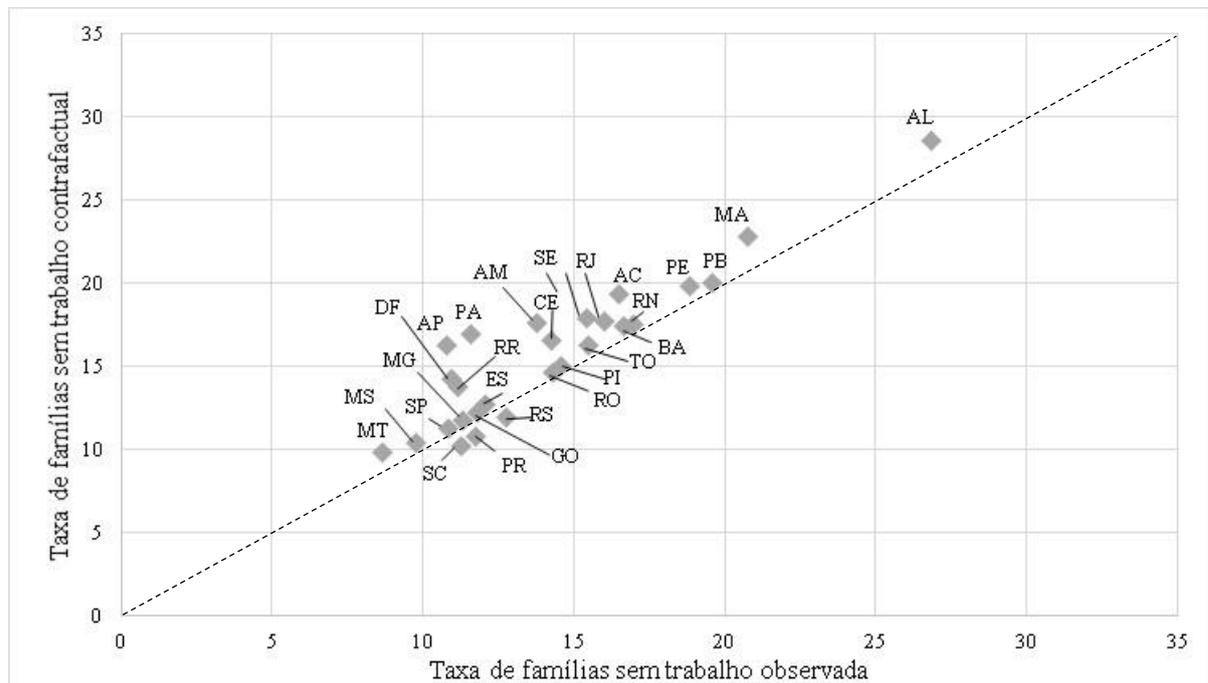
Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019.

A polarização da oferta de trabalho familiar brasileira apresenta uma trajetória crescente, porém permanece negativa. Essa trajetória ascendente representa uma aproximação entre a taxa real e a taxa prevista de não trabalho familiar, entre 2014 e 2019. Resultados negativos para a polarização da oferta de trabalho no cenário nacional já foram encontrados nos trabalhos de Scorzafave e Menezes Filho (2007) e Brito e Oliveira (2021). O primeiro, analisando o intervalo de 1981 a 2003 e o segundo de 1993 a 2015. Complementando os achados de Brito e Oliveira (2021), o presente estudo mostra que o resultado para polarização continua crescendo e tendendo a zero, apresentando queda apenas de 2013 para 2014. Ademais, Gregg *et al.* (2010) também encontram resultados negativos e crescentes, tendendo a zero, em

Figura 3 – Famílias sem trabalho observado e contrafactual, Brasil urbano, 2012 e 2019 (em percentual)
 (a) Taxas de domicílios sem trabalho observada e contrafactual, Brasil urbano, 2012



(b) Taxas de domicílios sem trabalho observada e contrafactual, Brasil urbano, 2019



Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. Região Norte: RO = Roraima; AC = Acre; AM = Amazonas; RR = Roraima; PA = Pará; AP = Amapá; TO = Tocantins. Região Nordeste: MA = Maranhão; PI = Piauí; CE = Ceará; RN = Rio Grande do Norte; PB = Paraíba; PE = Pernambuco; AL = Alagoas; SE = Sergipe; BA = Bahia. Região Sudeste: MG = Minas Gerais; ES = Espírito Santo; RJ = Rio de Janeiro; SP = São Paulo. Região Sul: PR = Paraná; SC = Santa Catarina; RS = Rio Grande do Sul. Região Centro-oeste: MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; GO = Goiás; DF = Distrito Federal.

seus estudos para Espanha e Alemanha, nos anos de 1977 a 2005. Com base na realidade de outros países²², a polarização da oferta de trabalho continuará crescente, porém, se manterá abaixo de 0.1.

A Figura 3 apresenta as taxas de famílias sem trabalho observadas (eixo horizontal) e preditas (eixo vertical) para cada unidade da federação nos anos de 2012 e 2019. Uma polarização igual a zero posiciona as localidades sobre a linha tracejada, ou seja, o trabalho é distribuído aleatoriamente. Acima da linha tracejada estão as localidades com resultados negativos para polarização e abaixo da linha estão as localidades com resultados positivos. A distância até a linha tracejada representa a magnitude da medida de polarização.

Se a proporção de famílias unipessoais aumentar, a taxa de não trabalho individual pode influenciar o aumento das famílias sem trabalho, uma vez que, *ceteris paribus*, a probabilidade de nenhum adulto trabalhar no referido tipo de família é maior. Assim, a probabilidade de famílias sem trabalho aumenta conforme o tamanho do agregado familiar diminui (GREGG, WADSWORTH, 2001, 2008; GREGG et al., 2010).

Algumas localidades quase não sofrem alterações em seus índices de 2012 a 2019, tal como Amapá (AP), Sergipe (SE), Espírito Santo (ES), Santa Catarina (SC) e Distrito Federal (DF). No geral, as unidades da federação (UFs), com exceção do Pará (PA), Amapá (AP) e Sergipe (SE), apresentaram aumento da polarização da oferta de trabalho familiar. Destaca-se que, na região Nordeste, de 2012 para 2019, os índices de polarização aumentam, aproximando-se de zero na maioria dos estados. O aumento no índice de polarização pode ser explicado pelo aumento na incidência de domicílios compostos por apenas um adulto, conforme exposto na Tabela 1, dado que alterações na estrutura domiciliar em direção a domicílios com apenas um adulto gera mais domicílios sem trabalho, tudo o mais mantido constante (GREGG *et al.*, 2010).

Em 2012, apenas Santa Catarina apresenta um índice maior que zero, já em 2019, todos os estados da região Sul apresentam um índice positivo – Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. O fato da medida de polarização do Paraná e Rio Grande do Sul terem se tornado positiva de 2012 para 2019 significa que a distribuição do trabalho gera mais famílias sem trabalho do que seria constatado caso o trabalho fosse distribuído aleatoriamente, em 2019.

As maiores taxas de famílias sem trabalho observada pertencem as localidades da região Nordeste nos dois anos analisados, mais especificamente, Maranhão (de 12,62%, em 2012, para 20,76%, em 2019), Piauí (8,21% para 14,56%), Rio Grande do Norte (15,19% para 17%), Paraíba (12,73% para 19,62%), Pernambuco (16,73% para 18,83%), Alagoas (19,6% para

²² A citar Grã-Bretanha, Espanha, Estados Unidos, Alemanha e Austrália (GREGG, WADSWORTH, 2008; GREGG *et al.*, 2010).

26,86%) e Bahia (13,39% para 16,64%). Em todos os estados, com exceção do Mato Grosso do Sul e Mato Grosso, o número de famílias sem trabalho aumenta de 2012 para 2019, e os maiores aumentos deste período estão concentrados na região Nordeste²³.

No Sudeste, o maior aumento de famílias sem trabalho concentra-se no Rio de Janeiro, aumentando de 11,91%, em 2012, para 16% das famílias, em 2019. Na região Sul, as taxas de famílias sem trabalho aumentam de maneira menos expressiva, comparativamente ao resto do Brasil. Dentre todas as localidades analisadas, no período observado, a menor variação da taxa de famílias sem trabalho pertence ao Mato Grosso do Sul (de 10,11% para 9,79%) e Mato Grosso (de 9,36% para 8,63%), que apresentam uma sensível queda.

Conforme já mencionado, no Brasil, é possível constatar um aumento na taxa de famílias sem trabalho de 11,35%, em 2012, para 13,19%, em 2019. No geral, a taxa de não trabalho observada aumenta para maioria das UFs de 2012 para 2019 e para o Brasil (Tabela A2, no apêndice). Em 2012, cerca de 40% das unidades federativas apresentam taxas de famílias sem trabalho maiores do que a observada para o país, ao passo que em 2019 esse percentual sobe para 51%.

Examinando a taxa familiar de não trabalho observada condicional (w_k), é possível observar qual seria a taxa familiar de não trabalho entre os indivíduos de acordo com algumas características observáveis, considerando sexo, cor da pele, idade, escolaridade, macrorregião e região metropolitana, conforme Tabela 2. No condicionamento por sexo é possível observar que a taxa de famílias sem trabalho entre as unidades familiares chefiadas por mulheres é superior a taxa geral de famílias sem trabalho brasileira (11,35%, em 2012, e 13,19%, em 2019), ao passo que essa mesma taxa para famílias chefiadas por homens é inferior a taxa geral nos dois anos analisados. Ressalta-se o valor elevado da taxa observada de não trabalho para famílias chefiadas por mulheres, 18,74%, em 2012, e 16,63%, em 2019. Os valores para a taxa real de não trabalho para famílias chefiadas por homens são mais modestos, assim como os valores da taxa prevista, mesmo ambas aumentando de 2012 para 2019. Entretanto, observa-se uma variação positiva na taxa de famílias sem trabalho com principal responsável homem que pode ser explicada pela feminização do mercado de trabalho que aumentou a concorrência na busca por trabalho.

Percebe-se, portanto, um componente de gênero nesses resultados, tal como encontrado por Scorzafave e Menezes Filho (2007). Resultados semelhantes também são encontrados por

²³ Esse achado para referida região não é inédito, Brito e Oliveira (2021) já haviam detectado uma alta probabilidade de estar em famílias sem trabalho para residentes urbanos da região Nordeste nos anos de 1993, 2005 e 2015.

Gregg *et al.* (2010), para alguns países da Europa e os EUA, e Dawkins *et al.* (2002), para Austrália. Uma explicação para esse fato são os possíveis efeitos negativos das tarefas domésticas e cuidado com os filhos sobre a participação na força de trabalho das mulheres. Nesse sentido, dado que as famílias de principal responsável mulher são, em sua maioria, monoparentais e que, por vezes, a mulher é a única adulta da família, as chances de ser uma família sem trabalho são altas, conforme observado na Tabela 2 (BECKER, 1985; HERSCH, 1985; GREGG, WADSWORTH, 2001, 2008; GREGG *et al.*, 2010).

Por sua vez, a taxa de famílias sem trabalho real e prevista condicionada pela cor da pele apresenta valores mais altos para famílias chefiadas por indivíduos pardos ou pretos, quando comparados a brancos e amarelos. Quase não há mudança na taxa de famílias sem trabalho destes últimos de 2012 para 2019, porém há um aumento de 2,71 p.p. quando o principal responsável da família é pardo ou preto neste intervalo de tempo. Esses resultados corroboram ao fato de que pessoas pardas ou pretas apresentam maiores desigualdades e vulnerabilidades no mercado de trabalho (IBGE, 2018).

Tabela 2 – Taxa familiar de não trabalho condicionais, Brasil urbano, 2012 e 2019

Características do principal responsável pela família		Taxa familiar de não trabalho observada condicional (w_k)			Taxa familiar de não trabalho prevista condicional (\hat{w}_k)		
		2012	2019	Variação (p.p.)	2012	2019	Variação (p.p.)
Sexo	Mulher	18,74	16,63	-2,11	25,88	22,01	-3,87
	Homem	7,58	10,13	2,55	5,16	7,11	1,95
Cor da pele	Pardo e negro	11,58	14,29	2,71	14,35	15,33	0,98
	Branco e amarelo	11,13	11,85	0,72	12,09	11,98	-0,10
Idade	18 a 32 anos	7,93	9,30	1,37	14,93	16,87	1,94
	33 a 45 anos	6,25	7,19	0,94	8,31	7,64	-0,67
	46 a 65 anos	17,23	19,50	2,27	17,35	17,70	0,35
Escolaridade	0 a 3 anos	23,71	32,54	8,83	27,48	35,21	7,73
	4 a 7 anos	14,19	20,44	6,25	17,67	19,96	2,29
	8 a 10 anos	10,36	13,81	3,45	14,26	16,12	1,87
	11 anos ou mais	7,50	8,90	1,40	9,74	10,55	0,81
Macrorregião	Norte	9,35	12,97	3,62	13,69	16,70	3,01
	Nordeste	14,14	17,68	3,54	17,10	18,83	1,72
	Sudeste	10,97	12,01	1,04	12,54	12,55	0,01
	Sul	10,41	12,04	1,63	10,63	11,09	0,46
	Centro-oeste	9,54	10,71	1,17	12,01	11,83	-0,18
Região metropolitana	Não	11,77	13,58	1,81	12,89	13,65	0,76
	Sim	10,85	12,72	1,87	13,46	13,81	0,35

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. Para fins de comparação, no Brasil, a taxa familiar de não trabalho observada (w), em 2012, era de 11,35%, aumentando para 13,19%, em 2019. A taxa familiar de não trabalho prevista (\hat{w}), em 2012, assumia o valor de 13,14%, de modo que, em 2019, assume o valor de 13,72%.

Quando se observa a idade do principal responsável pela família o que desperta maior atenção são os valores para as taxas reais de não trabalho de famílias chefiadas por indivíduos com idade entre 46 e 65 anos, que aumenta de 17,23% para 19,50%, de 2012 para 2019. Para famílias cujo principal responsável tem menos de 3 anos de estudo observa-se uma taxa de não trabalho relativamente elevada quando comparada aos demais grupos de escolaridade. Em 2012, 23,71% das famílias com principal responsável com menos de 3 anos de estudo eram famílias sem nenhum adulto inserido no mercado de trabalho, tal percentual alcança 32,54% dos lares, em 2019. Para famílias cujo principal responsável tem mais de 11 anos de estudo verifica-se uma taxa de não trabalho baixa, em torno de 7,50%, em 2012, aumentando para 8,90%, em 2019. Conforme Leme e Wajnman (2000), famílias com trabalho tendem a ser mais escolarizadas.

Na análise regional são consideradas as cinco regiões do Brasil. Os valores mais altos da taxa familiar de não trabalho condicional pertencem a região Nordeste, o que já era esperado devido as altas taxas observadas de não trabalho nas UFs que compõem tal região – todas acima de 14% em 2019, conforme Figura 3. O fato de o domicílio está localizado na região metropolitana aumenta a taxa de famílias sem trabalho moderadamente em 1,87 pontos percentuais, de 2012 para 2019. Quando se compara os resultados do domicílio localizado em região metropolitana e o que não está localizado, verifica-se que ambas as taxas são elevadas, porém a taxa de família sem trabalho dos que não estão localizados na região metropolitana mostra-se maior.

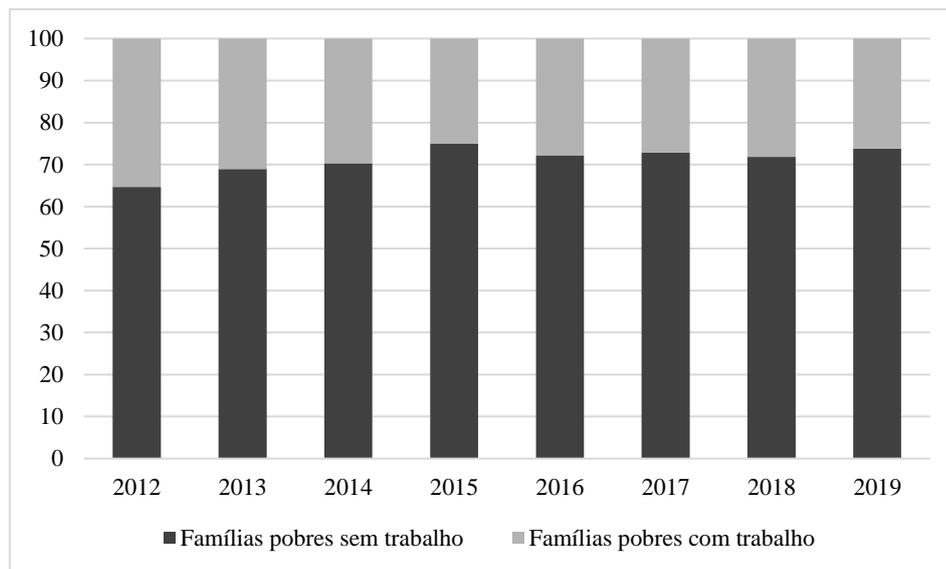
Observa-se, a partir da sexta coluna da Tabela 2, que a taxa de famílias sem trabalho prevista é maior comparativamente à observada quando se considera a distribuição aleatória do trabalho por sexo, cor da pele, idade, escolaridade e região²⁴. As famílias que tem principal responsável do sexo feminino apresenta uma taxa prevista de 25,88%, em 2012, e 22,01%, em 2019, resultados muito superiores as taxas de famílias sem trabalho observada condicional para os dois anos analisados. Para o caso de famílias em que o principal responsável é homem tem-se uma taxa condicional prevista menor que a taxa observada. Ou seja, significa que no caso de uma distribuição aleatória do trabalho as famílias chefiadas por homens estariam numa situação melhor do que no caso da taxa de famílias sem trabalho efetivamente observada. Este caso particular pode ser explicado pela crescente inserção da mulher do mercado de trabalho e pelo fato de que a maioria das famílias monoparentais tem uma mulher como principal responsável.

²⁴ Resultado similar foi encontrado por Scorzafave e Menezes Filho (2007) para o Brasil, considerando os atributos idade, educação, região e sexo.

Famílias em que o principal responsável tem idade entre 18 e 32 anos apresentariam uma taxa de famílias sem trabalho maior no caso de uma distribuição aleatória do trabalho. Situação similar observa-se para os responsáveis pela família com escolaridade menor que três anos de estudo, sua taxa de não trabalho observada é menor que a prevista. Em todos os casos, exceto para principais responsáveis do sexo masculino, a distribuição aleatória do trabalho aumentou a taxa de famílias sem trabalho.

Após a análise da taxa observada de não trabalho familiar, observa-se seu impacto na taxa de pobreza. A Figura 4 apresenta a composição das famílias pobres por *status* ocupacional dos adultos²⁵. O percentual de famílias pobres sem trabalho cresceu de 2012 para 2019, ao passo que o percentual de famílias pobres com trabalho diminuiu. Verifica-se uma maior participação das famílias sem nenhum adulto trabalhando no total de famílias que estão abaixo da linha da pobreza. Outro achado interessante é o alto percentual de famílias pobres com trabalho, variando entre 35% e 26 % entre os anos 2012 e 2019.

Figura 4 – Composição das famílias pobres por *status* ocupacional dos adultos, Brasil urbano, 2012-2019 (em percentual)



Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019.

A taxa de pobreza é dada pelo percentual de famílias pobres do total de famílias da amostra. A partir da equação 1.10, esta taxa é decomposta, de modo que a taxa de pobreza consiste na soma do produto do percentual de famílias sem trabalho (w) e sua taxa de pobreza

²⁵ O percentual de famílias pobres sem trabalho refere-se à parcela de famílias sem trabalho (nenhum adulto está inserido ativamente no mercado de trabalho) do total de famílias pobres; o percentual de famílias pobres com trabalho (pelo menos algum adulto está inserido ativamente no mercado de trabalho) se refere à parcela de famílias com trabalho do total de famílias pobres.

(pw) e do produto do percentual de famílias com trabalho (wr) e sua respectiva taxa de pobreza (pwr)²⁶. Simplificando, o percentual de famílias em situação de pobreza é a soma da parcela de famílias pobres sem trabalho e da parcela de famílias pobres com trabalho do total de famílias da amostra.

Tabela 3 – Pobreza e trabalho nas famílias, Brasil urbano, 2012-2019 (em percentual)

UF	<i>pob</i>		<i>w</i>		<i>wr</i>		<i>pw</i>		<i>pwr</i>	
	2012	2019	2012	2019	2012	2019	2012	2019	2012	2019
RO	15,98	19,70	11,08	14,72	88,92	85,28	97,98	99,10	5,76	5,99
AC	23,18	26,69	10,59	16,92	89,41	83,08	98,93	98,96	14,21	11,97
AM	21,65	24,35	10,24	14,13	89,76	85,87	98,66	98,26	12,86	12,18
RR	14,71	18,76	8,31	11,49	91,69	88,51	99,95	91,47	6,99	9,32
PA	23,47	23,81	9,27	11,91	90,73	88,09	96,41	99,50	16,02	13,58
AP	18,47	23,62	7,19	11,07	92,81	88,93	95,61	99,95	12,49	14,11
TO	20,37	21,68	8,90	15,90	91,10	84,10	94,47	99,16	13,13	7,03
MA	35,46	36,56	12,95	21,24	87,05	78,76	98,69	98,39	26,05	19,88
PI	26,48	29,40	8,43	14,94	91,57	85,06	96,98	98,52	19,99	17,26
CE	33,84	26,22	13,62	14,61	86,38	85,39	99,11	98,13	23,55	13,91
RN	26,17	28,89	15,58	17,43	84,42	82,57	99,02	99,95	12,72	13,89
PB	30,80	33,36	13,05	20,09	86,95	79,91	98,42	99,50	20,65	16,73
PE	31,32	29,56	17,13	19,29	82,87	80,71	99,51	99,32	17,22	12,89
AL	32,76	34,97	20,05	27,45	79,95	72,55	97,72	99,53	16,47	10,54
SE	27,47	26,63	14,69	15,82	85,31	84,18	99,95	99,95	14,99	12,86
BA	26,68	27,68	13,75	17,07	86,25	82,93	99,82	99,70	15,03	12,86
MG	16,66	15,01	10,89	11,65	89,11	88,35	99,60	98,60	6,53	3,98
ES	16,34	15,84	12,02	12,40	87,98	87,60	98,88	95,97	5,07	4,50
RJ	15,19	18,53	12,23	16,41	87,77	83,59	98,84	98,65	3,52	2,80
SP	12,61	12,78	11,01	11,13	88,99	88,87	97,14	97,17	2,15	2,21
PR	11,80	14,12	9,37	12,10	90,63	87,90	96,88	98,46	3,00	2,51
SC	12,44	12,09	10,76	11,59	89,24	88,41	97,49	96,77	2,18	0,99
RS	15,29	14,49	11,83	13,13	88,17	86,87	98,41	98,30	4,14	1,82
MS	13,39	13,53	10,40	10,08	89,60	89,92	94,10	95,69	4,02	4,32
MT	12,44	10,53	9,62	8,88	90,38	91,12	94,27	96,97	3,73	2,10
GO	12,65	14,09	9,50	12,12	90,50	87,88	98,01	98,14	3,69	2,49
DF	12,34	12,62	10,17	11,28	89,83	88,72	95,68	98,80	2,91	1,66
BR	17,70	18,04	11,66	13,55	88,34	86,45	98,17	98,31	7,08	5,47

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. *pob* = taxa de pobreza familiar, ou seja, percentual de famílias com renda *per capita* familiar abaixo da linha de pobreza; *w* = percentual de famílias sem trabalho; *wr* = percentual de famílias com algum trabalho; *pw* = percentual de famílias pobres das famílias sem trabalho; *pwr* = percentual de famílias pobres das famílias com algum membro inserido no mercado de trabalho.

Do total de famílias, em 2012, aproximadamente, 12% são sem trabalho e 88% com trabalho, ao passo que, em 2019, 13,55% não tinham trabalho e 86,45% tinham algum trabalho. Em função da falta de renda proveniente do trabalho, em média, 98% das famílias sem trabalho

²⁶ O *w* se refere ao percentual de famílias sem trabalho do total de famílias; *wr*, o percentual de famílias com trabalho do total de famílias; *pw* se refere ao percentual de famílias pobres do total de famílias sem trabalho; e o *pwr* ao percentual de famílias pobres do total de famílias com trabalho.

estão em situação de pobreza, os outros 2% são famílias sem trabalho com alguma renda não proveniente do trabalho, suficiente para que tais famílias não vivencie uma situação de pobreza.

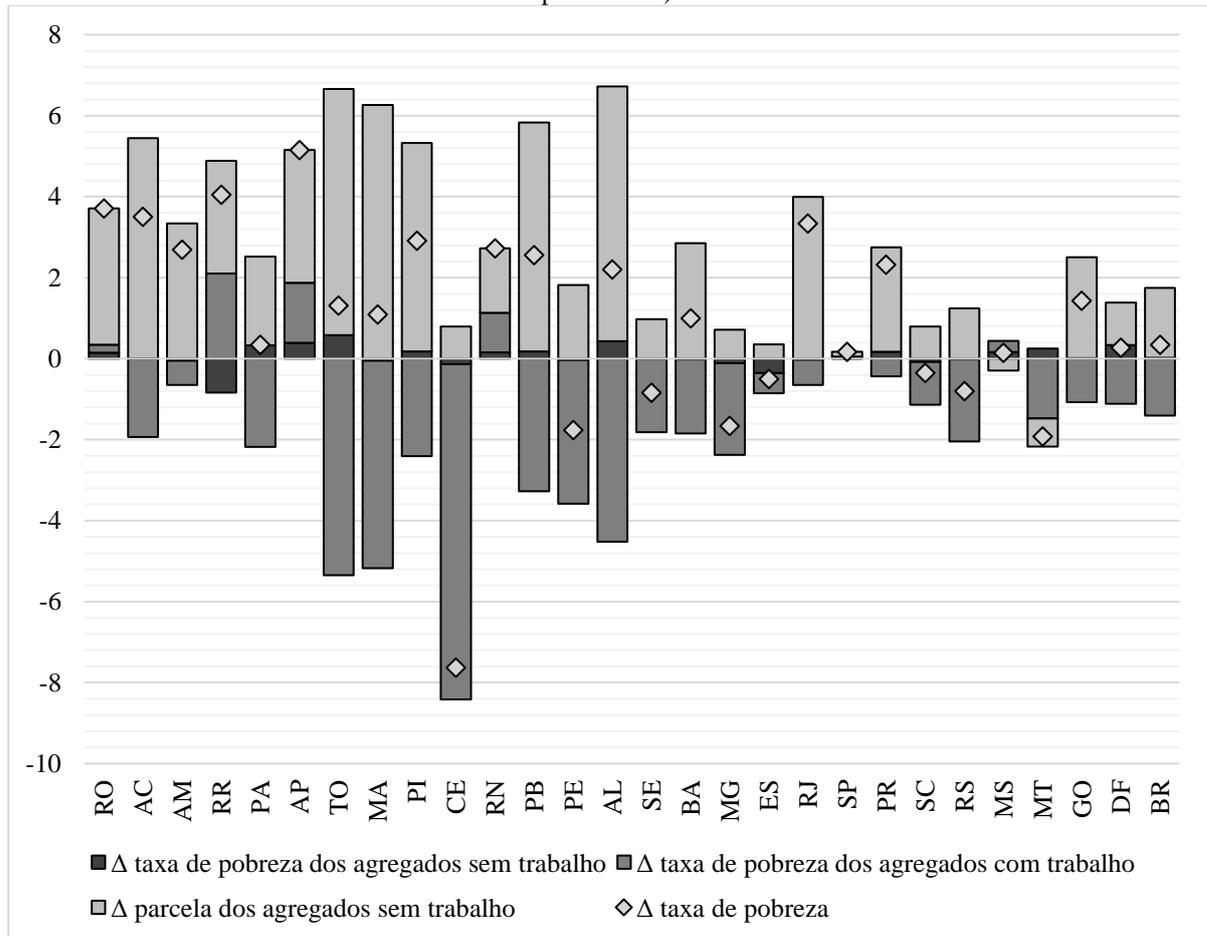
A Tabela 3 ilustra a decomposição das taxas de pobreza familiar das UFs e do Brasil. Observa-se que 70% das localidades analisadas apresentam um aumento na taxa de pobreza de 2012 para 2019. O maior aumento da taxa de pobreza pertence ao estado do Amapá (de 18,47%, em 2012, para 23,62%, em 2019), na macrorregião Norte. Por outro lado, o Ceará, no Nordeste, apresentou a maior redução na taxa de pobreza neste período (decréscimo de 7,62 pontos percentuais).

Nota-se que, aproximadamente, 60% dos estados apresentam um percentual de famílias sem trabalho acima do percentual brasileiro (11,66%). Confirma-se que os maiores valores para o percentual de famílias sem trabalho pertencem aos estados da macrorregião Nordeste. Localidades como Maranhão, Paraíba e Alagoas apresentam um crescimento de, aproximadamente, 7 p.p. na taxa de famílias sem trabalho de 2012 para 2019. Pernambuco, por sua vez, apresenta uma alta taxa de famílias sem trabalho, 17,13%, em 2012, e atinge um percentual de 19,29% dos lares, em 2019. Cabe ressaltar que, em 2019, o estado enfrentou emergência em diversos municípios, devido à seca severa, o que pode explicar a alta taxa de famílias sem trabalho registrada no ano (IBGE, 2020).

Utilizando a equação 1.13, é possível observar na Figura 5 a decomposição da variação da taxa de pobreza das famílias, possibilitando compreender os fatores que impactam na mudança da referida taxa ao longo do período analisado. Os resultados para o Brasil mostram uma elevação moderada da taxa de pobreza familiar (0,34 p.p.), resultado principalmente do aumento observado na parcela de famílias sem trabalho. Observa-se diferenças entre os resultados obtidos para as unidades federativas do Brasil no que se refere a magnitude das taxas, conforme Graaf-Zijl e Nolan (2011) encontraram para os países da Europa.

Separando a análise por macrorregiões, verifica-se que em todas as regiões a variação da taxa de pobreza tem como principal determinante as variações positivas do percentual de famílias sem trabalho. Na macrorregião Norte, todos os estados apresentam um aumento na taxa de pobreza de 2012 para 2019. O estado que apresenta o maior aumento da taxa de pobreza é o Amapá (+5,15 p.p.). Desta variação, 63,6% é resultado de um aumento no percentual de famílias sem trabalho, enquanto 7,7% resulta de uma variação na taxa de pobreza de famílias sem trabalho e 28,7% provém de uma variação na taxa de pobreza de famílias com trabalho.

Figura 5 - Decomposição das mudanças na taxa de pobreza, Brasil urbano, 2012-2019 (em pontos percentuais)



Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. Δ refere-se à variação. Para mais detalhes sobre a Figura 5, ver Tabela A2, no Apêndice A.

Na região Nordeste, como já mencionado, chama atenção a situação do estado do Ceará que apresenta uma queda na taxa de pobreza de 7,62 pontos percentuais, causada principalmente por uma redução na taxa de pobreza das famílias com trabalho. No caso da Paraíba, houve uma queda na taxa de pobreza das famílias com trabalho que foi compensado por um aumento no percentual de famílias sem trabalho, resultando numa variação positiva da taxa de pobreza de 0,34 p.p. de 2012 para 2019. O estado de Pernambuco apresenta uma queda moderada na taxa de pobreza (-1,76 p.p.) proveniente da redução na taxa de pobreza de famílias com trabalho. No geral, a maioria das localidades do Nordeste apresentam aumento na taxa de pobreza familiar no período analisado. Historicamente, a região Nordeste convive com altas

taxas de pobreza, de modo que residir nesta região está entre as características que aumentam substancialmente as chances de pobreza (ROCHA, 2006)²⁷.

Na região Sudeste, o estado do Rio de Janeiro apresenta a maior elevação na taxa de pobreza familiar (3,34 p.p.), devido ao aumento no percentual de famílias sem trabalho, de 2012 para 2019. Na região Sul, tanto Santa Catarina quanto Rio Grande do Sul mostram uma variação negativa mínima na taxa de pobreza familiar no período analisado, ao passo que o Paraná registra um aumento de 2,32 p.p. na sua taxa de pobreza em função do aumento no percentual de famílias sem trabalho.

Na região Centro-oeste, as variações do indicador de pobreza de 2012 para 2019 são modestas. Mato Grosso do Sul apresenta a menor variação da taxa de pobreza (+0,15 p.p.), ao passo que Mato Grosso apresenta a maior variação (-1,92 p.p.), em termos absolutos. Em ambos os casos, variações na taxa de pobreza de famílias com trabalho contribuiu em grande parte para os resultados de pobreza apresentados.

Percebe-se que na composição da variação da taxa de pobreza familiar há participação majoritária de variações no percentual de famílias sem trabalho. As mudanças nos percentuais de famílias pobres sem trabalho pouco contribuem para o resultado. Neste período, os outros componentes da decomposição da variação da taxa de pobreza familiar foram mais relevantes para explicar as mudanças na referida taxa. Em síntese, os achados evidenciam como as famílias sem trabalho afetam as alterações na taxa de pobreza ao longo do tempo.

1.5 CONCLUSÃO

Este estudo tem por objetivo investigar a polarização da oferta de trabalho familiar e a taxa de famílias sem trabalho, de modo a se aprofundar na compreensão da composição e da trajetória da taxa de pobreza das famílias no Brasil urbano, de 2012 a 2019. A partir dos dados da PNAD Contínua é possível acompanhar as taxas de famílias sem trabalho real e prevista, e realizar a decomposição da taxa de pobreza familiar em três componentes: a pobreza entre as famílias sem trabalho, a pobreza entre as famílias com trabalho e a parcela de famílias sem trabalho.

Na análise da polarização verifica-se uma taxa negativa para o país em todo o período. Para maior parte dos estados, encontra-se um índice de polarização da oferta de trabalho

²⁷ Conforme Rocha (2006), se, simultaneamente, o principal responsável da família for do sexo feminino, preto ou pardo, empregado informal ou desempregado, ter menos de quatro anos de escolaridade, residir na região Nordeste e na área rural, a probabilidade de pobreza da família é de 95%.

familiar negativo, porém, crescente, tendendo a zero. Os maiores aumentos do índice de polarização pertencem aos estados da região Nordeste, assim como as maiores taxas de famílias sem trabalho.

Os resultados revelam altas taxas de famílias sem trabalho entre as famílias chefiadas por mulheres e entre as famílias chefiadas por indivíduos pretos e pardos. Isso reforça o estado de vulnerabilidade dos indivíduos que possuem estas características na conjuntura nacional, marcada por fortes desigualdades.

Na análise da decomposição da taxa de pobreza familiar, é possível constatar que o percentual de famílias sem trabalho em todas as localidades analisadas compõe a maior parte da taxa de pobreza, e da variação da mesma entre 2012 e 2019. A variação na taxa de pobreza de famílias sem trabalho pouco contribui para os resultados de variação da taxa de pobreza encontrados, ao passo que variações na taxa de famílias pobres com trabalho são fundamentais para as variações da taxa de pobreza, principalmente no caso de variações negativas. É possível que as transferências governamentais possam assumir um papel crucial na explicação do porquê de variações na taxa de pobreza de famílias sem trabalho impactar minimamente na variação da taxa de pobreza no período estudado. Observou-se grandes divergências entre as variações da taxa de pobreza de cada UF, porém explicar o porquê destes resultados está além do escopo deste trabalho.

Apesar da relevância desta temática, existem poucos estudos relacionados a distribuição do trabalho entre as famílias no Brasil. O presente estudo evidencia a incidência elevada de famílias sem trabalho, principalmente no Nordeste. É função do governo amparar a inserção de indivíduos desocupados no mercado de trabalho, qualificando-os e ajudando-os a garantir o direito a uma vida digna por meio de um trabalho honesto que permita prover sua subsistência e a de sua família. Logo, espera-se o desenvolvimento ou retomada de programas sociais e políticas de inclusão no mercado de trabalho, ações de melhoria na educação, criação de empregos e criação de creches, de modo a auxiliar na transição dos membros da família para situação de trabalho. Por fim, como avanços futuros, sugere-se um maior detalhamento das taxas de famílias sem trabalho por regiões e estados, de modo a identificar as particularidades e as relações dos resultados com as transferências de renda do governo e questões de concentração de renda.

2 IMPACTO DAS FAMÍLIAS SEM TRABALHO SOBRE OS ASPECTOS DE TRABALHO E ESTUDO DOS JOVENS NO BRASIL

2.1 INTRODUÇÃO

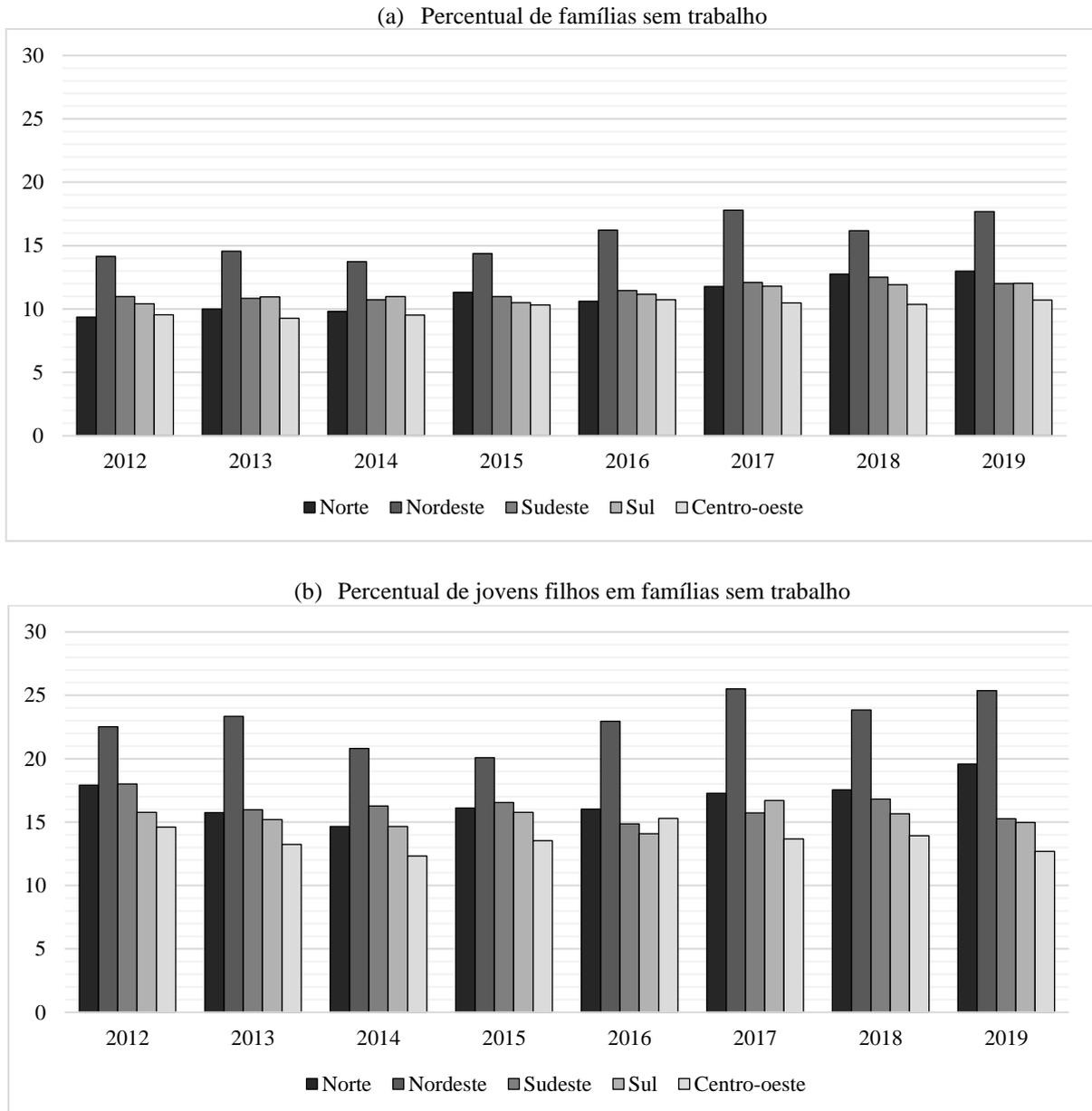
A análise da falta de trabalho ao nível do agregado familiar torna-se relevante a partir dos estudos de Humphrey (1939), seguido por Becker (1974, 1985, 1991) e por Gregg e Wadsworth (1996). Estes últimos buscam compreender os determinantes da concentração do trabalho em determinadas famílias. De acordo com Gregg e Wadsworth (2008), o crescimento das unidades familiares sem trabalho configura um problema relevante para a sociedade, e pode indicar potenciais problemas de bem-estar social, como queda no padrão de consumo da família e maior propensão a depender de benefícios governamentais.

Assim, este estudo busca compreender como estar inserido em uma família sem trabalho²⁸ afeta os jovens, em termos de salário, trabalho, situação de compatibilidade ou incompatibilidade entre anos de estudos e ocupação, e estar em situação de defasagem idade-série. Considerar a composição familiar na explicação da alocação de tempo entre trabalho e estudo dos jovens tem ganhado espaço na literatura (LEME, WAJNMAN, 2000; CORSEUIL, *et al.*, 2001; SILVA, KASSOUF, 2002; NGUYEN, TAYLOR, 2003; CAMARANO, KANSO, 2012; CABANAS *et al.*, 2015; KÖKSEL *et al.*, 2016; TILLMANN, COMIM, 2016; SHIRASU, ARRAES, 2019). Tais estudos, em síntese, procuram verificar a influência de características individuais e familiares na alocação de tempo do jovem. Dentre as possíveis características familiares que impactam esta decisão está escolaridade dos pais, rendimento da família, tamanho da família, ausência de um dos pais, número de crianças e de idosos na família.

Existe uma lacuna na literatura, no que se refere a investigação do efeito das famílias sem trabalho sobre os resultados do jovem no mercado de trabalho, seus rendimentos, suas qualificações e habilidades, a qual este estudo se propõe a preencher. A relevância dessa reflexão é percebida ao se verificar que, em 2019, 17,7% dos jovens estavam em uma família sem algum adulto inserido no mercado de trabalho no Brasil.

²⁸ Para definição de uma família sem trabalho considera-se apenas a situação ocupacional dos membros adultos da família, exceto a do jovem na condição de filho entre 15 e 29 anos na respectiva família.

Figura 6 - Percentual de famílias sem trabalho e percentual de jovens vivendo em famílias sem trabalho por macrorregiões, Brasil urbano, 2012-2019



Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019.

Considerando as particularidades regionais verifica-se que o Nordeste apresentou um percentual elevado e crescente, tanto de famílias sem trabalho, quanto de jovens inseridos em agregados familiares sem trabalho, de 2012 para 2019 (Figura 6). No Nordeste os percentuais são alarmantes, cerca de 25% dos jovens, em 2019, viviam em núcleos familiares em que nenhum adulto trabalhava, e cerca de 18% das famílias no mesmo ano eram consideradas famílias sem trabalho. Nas demais regiões, os percentuais de jovens em famílias sem trabalho

variam entre 12% e 18%, no período analisado. Nesse sentido, é importante examinar em mais detalhes como pertencer a tais famílias afeta os resultados dos jovens.

Dada a relevância dessa discussão ainda não explorada na literatura nacional, o presente estudo tem por objetivo investigar o efeito de estar inserido numa família sem trabalho sobre aspectos gerais de trabalho e estudo do jovem. Para alcançar este objetivo, a base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua, de 2012 a 2019, e a unidade territorial é o Brasil urbano. Para avaliação do impacto utiliza-se os métodos de *Propensity Score Matching* e de balanceamento por entropia, que permitem a análise do efeito de viver em uma família sem trabalho. A fim de considerar possíveis heterogeneidades dos resultados dos jovens, estes são separados por gênero.

Este capítulo está estruturado em cinco seções, com esta introdução. Na seção seguinte é apresentada uma breve revisão de literatura. Na terceira seção são apresentados os procedimentos metodológicos adotados e, na quarta, os resultados dos modelos estimados. Por fim, a última seção é dedicada às conclusões finais.

2.2 REVISÃO DE LITERATURA

A oferta de trabalho individual é uma decisão tomada considerando o ambiente familiar, de modo que as características familiares impactam na oferta de trabalho de seus membros (MINCER, 1962). Mooi-Reci e Craig (2020), partindo do pressuposto que o emprego dos pais é um fator chave na predição das realizações futuras da vida da criança, na Austrália, observa crianças entre 4 e 17 anos em 2001 que corresidiam com ambos os pais até 2007, e verificam uma certa relevância do trabalho doméstico realizado pelo pai durante os períodos de desemprego de ambos os pais na probabilidade de a criança estar em situação de desemprego quando jovem adulto. Isto é, diante do desemprego de ambos os pais, o fato destes dedicarem mais tempo ao trabalho doméstico reduz a probabilidade de os jovens adultos ficarem desempregados quando adultos (MOOI-RECI, CRAIG, 2020).

No contexto europeu, Köksel *et al.* (2016) traça o perfil dos arranjos familiares dos jovens e constatam que os jovens que residem em regiões com altas taxas de desemprego têm maiores chances de viver em famílias sem trabalho. Por outro lado, um maior nível de escolaridade dos jovens reduz a probabilidade de residir em uma família sem trabalho.

No cenário nacional, Gonçalves *et al.* (2018) expandem o modelo de Dey e Flinn (2008), de tempo contínuo, utilizando dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 2004 a 2014, e considera que as famílias vivem

infinitamente e tomam decisões em relação ao mercado de trabalho buscando maximizar a renda esperada para toda a vida. Assim, os autores investigam as transições de filhos e filhas para o mercado de trabalho e, realizando simulações contrafactuais, confirmam a relação entre as condições do mercado de trabalho dos pais e as decisões de oferta de trabalho dos filhos e filhas. Nessa linha, outros estudos investigam o efeito trabalhador adicional para filhos, buscando compreender o efeito da ocupação do pai ou da mãe sobre a decisão de trabalhar dos filhos (SKOUFIAS, PARKER, 2006; OLIVEIRA, *et al.*, 2014; SILVA, 2016). O estudo de Corrêa e Lima (2015) apresenta resultados que indicam que jovens em famílias com baixos rendimentos tendem a entrar de forma precoce na força de trabalho e abandonar os estudos, evidenciando que a falta de trabalho no agregado familiar pode ser um fator relevante para esta inserção.

Normalmente, quando o jovem decide trabalhar, o que o mercado de trabalho tende a oferecer são salários relativamente baixos e em postos de trabalho de qualidade inferior. Os determinantes do salário do jovem fundamentam-se na teoria do capital humano, de modo que há uma relação positiva entre o salário do indivíduo e seu investimento em capital humano (MINCER, 1974; LIMA, 1980). Desse modo, famílias em total ausência de renda do trabalho podem ser um entrave para o desenvolvimento do jovem.

No contexto da América Latina, verifica-se um aumento da mobilidade intergeracional, impulsionado por expansões educacionais que beneficiaram crianças de famílias com baixa escolaridade (NEIDHÖFER *et al.*, 2020). Os referidos autores salientam que este aumento está significativamente associado ao maior desempenho econômico e gastos públicos mais progressivos na educação. Ademais, encontrou-se uma relação dessa maior mobilidade intergeracional com a queda da desigualdade de rendimentos vivenciada pela América Latina desde os anos 2000. Lam (1999) analisou a relação entre a desigualdade de escolaridade e a desigualdade de renda no Brasil e na África do Sul, em 1995, e seus achados indicam que a escolaridade contribui para explicação da desigualdade de renda por meio da alta dispersão na distribuição da escolaridade e elevado efeito da escolaridade sobre os rendimentos. Num estudo sobre a mobilidade intergeracional no Brasil, dado o contexto das mudanças estruturais da base produtiva e conjuntura do mercado de trabalho de 1982 a 1996, Jannuzzi (2002) revela um aumento da mobilidade descendente, da imobilidade sócio-ocupacional e o agravamento das desigualdades de mobilidade ascendente no período. Os resultados apontam processos de mobilidade social de grupos sociodemográficos e em regiões específicas.

Sobre a qualidade das atividades no mercado de trabalho, não é incomum os jovens aceitarem atividades laborais que exigem escolaridade abaixo da que possuem. A situação em

que o trabalhador apresenta escolaridade além da exigida para o desempenho adequado de suas funções, em uma dada ocupação, é definida sobreeducação. Uma vasta literatura associa sobreeducação, isto é, a decisão de aceitar um trabalho inferior ao seu nível educacional, com características individuais e ocupacionais, como baixos salários e maior mobilidade de emprego (ROBST, 1995; TSANG, 1987; ALLEN, VAN DER VELDEN, 2001; VIANNA, OLIVEIRA, 2010; ANNEGUES, SOUZA, 2020; REIS, 2020).

Considerando os aspectos de escolaridade dos jovens, nota-se que as características familiares estão entre os fatores mais relevantes no desempenho dos estudantes (COLEMAN *et al.*, 1966). Nesse sentido, o conceito de distorção entre a idade e a série pode ser uma importante medida para verificar o desempenho escolar do jovem. Por definição, diz-se que um estudante está em situação de incompatibilidade idade e série se a idade adequada para a série do estudante e sua idade real não forem iguais. A situação de defasagem idade-série apresenta três determinantes principais: reprovação dos alunos, abandono escolar ou matrícula tardia do estudante na escola. (LEON, MENEZES-FILHO, 2002; MACHADO, GONZAGA, 2007; PORTELLA *et al.*, 2017). A defasagem idade-série indica um atraso na escolaridade dos indivíduos, podendo retardar a diminuição da desigualdade social e a acumulação de capital humano (PORTELLA *et al.*, 2017).

Mörk *et al.* (2020), num estudo das consequências da perda do emprego dos pais no ambiente familiar e na formação do capital humano na Suécia, no período de 1995 a 2000, observam efeitos mais amenos da perda de emprego se comparado aos resultados de estudos norte-americanos, devido ao elevado estado de bem-estar propiciado pelo sistema público nórdico, que age por diversas frentes, seja por um seguro desemprego generoso, assistência médica universal, educação infantil gratuita. Dessa maneira, a perda de emprego não afeta a saúde infantil, entretanto, tem consequências limitadas nos resultados da criança, havendo um pequeno efeito negativo somente da perda do emprego materno sobre os resultados educacionais das crianças, o que difere das evidências anteriores sobre perda de emprego dos pais na saúde infantil e nos resultados escolares.

A partir dos anos 2000, o Brasil experimentou uma melhora nos índices de escolaridade, apresentando queda na desigualdade da escolaridade entre as regiões, grupos de cor, gênero e estratos de renda (SILVA, HASENBALG, 2000). Conforme os referidos autores, outro fator de importância para compreender o desempenho escolar é a transição demográfica que gera mudanças na composição, recurso e estrutura das famílias. Decompondo a melhoria no desempenho escolar dos alunos verifica-se que se deve a dois fatores: i) mudança na condição de vida e distribuição geográfica das famílias; e, ii) melhorias efetivas no desempenho do

sistema educacional. De 1980 a 2000, Silva e Hasenbalg (2000) em seus achados definem que a elevação dos resultados de escolaridade e redução das desigualdades educacionais não foram acompanhadas de uma melhoria de renda ou de uma redistribuição de renda.

Ramalho e Netto Silva (2018), na análise do grau de transmissão intergeracional de educação no Brasil, encontram uma correlação direta entre a escolaridade dos pais e a coresidência dos filhos adultos, de modo que um ano a mais de estudo do pai aumenta a chance de o filho coresidir com ele em 0,37 pontos percentuais. Os resultados indicam uma menor persistência intergeracional para o grupo de filhos coresidentes. Outro achado importante refere-se à localização espacial. Residir na região Centro-oeste reduz a probabilidade de um filho adulto coresidir com os pais em 4,3 pontos percentuais quando comparado à região Sudeste. No que se refere à idade, para cada ano do filho adulto a chance de coresidir com os pais cai em 0,78 pontos percentuais.

Nesta pesquisa aborda-se a situação ocupacional dos adultos do agregado familiar. Portanto, cabe ressaltar que este estudo apresenta uma contribuição para a literatura na medida em que busca identificar o efeito de estar em uma família sem algum adulto ativo no mercado de trabalho sobre os aspectos gerais do jovem.

2.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O propósito deste estudo é estimar o efeito de estar em uma família sem trabalho sobre os resultados gerais, relacionados a trabalho e estudo, dos jovens. Portanto, considera-se como tratado os jovens que estão em famílias em que nenhum adulto está inserido no mercado de trabalho. Para avaliação do efeito sobre os tratados, o ideal seria observar os mesmos indivíduos na ausência do tratamento e considerá-los como controle, de modo que o efeito seria mensurado pela diferença de média na situação de tratamento e de controle. Como não é possível observar para um mesmo indivíduo as duas situações, constrói-se o contrafactual do grupo de tratados, que é o grupo de controle formado por jovens não expostos a uma família sem trabalho, mas que guardam características similares ao grupo tratado.

Para encontrar o contrafactual serão utilizados dois métodos. O primeiro, o Pareamento por Escore de Propensão (PSM), estima a chance de o indivíduo ser tratado com base em um vetor de características observáveis (ROSENBAUM, RUBIN, 1984; RUBIN, 2001; ALMEIDA *et al.*, 2013; SILVA, 2016; BECKER, MENDONÇA, 2019). O segundo, o pareamento ou balanceamento por entropia, repondera o contrafactual para coincidir com os momentos amostrais do grupo de tratamento e alcançar um nível de balanceamento desejável

para as distribuições das variáveis nesses grupos, ponderando as informações por meio de um conjunto de condições associadas aos momentos dessas distribuições (HAINMUELLER, 2012; BECKER, MENDONÇA, 2019).

2.3.1 Pareamento por Escore de Propensão (Propensity Score Matching)

A abordagem do pareamento consiste na construção de um contrafactual semelhante ao grupo de tratamento com as mesmas características observáveis (ROSENBAUM, RUBIN, 1984). De acordo com o pareamento, cada indivíduo do grupo de tratamento teria um par no grupo de controle, que representa o resultado que ele teria obtido caso não fosse tratado (MENEZES FILHO, PINTO, 2017). A comparação tem como critério o conjunto de variáveis observáveis pré selecionadas, de modo que a única coisa que diferencia os indivíduos tratados dos não tratados é a participação ou não do tratamento.

Quanto maior a dimensão do vetor de características observáveis mais difícil torna-se parear as observações. Em vista disso, Rosenbaum e Rubin (1984) desenvolvem um método que facilita o pareamento de indivíduos mesmo diante de um número elevado de características observáveis, o Pareamento por Escore de Propensão (*Propensity Score Matching* — PSM). O método sugere o pareamento dos indivíduos utilizando uma função que sintetiza toda a informação contida no vetor de características observáveis. Esta função é denominada de escore de propensão e representa a probabilidade de participar do tratamento condicionado as variáveis de controle incluídas em X . E assim, segundo Rosenbaum e Rubin (1983), o escore de propensão é definido como:

$$p(X) = \Pr (T = 1|X) \quad 2.1$$

Em que $T = \{0,1\}$ indica a exposição ao tratamento e X é o vetor de características observáveis. A estimativa do escore de propensão é realizada a partir de um modelo de probabilidade *logit*.

A forma específica do modelo de regressão logística que estima a probabilidade de participar do tratamento é dado por:

$$\hat{p}(x) = \frac{1}{1 + e^{-(x\hat{\beta})}} \quad 2.2$$

Em que X é o vetor de características observáveis selecionadas e $\hat{\beta}$ representa as estimativas dos parâmetros populacionais. Para que o PSM possa ser aplicado é necessário

supor a existência de suporte comum²⁹ entre tratados e controle, ou seja, é preciso ter uma área de sobreposição suficiente nas características dos indivíduos do grupo de tratamento e do grupo de controle.

De acordo com Rubin (2001), as técnicas de pareamento podem ser classificadas em três tipos: correspondência, subclassificação e ponderação³⁰. Nos três procedimentos o escore de propensão é um componente fundamental, porém diferem na forma como os pares são escolhidos e no cálculo do efeito médio do tratamento sobre os tratados (*average treatment effect on the treated* - ATT).

Neste estudo, para garantir maior robustez, utiliza-se alguns métodos de reponderação: i) método do vizinho mais próximo (para 5, 10 e 25 vizinhos), que seleciona para o grupo de controle aqueles N indivíduos cujo valor do escore de propensão estimado é mais próximo ao do indivíduo tratado; ii) ponderação de probabilidade inversa (*Inverse Probability Weights* — IPW), que utiliza o inverso do escore de propensão como peso; iii) a regressão ajustada ponderada pelo inverso do escore de propensão (*Inverse Probability Weighted Regression Adjustment* - IPWRA), é um método duplamente robusto que utiliza coeficientes de regressão ponderada para calcular médias de resultados previstos em nível de tratamento, onde os pesos são as probabilidades inversas estimadas de tratamento, considerando os controles também no modelo de resultado (RUBIN, 1974; HIRANO, IMBENS, 2002; ROBINS, ROTNITZKY, 1995; ROBINS *et al.*, 1995; BANG, ROBINS, 2005; TAN, 2010). A adoção de mais de uma técnica de pareamento tem o propósito de verificar a consistência (sensibilidade) do efeito das famílias sem trabalho nas variáveis de resultado dos jovens.

2.3.2 Balanceamento por entropia

O balanceamento por entropia generaliza a abordagem do escore de propensão ao estimar os pesos distintos e considerar um conjunto de restrições de equilíbrio sobre as

²⁹ Essa suposição significa que a probabilidade de receber tratamento (e a de não receber) é necessariamente positiva: $0 < \Pr(T = 1|X) < 1$.

³⁰ A correspondência refere-se ao pareamento de unidades de tratamento e controle com valores semelhantes ou aproximados de escore de propensão, descartando as unidades não pareadas. O ATT é calculado através da média das diferenças entre os pares (RUBIN, 2001). A subclassificação classifica todas as unidades por seu escore de propensão e, posteriormente, usa limites para criar subclasses com unidades tratadas e de controle com valores semelhantes do escore de propensão. O ATT é dado pelo efeito médio entre as subclasses (RUBIN, 2001). A ponderação usa o inverso do escore de propensão como um peso a ser aplicado a cada unidade tratada e o inverso de um menos o escore de propensão como o peso a ser aplicado a cada unidade de controle (IMBENS, 2000; RUBIN, 2001; HIRANO, IMBENS, 2002). Rubin (2001) ressalta que a ponderação também pode ser vista como o limite da subclassificação, pois o número de observações e subclasses tende a infinito.

condições de momentos (HAINMUELLER, XU, 2013). Com isso, este método resolve possíveis erros de especificação gerados pelo PSM, permitindo alcançar um nível de balanceamento desejável para as distribuições das variáveis nos grupos de tratamento e de controle.

Assim, considerando-se que o objetivo da análise é reponderar o grupo de controle para coincidir com os momentos do grupo de tratamento, a média contrafactual estimada pode ser estimada por:

$$E[Y(0)|T = 1] = \frac{\sum_{\{i|T=0\}} Y_i w_i}{\sum_{\{i|T=0\}} w_i} \quad 2.3$$

em que w_i é o peso do balanceamento por entropia para cada unidade do contrafactual, selecionados por meio de uma estimação de ponderação que minimiza a distância de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|T=0\}} w_i \log\left(\frac{w_i}{q_i}\right) \quad 2.4$$

sujeita às seguintes restrições:

$$\sum_{\{i|T=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r, \text{ com } r \in 1, \dots, R \quad 2.5$$

$$\sum_{\{i|T=0\}} w_i = 1 \quad 2.6$$

$$w_i \geq 0 \quad \forall i, \text{ tal que } T = 0 \quad 2.7$$

em que $q_i = 1/n$ é um peso base, n é o tamanho da amostra das unidades de controle, e descreve um conjunto de R restrições referentes aos momentos das covariadas no grupo de controle reponderados.

O balanceamento por entropia procura, para um conjunto de unidades, pesos $W = [w_i, \dots, w_{n0}]^T$ que minimizem a equação 2.4, distância de entropia entre W e o vetor base de pesos $Q = [q_i, \dots, q_{n0}]^T$, sujeita às restrições de equilíbrio (equação 2.5), de normalização (equação 2.6) e de não-negatividade (equação 2.7). Por fim, calcula-se o efeito do tratamento, via modelo de regressão, utilizando os pesos obtidos como um fator de reponderação dos dados. Os indivíduos do grupo tratado recebem peso 1, ao passo que os indivíduos do grupo de controle recebem os pesos w_i, \dots, w_{n0} .

Deste modo, para todas as variáveis de controle, o método calcula as médias no grupo de tratamento e busca por um conjunto de pesos de entropia tal que as médias ponderadas do grupo de controle sejam similares (ALMEIDA *et al.*, 2013; BECKER, MENDONÇA, 2019). A vantagem deste método consiste no fato dele ajustar os pesos unitários aos momentos da amostra (média, variância e assimetria), de modo a garantir uma maior compatibilidade entre

grupos de tratamento e controle, nas distribuições amostrais das variáveis de controle incluídas na reponderação (HAINMUELLER, 2012).

2.3.3 Base de dados

Para atingir o objetivo proposto utilizou-se os microdados da PNAD Contínua de 2012 a 2019, excluindo o ano de 2020 da análise devido as particularidades da pandemia novo coronavírus (COVID-19). Dado o esquema de rotação da PNAD Contínua, toma-se a primeira entrevista de cada domicílio como entrevista de referência, para evitar duplicidade de informações. A faixa de idade considerada para os jovens é de 15 a 29 anos³¹, residentes do Brasil urbano e que, necessariamente, assumem a condição de filho na família. São excluídos da amostra indivíduos que se autodeclararam indígenas e os indivíduos que estão na condição de pensionista, empregado doméstico ou parente do empregado doméstico no domicílio.

Ainda em relação a amostra, a base é composta apenas de famílias do tipo monoparental e casal com filhos. São excluídas famílias em que todos os adultos eram inativos ou idosos e a única fonte de rendimento era aposentadoria ou pensão. Ademais, a variável identificadora de família sem trabalho não considera os jovens na condição de filhos, dado que são os indivíduos de interesse deste estudo.

O efeito das famílias sem trabalho é analisado por meio de cinco variáveis de resultado para os jovens: salário (*log* de rendimentos), trabalho (situação em que o indivíduo está ativamente inserido no mercado de trabalho), *matching* (situação em que o indivíduo está em compatibilidade entre anos de estudo e escolaridade requerida na ocupação), sobreeducação (situação em que o indivíduo apresenta escolaridade maior do que a requerida na ocupação) e defasagem idade-série (situação em que o indivíduo apresenta idade requerida na série incompatível com a idade real). Para análise da variável defasagem idade-série é utilizada uma amostra reduzida, considerando apenas os jovens de 15 a 17 anos. Esta variável de resultado foi construída de acordo com Ribeiro e Cacciamali (2012), em que x assume valor 7, tal como a seguir:

$$D_i = \begin{cases} 0 & \text{se } \frac{\text{ano escolar}}{\text{idade}_{i,t} - x} \geq 1 \\ 1 & \text{se } \frac{\text{ano escolar}}{\text{idade}_{i,t} - x} < 1 \end{cases}, \forall x \neq 7 \quad 2.8$$

³¹ Faixa etária adotada em pesquisas recentes sobre jovens da OIT (2022). A Lei Nº 12.852, de 5 de agosto de 2013, que institui o Estatuto da Juventude também considera como jovens os indivíduos com idade entre 15 (quinze) e 29 (vinte e nove) anos.

onde o *ano escolar* representa a série em que o aluno está matriculado; $idade_{i,t}$ é a idade do aluno i no ano t ; e x é a idade adequada do estudante para aquela série.

Os jovens pertencem ao grupo de tratamento quando estão inseridos em famílias sem trabalho, isto é, famílias em que todos os membros adultos não estão ativamente inseridos no mercado de trabalho. No grupo de controle estão os jovens que vivem em famílias com pelo menos um membro adulto inserido no mercado de trabalho. As variáveis que serão utilizadas da PNAD Contínua são descritas no Quadro 2³².

³² Uma estatística descritiva básica pode ser visualizada nas colunas de 1 a 7 das tabelas C1 a C6 para cada modelo, no Apêndice C.

Quadro 2 - Variáveis selecionadas da PNAD Contínua

Variáveis dependentes	Descrição	Código da variável na PNAD Contínua
Trabalho	1 = Trabalha; 0 = Não trabalha	VD4002
Salário	Log do rendimento mensal do trabalho principal	VD4019
<i>Matching</i>	1 = Se trabalha numa ocupação que exige escolaridade compatível com os anos de estudo (compatível); 0 = Caso contrário	VD3005, VD4002, VD4010
Sobreeducado	1 = Se trabalha numa ocupação que exige escolaridade menor do que os anos de estudos; 0 = Compatível	VD3005, VD4002, VD4010
Defasagem idade-série	1 = Defasado; 0 = Não defasado	V2009, VD3005
Variável de tratamento		
Família sem trabalho	1 = Sim; 0 = Não	VD4002; V2001
Variáveis de controle		
Sexo	1 = Homem; 0 = Mulher ^{(a) (b) (c)}	V2007
Cor da pele	1 = Branca ou amarela; 0 = Preta ou parda ^{(a) (b) (c)}	V2010
Idade	Idade (anos) ^{(a) (b) (c)}	V2009
Anos de estudo	Anos de estudo do jovem (anos) ^{(a), (b)}	VD3006
Tipologia de família	1 = Monoparental; 0 = Casal com filho(s) ^{(a) (b) (c)}	UPA, Estrato, V1008, V1014, VD2004
Anos de estudo do chefe da família	Anos de estudos do chefe da família (anos) ^{(a) (b) (c)}	UPA, Estrato, V1008, V1014, VD2004, VD3006
Razão de dependência de crianças	Quantidade de crianças em relação ao tamanho da família ^{(a) (b) (c)}	UPA, Estrato, V1008, V1014, V2005, V2007, V2009, VD2004
Razão de dependência de idosos	Quantidade de idosos em relação ao tamanho da família ^{(a) (b) (c)}	UPA, Estrato, V1008, V1014, V2005, V2007, V2009, VD2004
Irmãos	Número de irmãos do jovem na família ^{(a) (b) (c)}	UPA, Estrato, V1008, V1014, V2005, VD2004
Situação do trabalho	1 = Informal e precário; 0 = Informal e não precário; 3 = Não informal e não precário ^(a)	VD4009, VD4011, VD4012
Setor de atividade	1 = Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura; 2 = Indústria geral; 3 = Construção; 4 = Comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas; 5 = Transporte, armazenagem e correio; 6 = Alojamento e alimentação; 7 = Informação, comunicação e atividades financeiras, imobiliárias, profissionais e administrativas; 8 = Administração pública, defesa e seguridade social; 9 = Educação, saúde humana e serviços sociais; 10 = Outros Serviços; 11 = Serviços domésticos; 12 = Atividades mal definidas ^(a)	VD4010
Macrorregião	1 = Norte; 2 = Nordeste; 3 = Sul; 4 = Sudeste; 5 = Centro-Oeste ^{(a) (b) (c)}	UF
Região Metropolitana	1 = Sim; 0 = Não ^{(a) (b) (c)}	V1023
Ano de referência	1=2012; 2 = 2013; 3 = 2014; 4 = 2015; 5 = 2016; 6 = 2017; 7 = 2018; 8 = 2019 ^{(a) (b) (c)}	Ano

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. ^(a) Controles utilizados no pareamento para as variáveis dependentes salário, *matching* e sobreeducação; ^(b) Controles utilizados no pareamento para a variável dependente trabalho; ^(c) Controles utilizados no pareamento para a variável dependente defasagem idade-série.

2.4 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados do impacto de famílias sem trabalho sobre os resultados do jovem. O objetivo é verificar o efeito de famílias sem trabalho sobre o salário do jovem, sua probabilidade de trabalhar, estar em situação de *matching*, de sobreeducação e de apresentar defasagem idade-série.

A utilização do PSM requer que a hipótese de suporte comum seja respeitada, garantindo que as observações de tratamento possuam unidades de comparação no grupo de controle com escores de propensão similares. Dessa maneira, a figura no apêndice B apresenta a região de suporte comum para a amostra, considerando as variáveis de resultado utilizadas neste estudo. A figura evidencia que há uma sobreposição das curvas do grupo de controle e de tratamento, de modo que jovens que estão em famílias sem trabalho possuem compatibilidade com os jovens do grupo de controle em termos de características observáveis, favorecendo o processo de pareamento.

A Tabela 4 mostra os resultados do efeito médio do tratamento sobre os tratados, obtido por meio dos métodos de PSM e balanceamento por entropia. Os resultados do teste de balanceamento para o PSM são apresentados no apêndice B (Tabelas B.1, B.2 e B.3). Algumas variáveis não apresentam o pareamento desejável – tanto para homens, quanto para mulheres –, dado que a diferença de médias é preservada, ou seja, algumas características não são estatisticamente iguais para os grupos de controle e de tratamento mesmo após o pareamento. Buscando corrigir esse problema, aplica-se o método do balanceamento por entropia, cujos resultados do balanceamento estão no apêndice C.

O estimador duplamente robusto³³, IPWRA garante maior consistência ao método PSM no caso de má especificação ou do modelo de tratamento ou do modelo de resultado. O IPWRA utiliza os pesos do IPW para estimar os coeficientes de regressão corrigidos e, posteriormente, realizar o ajuste de regressão, com controles também no modelo de resultado.

A interpretação dos resultados do efeito médio do tratamento sobre os tratados indica que o fato do jovem estar inserido em uma família sem trabalho afeta os resultados de trabalho e defasagem idade-série, para mulheres e homens, e os resultados de salário para homens. É importante destacar que este estudo observa apenas os efeitos imediatos, ou seja, não é observado o mesmo jovem ao longo do tempo.

³³ Estes estimadores também são denominados estimadores “duplamente robustos de Wooldridge” (WOOLDRIDGE, 2007, 2010).

Tabela 4 – Efeito de estar em uma família sem trabalho para os jovens, Brasil urbano (2012-2019)

	Salário ^(b)		Trabalho ^(c)		Matching ^(d)		Sobreeducação ^(e)		Defasagem idade-série ^(f)	
	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem
Escore de propensão										
Vizinho mais próximo (n = 1)	-0,0101 (0,0118)	-0,0221** (0,0099)	-0,0372*** (0,0055)	-0,0636*** (0,0052)	0,0017 (0,0077)	-0,0026 (0,0064)	0,0066 (0,0068)	0,0117** (0,0054)	0,0497*** (0,0103)	0,0610*** (0,0109)
Vizinho mais próximo (n = 5)	-0,0085 (0,0085)	-0,0282*** (0,0073)	-0,0334*** (0,0042)	-0,0617*** (0,0040)	-0,0033 (0,0061)	-0,0048 (0,0051)	0,0032 (0,0052)	0,0056 (0,0042)	0,0422*** (0,0083)	0,0575*** (0,0088)
Vizinho mais próximo (n = 10)	-0,0118 (0,0081)	-0,0279*** (0,0069)	-0,0328*** (0,0040)	-0,0619*** (0,0039)	-0,0031 (0,0059)	-0,0042 (0,0049)	0,0009 (0,0050)	0,0056 (0,0040)	0,0340*** (0,0081)	0,0601*** (0,0085)
Vizinho mais próximo (n = 25)	-0,0104 (0,0077)	-0,0282*** (0,0067)	-0,0337*** (0,0039)	-0,0599*** (0,0038)	-0,0036 (0,0057)	-0,0049 (0,0048)	0,0009 (0,0049)	0,0046 (0,0039)	0,0333*** (0,0079)	0,0561*** (0,0082)
IPW	-0,0081 (0,0116)	-0,0360*** (0,0081)	-0,0320*** (0,0047)	-0,0639*** (0,0046)	-0,0080 (0,0063)	-0,0030 (0,0060)	0,0048 (0,0053)	0,0021 (0,0053)	0,0309*** (0,0082)	0,0535*** (0,0081)
IPWRA ^(a)	-0,0035 (0,0076)	-0,0218*** (0,0065)	-0,0283*** (0,0040)	-0,0556*** (0,0038)	-0,0049 (0,0057)	-0,0044 (0,0048)	0,0017 (0,0048)	0,0045 (0,0038)	0,0301*** (0,0078)	0,0527*** (0,0080)
Balanceamento por entropia	-0,0242** (0,0111)	-0,0418*** (0,0087)	-0,0296*** (0,0044)	-0,0554*** (0,0041)	-0,0018 (0,0058)	-0,0005 (0,0049)	-0,0007 (0,0054)	0,0000 (0,0045)	0,0512*** (0,0080)	0,0666*** (0,0085)
Tamanho da amostra	38.333	56.653	103.005	120.361	38.672	58.948	37.582	54.981	32.483	35.119

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. ***, **e * denotam significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erro-padrão robusto entre parênteses. ^(a) Modelo para a variável de resultado com os respectivos controles descritos no Quadro 3.2, isto é, usando os mesmos controles do pareamento. ^(b) Salário representa o *log* do rendimento do trabalho principal, ao passo que as demais variáveis. ^(c) trabalho representa a situação ocupacional do indivíduo, assumindo valor 1, quando o indivíduo está inserido no mercado de trabalho, e 0, caso contrário. ^(d) *matching*, assume valor 1, no caso que a escolaridade dos jovens é compatível com a escolaridade exigida pela ocupação, e 0, caso contrário. ^(e) Sobreeducação assume valor 1, no caso em que o jovem apresenta mais anos de estudo do que é requerido por sua ocupação, e assume valor 0, caso contrário. ^(f) defasagem idade-série assume valor 1, se o indivíduo apresentar diferença entre sua idade real e a requerida pela série, e assume valor 0, caso contrário.

Para o salário, os estimadores duplamente robustos, IPWRA sem e com controles, indicam que o fato do jovem pertencer a uma família sem trabalho diminui seu salário em torno de 3,6%, enquanto, com controles, a queda passa a ser 2,18%. Pelo balanceamento por entropia a queda é maior, em torno de 4,18%. Não há indícios do efeito de famílias sem trabalho sobre o salário das jovens mulheres, dado que diversos procedimentos que buscaram medir o referido efeito não apresentaram significância.

Verifica-se que estar em uma família sem trabalho reduz o salário do homem, ao passo que não há efeito sobre o salário das mulheres. Uma explicação para esse efeito negativo pode estar na urgência de encontrar um trabalho, diante da falta de trabalho da família, e, por isso, aceitar ocupações que ofereçam uma menor remuneração.

Nos resultados de trabalho verifica-se que estar em famílias sem trabalho afeta negativamente a probabilidade de o jovem trabalhar, independente do gênero. Para as mulheres, os resultados duplamente robustos apontam uma queda de 3,2 pontos percentuais (p.p.) na probabilidade de a jovem trabalhar (com controles, a queda é de 2,83 p.p.). Pelo balanceamento por entropia verifica-se uma queda de 2,96 p.p. na probabilidade de a jovem trabalhar. Quando se observa os efeitos de famílias sem trabalho sobre a probabilidade de jovens homens trabalharem tem-se uma queda de 6,39 p.p. pelo método duplamente robusto (com controles a queda é de 5,56 pontos percentuais). Pelo balanceamento por entropia observa-se uma queda na probabilidade deste jovem trabalhar de 5,54 pontos percentuais.

Em síntese, o fato de o jovem pertencer a uma família sem trabalho reduz a sua probabilidade de trabalhar, sendo esta redução maior no caso de o jovem ser homem. A literatura explora algumas possibilidades que podem auxiliar na explicação desse efeito. A falta de redes de apoio, discutida por Nolen (2006), pode afetar a probabilidade de o jovem trabalhar, uma vez que, se a família não possui nenhum membro adulto empregado no mercado de trabalho, as chances de outros indivíduos da família transitarem para uma situação de trabalho é menor, dada a falta de conexão com o mercado de trabalho.

No que se refere aos resultados para *matching* e sobreeducação, não há indícios de que o fato do jovem pertencer a famílias sem trabalho afeta a sua probabilidade de estar em situação de *matching* ou sobreeducação. Os diversos métodos que buscaram medir um possível efeito não apresentaram significância estatística, sinalizando a ausência de efeito de famílias sem trabalho sobre a adequação ou não adequação de anos de estudos e anos de estudo requerido pela ocupação dos jovens.

Conforme já mencionado, na estimação dos resultados de defasagem idade-série tem-se uma amostra composta por jovens de 15 a 17 anos, cuja idade remete a estudantes no fim do

ciclo escolar. De acordo com a Tabela 4, o fato de o jovem pertencer a famílias sem trabalho afeta as chances de ser defasado, aumentando essas chances. Para as mulheres, os estimadores duplamente robustos indicam um aumento entre 3,09 e 3,01 p.p. na probabilidade de a jovem apresentar defasagem idade-série. No caso do balanceamento por entropia, a probabilidade de a jovem mulher estar em situação de defasagem é de 5,12 p.p. a mais para aquelas em famílias sem trabalho. Para os homens, os resultados IPWRA são maiores do que os observados para as mulheres, o aumento fica entre 5,27 e 5,35 p.p. a mais na probabilidade de o jovem apresentar defasagem idade-série, nas referidas famílias. O balanceamento por entropia aponta um aumento de 6,66 pontos percentuais na chance de o jovem homem estar em situação de defasagem idade-série.

O provável baixo investimento em capital humano dos filhos, dentro das famílias sem trabalho, pode configurar-se como uma explicação para o aumento na probabilidade de o jovem ser defasado. Nesse aspecto, a escolaridade dos pais também pode ser relevante, dado que pais com mais anos de estudos tendem a valorizar os estudos do filho, dificultando a reprovação ou abandono escolar (MOTA *et al.*, 2017). Por fim, a inserção precoce no mercado de trabalho pode ser um agravante na possibilidade deste jovem inserido em uma família sem trabalho estarem mais propensos a apresentar defasagem idade-série (LOPES, PONTILI, 2010).

Portanto, em concordância com os resultados consistentes obtidos, dado que por todos os métodos as estimativas apresentam magnitudes próximas, garantindo consistência ao resultado. As diferenças de gênero observadas nos resultados evidenciam efeitos de famílias sem trabalho maiores para homens em todos os modelos estimados. A inserção do homem no mercado de trabalho é maior e ocorre de maneira mais precoce, dada a divisão sexual do trabalho (MADALOZZO *et al.*, 2007). Assim, diante da situação da falta de trabalho na família, esta inserção pode ser elevada de modo que os efeitos sejam maiores para homens do que para mulheres, normalmente mais envolvidas com o trabalho doméstico³⁴. Em geral, jovens do sexo masculino são atraídos para o trabalho no setor informal, enquanto jovens do sexo feminino estão mais inseridas nas atividades domésticas (BARROS *et al.*, 1991; ALBERTO *et al.*, 2006; SOUZA, ALBERTO, 2008).

Para verificar a robustez dos resultados realiza-se um teste de placebo (ARAÚJO *et al.*, 2021). O teste de falseamento é apresentado no Apêndice C, Tabela C7. Nesse teste, a variável de resposta foi o mês de nascimento do jovem, e para nenhum dos meses do ano houve efeito significativo de estar em uma unidade familiar sem trabalho, indicando robustez nos resultados

³⁴ Nas últimas décadas, a participação dos homens no trabalho doméstico aumentou, mas continua inferior a das mulheres (MADALOZZO *et al.*, 2007).

apresentados na Tabela 4. Assim, pode-se dizer que a ausência de trabalho dos membros adultos da família aumenta a vulnerabilidade do jovem, especialmente, em termos da participação na força de trabalho e do desempenho escolar.

2.5 CONCLUSÃO

Diante de um contexto de crescentes mudanças na composição do mercado de trabalho, traduzido pelo aumento da vulnerabilidade do jovem em termos de oportunidades e retornos, busca-se neste estudo avançar sobre a análise do impacto da falta de trabalho na família sobre os resultados gerais do jovem, no período de 2012 a 2019. Nesse sentido, o presente estudo tem por objetivo compreender o efeito de famílias sem trabalho sobre os resultados gerais do jovem.

Para capturar o referido efeito, aplica-se dois modelos de pareamento que retornam o efeito médio do tratamento, ou seja, o impacto para os jovens de pertencer a uma família sem trabalho: o Pareamento por Escore de Propensão e por entropia. Ambos estimam a probabilidade de o indivíduo ser tratado, estar no referido tipo de família, com base nas características observáveis pré-selecionadas.

Os aspectos gerais analisados do jovem neste estudo são salário (*log* do rendimento do jovem), trabalho, *matching*, sobreeducação e defasagem idade-série. A análise é desenvolvida para mulheres e homens, de modo que é possível comparar as estimativas e observar se há um componente de gênero nos resultados obtidos.

Dentre os cinco modelos analisados, somente em dois, *matching* educacional e sobreeducação no trabalho, não há efeitos significativos nem para mulheres, nem para homens. Esperava-se encontrar um efeito negativo, porém os resultados indicam que o jovem estar inserido em uma família sem trabalho não afeta a sua probabilidade de apresentar compatibilidade ou incompatibilidade educacional no trabalho. Os resultados encontrados apontam a presença de um efeito negativo que reduz o salário, para homens, e diminui a probabilidade de o jovem trabalhar, para mulheres e homens. No caso da defasagem idade-série, verifica-se um aumento na probabilidade de o jovem estar em situação de defasagem idade-série, para mulheres e homens.

Portanto, os resultados deste estudo contribuem para preencher a lacuna existente na literatura no que se refere ao efeito das famílias sem trabalho sobre os resultados dos jovens. Nesse contexto, os achados consistem numa ferramenta importante para que políticas públicas regionais possam ser pensadas, no período pós pandemia, tanto no sentido de amenizar a quantidade de famílias sem trabalho, como no sentido de melhorar os resultados gerais dos

jovens pertencentes a tais famílias, buscando o aproveitamento de suas capacidades e potenciais. Um desdobramento futuro para este estudo consiste em analisar esse efeito das famílias sem trabalho sobre os aspectos gerais do jovem ao longo do tempo, de modo a aprofundar a análise e observar a duração dos efeitos estimados.

REFERÊNCIAS

- ALBANESI, S., OLIVETTI, C. Home production, market production and the gender wage gap: incentives and expectations. **Review of Economic Dynamics**, Minnesota, v.12, n. 12212 p. 80-107, 2006.
- ALBERTO, M. F. P.; GOMES, V. C.; SOUZA, G. P.; WANDERLEY, J. C. V. **O trabalho infantil na atividade informal urbana em Guarabira – PB: um diagnóstico rápido à luz das piores formas do trabalho infantil do Brasil**. Programa a Internacional para Eliminação do Trabalho Infantil, Brasília: OIT, 2006.
- ALMEIDA, A. T. C.; MESQUITA, S. P.; SILVA, M. V. B. Impactos do Programa Bolsa Família sobre a demanda por diversificação alimentar no Brasil. Encontro Nacional de Economia, XLI, 2013, Palmas-TO. **Anais...**Palmas: ANPEC, 2013.
- ANNEGUES, A. C.; SOUZA, W. P. S. F Retorno salarial do *overeducation*: viés de seleção ou penalização ao excesso de escolaridade? **Revista Brasileira de Economia**, rio de Janeiro, v. 74, n. 2, p. 119-138, abri-jun. 2019.
- ARAÚJO, J. M.; FRIO, G. S.; ALVES, P. J. H. O efeito do Bolsa Família sobre a distorção idade-série. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 51, n. 2, p.343-371, abr-jun 2021.
- BANG, H.; ROBINS, J. M. Doubly robust estimation in missing data and causal inference models. **Biometrics**, v. 61, p. 962-972, 2005.
- BARBOSA FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. Infância e adolescência no Brasil: as consequências da pobreza diferenciada por gênero, faixa etária e região de residência. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 2, p. 355-376, 1991.
- BARROS, P.; SANTOS, E. C.; MENDONÇA, R. S. P. Pobreza, cor e trabalho infanto-juvenil. In FAUSTO, A.; CERVINI, R. (Orgs.), **O trabalho e a rua: crianças e adolescentes no Brasil urbano dos anos 80**. São Paulo: Unicef, Flacso/Cortez, 1991. p. 48-55.
- BECKER, G. **An Economic Analysis of Fertility**. National Bureau of Economic Research, Inc., v. 26, 1960, p. 209-240.
- BECKER, G. A Theory of the Allocation of Time. **The Economic Journal**, Oxford, v.75, n.299, p.493-517, set. 1965.
- BECKER, G. S. **The economics of discrimination: an economic view of racial discrimination**. Chicago, The University of Chicago Press, 1971, 178p.
- BECKER, G. A Theory of Marriage: Part II. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 2, p. S11–S26, 1974.
- BECKER, G. Human capital, effort, and the sexual division of labor. **Journal of Labor**

Economics, v. 3, n. 1, p. S33-S58, 1985.

BECKER, G. Family Economics and Macro Behavior. **The American Economic Review**, v.78, n.1, p. 1-13, 1988.

BECKER, G. **A Treatise on the Family**. London: Harvard University Press. Enlarged ed., 1991, 424p.

BECKER, K. L.; MENDONÇA, M. J. **Políticas de financiamento estudantil: análise de impacto do FIES no tempo de conclusão do ensino superior**. Brasília: Ipea, set 2019, p. 1-42 (Texto para Discussão, n. 2507). Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_2507.pdf>. Acesso em: fev 2022.

BRASIL. **Decreto nº 9.396, de 30 de maio de 2018**. Altera o decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004, e o decreto nº 7.492, de 2 de junho de 2011, para reajustar valores referenciais de caracterização das situações de pobreza e de extrema pobreza e os de benefícios do programa bolsa família. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 01 de Junho de 2018. Disponível em: <<https://legislacao.presidencia.gov.br/atos/?tipo=DEC&numero=5209&ano=2004&ato=516oXWU5keRpWT36b>>. Acesso em: 05 dez. 2021.

BRITO, D. J. M.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Dinâmica da polarização da oferta de trabalho familiar no Brasil urbano. **Nova Economia**, v. 31, n. 1, p. 185-216, 2021.

BROWNE, J.; PAULL, G. Parents' Work Entry, Progression and Retention and Child Poverty, **Department for Work and Pensions Research Report**, n. 626, p. 1-122, 2010.

CABANAS, P. H. F.; MENEZES FILHO, N. A.; KOMATSU, B. K. A condição “nem nem” entre os jovens é permanente? In: BONELLI, R.; VELOSO, F. (Orgs.). **Panorama do Mercado de Trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2014. p. 97-122.

CAMARANO, A. A.; PAZINATO, S.; KANSO, T.; VIANNA, C. Transição para a vida adulta: novos ou velhos desafios? **Mercado de trabalho: Conjuntura e Análise**, Brasília, v. 8, n. 21, p. 53-66, fev. 2003.

CAMARANO, A. A., KANSO, S. O que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram trabalho? **Mercado de trabalho**, Rio de Janeiro, v. 53, p. 37-44, 2012.

CAMARANO, A. A.; MELLO, J. L.; PASINATO, M. T.; KANSO, S. **Caminhos para a vida adulta**: as múltiplas trajetórias dos Jovens brasileiros. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2004, p. 1-38 (Texto para Discussão, n. 1.038). Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1038.pdf>. Acesso em: jan. 2022.

CHIAPPORI, P. Collective Labor Supply and Welfare. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 3, p.437-467, 1992.

CHIAPPORI, P.; MAZZOCCO, M. Static and intertemporal household decisions. **Journal of Economic Literature**, Chicago, v. 55, n. 3, p. 985-1045, set 2017.

COELHO, A. M. e CORSEUIL, C. H. **Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama**. Rio de Janeiro, ago. 2002, p. 1-26. (Texto para discussão, n. 898). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/estruturasalarial/capitulo3_diferenciais.pdf>. Acesso em: fev 2022.

COLEMAN, J. S. et al. **Equality of Educational Opportunity**. US Department of Health, Education and Welfare. Washington: U.S. Government Printing Office, 1966. Disponível em: <<http://sociology.sunimc.net/html/edit/uploadfile/system/20110618/20110618140836102.pdf>> Acesso em: fev. 2022.

CORLUIY, V.; VANDENBROUCKE, F. **Individual Employment, Household Employment and Risk of Poverty in the EU: A Decomposition Analysis**. Luxembourg: Publications Office of the European Union, dec. 2013, 70p.

CORRÊA, C. R.; LIMA, J. E. Determinantes da participação e dos rendimentos dos jovens no mercado de trabalho: o caso da região metropolitana de Recife. **Cad, Metrop.**, São Paulo, v. 17, n. 34, p. 541-553, nov 2015.

CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D.; FOGUEL, M. N. **Decisões Críticas em Idades Críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina**. Rio de Janeiro: Ipea, jun. 2001, p. 1–51 (Texto para Discussão nº 797).

DAWNKINS, P.; GREGG, P.; SCUTELLA, R. Employment Polarisation in Australia. **United Kingdom: The Centre for Market and Public Organisation-Department of Economics at University of Bristol** (CMPO Working Paper, 02/50), p. 1-53, jul. 2002.

DE BEER, P. Why work is not a panacea: a decomposition analysis of EU-15 countries. **Journal of European Social Policy**, v. 17, n. 4, p. 375-388, 2007.

DEY, M.; FLINN, C. Household search and health insurance coverage. **Journal of Econometrics**, v. 145, n. 1, 43–63, 2008.

DICKENS, R.; ELLWOOD, D. T. Whither Poverty in Great Britain and the United States? The Determinants of Changing Poverty and Whether Work Will Work. **National Bureau of Economic Research**, Cambridge, n. 8253, p. 1-83, 2001.

ERCOLANI, M. G.; JENKINS, S.P. The Polarisation of Work and the Distribution of Income in Britain. **Institute for Labour Research and ESRC: Research Centre on Micro-Social Change University of Essex**, mar. 1998.

GONÇALVES, S.; MENEZES FILHO, N.; NARITA, R. Household job search and labor supply of secondary earners. **3rd International REAP SBE Meetings**, São Paulo, p. 1-55, 2018.

GRAAF-ZIJL, M.; NOLAN, B. Household Joblessness and its Impact on Poverty and Deprivation in Europe. **Journal of European Social Policy**, Amsterdam, AIAS, GINI Discussion Paper 5, p. 1-49, jan. 2011.

GREGG P.; WADSWORTH, J. More work in fewer households? In: HILLS, J. (Org.). **New**

Inequalities, London: Cambridge University Press, p. 181-207, 1996.

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 the Polarization of Work. **Journal of the Royal Statistical Society**, v.171, n.4, p. 857-875, 2008.

GREGG, P.; HANSEN, K.; WADSWORTH, J. The Rise of the Workless Households. **The State of Working Britain**. Manchester University Press: Manchester and New York, p. 1-19, 1999.

GREGG, P.; HANSEN, K.; WADSWORTH, J. Poles Apart: Labour Market Performance and the Distribution of Work Across Households. **World Economics Journal**, v. 1, p. 1-18, 2000.

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.; JERRIM, J.; MACMILLAN, L.; SHURE, N. Children in jobless households across Europe: Evidence on the association with medium- and long-term outcomes. **Journal of Poverty and Social Justice**, v. 26, n. 3, p. 335-358, jul. 2017.

HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. **Political Analysis**, JSTOR, v. 20, n. 1, p. 25-46, 2012.

HAINMUELLER, J.; XU, Y. Ebalance: A stata package for entropy balancing. **Journal of Statistical Software**, v. 54, n. 7, 2013.

HERSCH, J. The effect of housework on earnings of husbands and wives. **Social Science Quarterly**, Oregon, v. 66, n. 1, p. 210-217, 1985.

HIRANO, K.; IMBENS, G. W. Estimation of causal effects using propensity score weighting: An application to data on right heart catheterization. **Health Services and Outcomes Research Methodology**, v. 2, n. 3-4, p. 1-20, jan. 2002.

HUMPHREY, D. D. Interpreting unemployment in terms of family units. **Journal of Political Economy**, v. 47, n.1, p. 82-99, fev. 1939.

IMBENS, G. W. The role of the propensity score in estimating dose-response functions. **Biometrika**, v. 87, n. 3, p. 706-710, 2000.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Síntese de Indicadores Sociais: Uma análise das condições de vida da população brasileira. Estudos e Pesquisas, Informação demográfica e socioeconômica, n. 39. Rio de Janeiro: IBGE, 2018, 149p.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Síntese de Indicadores Sociais: Uma análise das condições de vida da população brasileira. Estudos e Pesquisas, Informação

demográfica e socioeconômica, n. 43. Rio de Janeiro: IBGE, 2020, 148p.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Estatística de Gênero. Rio de Janeiro: IBGE, 2021. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/apps/snig/v1/notas_metodologicas.html?loc=0>. Acesso em: jan. 2022.

KÖKSEL, P.; PERMANYER, I; ESTEVE, A. How do living arrangements affect the prevalence of jobless households across European regions? **European Population Conference (EPC 2016)**, Germany, ago-set. 2016.

LANGONI, C. Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 2, n. 5, p. 5-88, 1972.

LEHMANN, H.; WADSWORTH, J. New jobs, worklessness and households in Poland. **European Economic Review**, v. 41, p. 915-923, 1997.

LEME, M. C. S.; WAJNMAN, S. A Alocação do Tempo dos Adolescentes Brasileiros entre o Trabalho e a Escola. In: XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 2000, Caxambu-MG. **Anais do XII Encontro de Estudos Populacionais**, 2000.

LEONE, E. T. e BALTAR, P. Mercado de trabalho metropolitano: gênero e diferenças de rendimento, 1992-2002. **Revista Gênero**, v. 7, n. 1, p. 417-452, 2013.

LIMA, R. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 10, n. 1, p. 217-272, 1980.

LOPES, J. L.; PONTILLI, R. M. Renda familiar e educação como fatores condicionantes do aumento da taxa de fertilidade: uma análise para a Região Sul do Brasil. **Cadernos de Economia**, Chapecó, v. 14, n. 27, p. 25-35, jul-dez, 2010.

MACHADO, D.C.; GONZAGA, G. O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 4, p. 450-476, 2007.

MADALOZZO, R.; MARTINS, S. R.; SHIRATORI, L. Participação no mercado de trabalho e no trabalho doméstico: homens e mulheres têm condições iguais? **Estudos Feministas**, Florianópolis, v. 18, n. 2, p. 547-566, mai./ago., 2010.

MENEZES FILHO, N. A.; PINTO, C. C. X. (org). **Avaliação econômica de projetos sociais**. 3ed. São Paulo: Fundação Itaú Social, 2017, 256p. MINCER, J. **Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply**. NBER Chapters, in: Aspects of Labor Economics, National Bureau of Economic Research, Inc, p. 63-105, 1962.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. National Bureau of Economic Research, Nova York, 1974.

MOTA, T. S.; JORGE, M; A.; CAMPOS, C. S. S. C. Uma análise dos determinantes do trabalho de crianças e adolescentes nos estados de Sergipe e Sant Catarina. **Revista ABET**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 2, p. 100-118, jul-dez, 2017.

- MONTALI, L.; LIMA, M. T. Família, pobreza e acesso a programas de transferência de renda nas regiões metropolitanas brasileiras. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 25, n. 2, p. 211-231, jul./dez. 2008.
- MONTALI, L.; LIMA, M. T. Arranjos domiciliares e vulnerabilidade ao empobrecimento: aspectos metodológicos e empíricos. **Revista Latino Americana de Población**, v. 8, n. 14, jan./jun. 2014.
- MONTALI, L.; LESSA, L. H. Pobreza e mobilidade de renda nas regiões metropolitanas brasileiras. **Cad. Metrop.**, São Paulo, v. 18, n. 36, p. 503-533, jul. 2016.
- NGUYEN, A. N.; TAYLOR, T. Post-high school choices: new evidence from a multinomial logit model. **Journal of Population Economics**, v. 16, n. 2, p.287-306, fev. 2003.
- NOLEN, P. Unemployment and Family-Values: A Household Distribution Sensitive Measure of Unemployment and Some Applications. **Cornell University: Center for Analytic Economics**, p. 1-31, jan. 2006.
- OECD. **Recent labour market developments and prospects**. Paris: OECD, 1998, 216p.
- OECD. **Relatórios Econômicos OCDE**. Brasil: OCDE, 2018, 63p.
- OLIVEIRA, E. L., RIOS-NETO, E. L. G., HERMETO, A. M. O efeito trabalhador adicional para filhos no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v.31, n.1, p.29-49, 2014.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO (OIT). 2009. **Trabalho Decente e Juventude no Brasil**. 220 p.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO (OIT). 2022. **School-to-Work Transition Survey (SWTS)**. Disponível em < https://www.ilo.org/employment/areas/youth-employment/work-for-youth/WCMS_191853/lang--en/index.htm>. Acesso em: fev. 2022.
- PORTELLA, A. L.; BUSSMANN, T. B.; OLIVEIRA, A. M. H. A relação de fatores individuais, familiares e escolares com a distorção idade-série no ensino público brasileiro. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 27, n. 3, p. 477-509, 2017.
- REIS, M. Os ensinos público e privado no Brasil e a incidência de sobre-educação no mercado de trabalho. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 24, n. 3, p. 367-392, 2020.
- ROBINS, J. M.; ROTNITZKY, A. Semiparametric efficiency in multivariate regression models with missing data. **Journal of the American Statistical Association**, v. 90, n. 429, p. 122-129, mar. 1995.
- ROBINS, J. M.; ROTNITZKY, A; ZHAO, L. P. Analysis of semiparametric regression models for repeated outcomes in the presence of missing data. **Journal of the American Statistical Association**, v. 90, n. 429, p. 106-121, mar. 1995.
- ROBST, J. College Quality and Overeducation. **Economics of Education Review**, Knoxville, v. 14, n. 3, p. 221-228, 1995.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil. Afinal, do que se Trata?** 3 ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2006, 244p.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. **Journal of the American Statistical Association**, v. 79, n. 387, p. 516-524, 1984.

RUBIN, D. B. Using propensity scores to help design observational studies: Application to the tobacco litigation. **Health Services and Outcomes Research Methodology**, p. 169-188, 2001.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES FILHO, N. A. Famílias com trabalho e famílias sem trabalho: evidências de polarização para o Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 3, p. 563-584, jul./set. 2007.

SHILDRICK, T.; RUCCELL, J. **Sociological Perspectives on Poverty**. York: Joseph Rowntree Foundation, 2015, 44p.

SHIRASU, M. R.; ARRAES, R. A. Decisão dos Jovens Brasileiros: trabalhar e/ou estudar ou nem-nem. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 49, n. 2, p. 97-130, 2019.

SILVA, D. G. **The Added Worker Effect for Married Women and Children in Brazil: A Propensity Score Approach**. 2016. 41p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-graduação em Economia do Departamento de Economia, PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2016.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. o trabalho e a escolaridade dos brasileiros jovens. Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, XIII, 2002, Ouro Preto-MG. **Anais do XIII Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais**, 2002.

SISSONS, P.; GREEN, A. E.; LEE, N. Linking the sectoral employment structure and household poverty in the United Kingdom. **Work, Employment and Society**, p. 1-36, set. 2017.

SKOUFIAS, E., PARKER, S. Job Loss and Family Adjustments in Work and Schooling during the Mexican Peso Crisis. **Journal of Population Economics**, v.19, n.1, p.163-181, 2006.

SOUZA, O. M. C. G; ALBERTO, M. F. P. Trabalho precoce e proceso de escolarização de crianças e adolescentes. **Psicologia em Estudo**, Maringá, v. 13, n. 4, p. 713-722, out./dez., 2008.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 16, n. 1, p. 137-165, 2012.

TAN, Z. Bounded, efficient and doubly robust estimation with inverse weighting. **Biometrika**, v. 97, n. 3, p. 661-682, 2010.

TILLMANN, E.; COMIM, F. Os determinantes da decisão entre estudo e trabalho dos jovens no Brasil e a geração nem-nem. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 2, p. 47-79, 2016.

TSANG, M. C. The impact of underutilization of education on productivity: a case study of the U.S. Bell Companies. **Economics of Education Review**, Knoxville, v. 6, n. 3, p. 239-254, 1987.

ULLMAN, H. VALERA, C. M.; RICO, M. N. La evolución de las estructuras familiares en América Latina, 1990-2010: Los retos de la pobreza, la vulnerabilidad y el cuidado. **Naciones Unidas: CEPAL – Serie Políticas Sociales**, n. 193, Santiago de Chile, p. 1-64, 2014.

VIANNA, C. H; OLIVEIRA, A. M. H. C. Sobre-escolarização nas ocupações brasileiras: uma análise dos efeitos de idade, período e coorte. Encontro Nacional de Economia, XXXVIII, 2010, Salvador-BA. **Anais...**Salvador: ANPEC, 2010.

YANNOULAS, S. C (coord.). **Trabalhadoras Análise da Feminização das Profissões e Ocupações**. Brasília: Abaré Editorial, 2013, 315p.

APÊNDICE A – POLARIZAÇÃO DA OFERTA DE TRABALHO E POBREZA

Tabela A1 – Taxa de famílias sem trabalho contrafactual, Brasil urbano, 2012-2019

Ano	Taxas de não trabalho individual (n)	Proporção de famílias por número de adultos (s_k)					Taxa de famílias sem trabalho contrafactual ($s_k n^k = \hat{w}$)	Taxa de famílias sem trabalho contrafactual em percentual
		1	2	3	4	5 ou mais		
2012	31,02	23,36	56,39	14,14	5,08	1,03	0,1314	13,1441
2013	30,04	24,29	56,49	13,85	4,46	0,92	0,1281	12,8081
2014	30,61	25,16	54,98	14,26	4,66	0,93	0,1331	13,3050
2015	30,85	24,37	56,18	14,15	4,44	0,86	0,1332	13,3227
2016	31,75	24,13	55,92	14,55	4,51	0,88	0,1381	13,8125
2017	32,83	23,56	55,82	15,00	4,63	0,98	0,1434	14,3389
2018	31,89	24,47	55,54	14,64	4,51	0,84	0,1398	13,9756
2019	31,11	25,54	54,64	14,73	4,34	0,75	0,1372	13,7198

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. k refere-se ao número de adultos residentes no domicílio; s_k refere-se à parcela da população que vive em famílias com tamanho k .

Tabela A2 - Decomposição das mudanças na taxa de pobreza, Brasil urbano, 2012-2019 (em percentual)

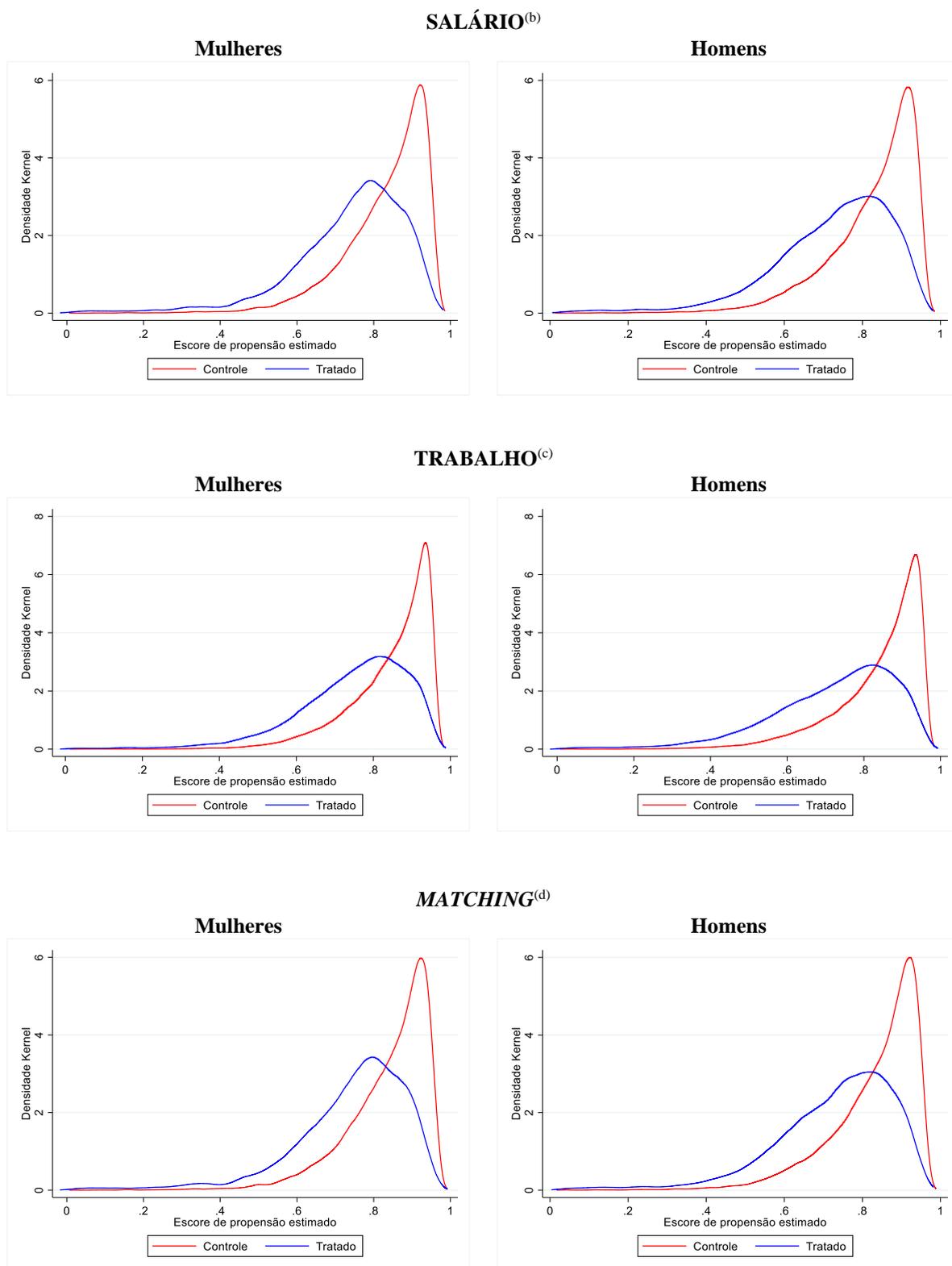
UF	Δ taxa de pobreza dos agregados sem trabalho	Δ taxa de pobreza dos agregados com trabalho	Δ percentual dos agregados sem trabalho	Δ taxa de pobreza
RO	0,14	0,20	3,64	3,72
AC	0,00	-1,93	6,34	3,51
AM	-0,05	-0,60	3,89	2,69
RR	-0,84	2,10	3,18	4,05
PA	0,33	-2,18	2,63	0,34
AP	0,40	1,48	3,88	5,15
TO	0,58	-5,35	7,01	1,31
MA	-0,05	-5,12	8,29	1,10
PI	0,18	-2,41	6,50	2,92
CE	-0,14	-8,28	0,99	-7,62
RN	0,15	0,98	1,85	2,73
PB	0,18	-3,27	7,04	2,56
PE	-0,03	-3,55	2,16	-1,76
AL	0,43	-4,52	7,40	2,20
SE	0,00	-1,81	1,13	-0,84
BA	-0,02	-1,83	3,32	1,00
MG	-0,11	-2,27	0,76	-1,66
ES	-0,35	-0,49	0,38	-0,50
RJ	-0,03	-0,62	4,18	3,34
SP	0,00	0,05	0,12	0,17
PR	0,17	-0,43	2,72	2,32
SC	-0,08	-1,06	0,83	-0,35
RS	-0,01	-2,03	1,30	-0,80
MS	0,16	0,27	-0,32	0,15
MT	0,25	-1,48	-0,74	-1,92
GO	0,01	-1,07	2,63	1,44
DF	0,33	-1,11	1,11	0,27
Brasil	0,02	-1,41	1,88	0,34

Fonte: A Autora (2022).

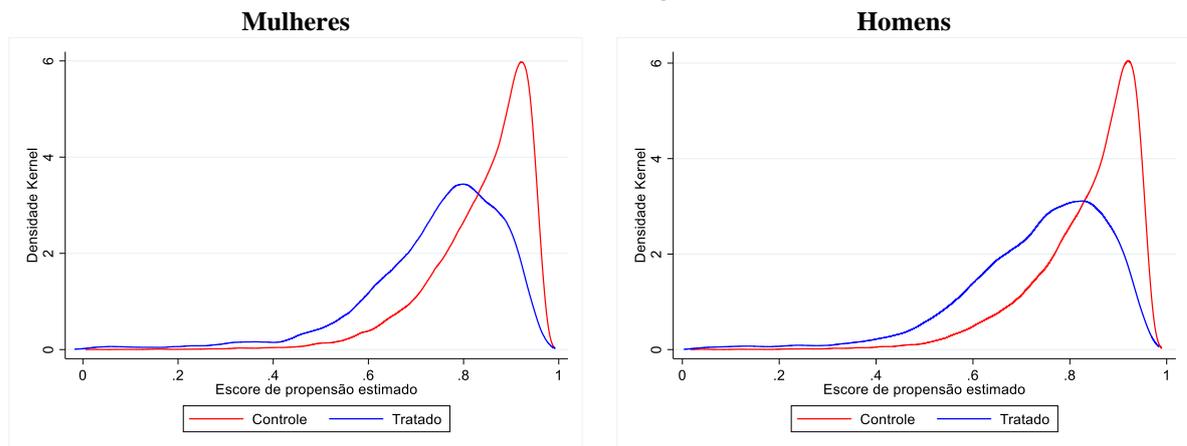
Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. Δ refere-se à variação.

APÊNDICE B – PAREAMENTO POR ESCORE DE PROPENSÃO

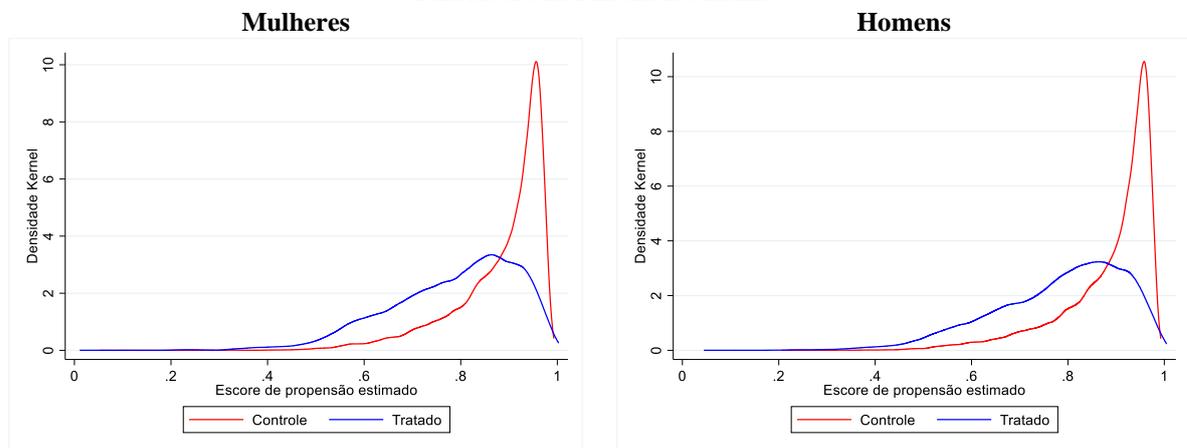
Figura B1 - Suporte comum do escore de propensão (Densidade Kernel^(a)) para os tratados e não tratados - Brasil urbano (2012-2019)



SOBREEDUCAÇÃO^(e)



DEFASAGEM IDADE-SÉRIE^(f)



Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. ^(a) Densidades estimadas da probabilidade usando a função kernel Epanechnikov. ^(b) Salário representa o *log* do rendimento do trabalho principal, ao passo que as demais variáveis. ^(c) trabalho representa a situação ocupacional do indivíduo, assumindo valor 1, quando o indivíduo está inserido no mercado de trabalho, e 0, caso contrário. ^(d) *matching*, assume valor 1, no caso que a escolaridade dos jovens é compatível com a escolaridade exigida pela ocupação, e 0, caso contrário. ^(e) Sobreeducação assume valor 1, no caso em que o jovem apresenta mais anos de estudo do que é requerido por sua ocupação, e assume valor 0, caso contrário. ^(f) defasagem idade-série assume valor 1, se o indivíduo apresentar diferença entre sua idade real e a requerida pela série, e assume valor 0, caso contrário.

Tabela B1 - Pareamento por Escore de Propensão para salário, *matching* e sobreeducação, Brasil urbano (2012-2019)

(continua)

Controles	Mulher			Homem		
	Tratamento	Controle	<i>p</i>	Tratamento	Controle	<i>p</i>
Cor (preta ou parda)	0,5482	0,5436	0,5790	0,5947	0,5916	0,6320
Branca ou amarela	0,4518	0,4564	0,5790	0,4053	0,4084	0,6320
Idade	23,5860	23,6320	0,4510	23,2300	23,3110	0,0960
Anos de estudo	12,2760	12,2220	0,1780	10,8080	10,8690	0,1410
Tipo de família (casal com filhos)	0,2947	0,2598	0,0000	0,3384	0,3210	0,0060
Monoparental	0,7053	0,7402	0,0000	0,6616	0,6790	0,0060
Anos de estudo do chefe	7,4577	7,4666	0,9040	6,8439	6,8406	0,9560
Razão de dependência de crianças	0,1935	0,1957	0,6770	0,1469	0,1469	0,9950
Razão de dependência de idosos	0,0867	0,0730	0,0000	0,0835	0,0737	0,0010
Número de irmãos	1,0168	1,0385	0,2310	1,1162	1,0961	0,2020
Situação do trabalho (informal e precário)	0,2683	0,2603	0,2800	0,3577	0,3532	0,4830
Trabalho informal e não precário	0,0632	0,0610	0,5790	0,0534	0,0509	0,3970
Trabalho não informal e não precário	0,6685	0,6787	0,1930	0,5889	0,5959	0,2860
Setor de atividade 1 ^(a)	0,0057	0,0036	0,0660	0,0540	0,0522	0,5690
Setor de atividade 2	0,0976	0,0985	0,8660	0,1792	0,1759	0,5150
Setor de atividade 3	0,0095	0,0098	0,8640	0,1276	0,1307	0,4960
Setor de atividade 4	0,2670	0,2673	0,9700	0,2594	0,2651	0,3360
Setor de atividade 5	0,0169	0,0172	0,8970	0,0553	0,0539	0,6360
Setor de atividade 6	0,0544	0,0623	0,0460	0,0450	0,0412	0,1650
Setor de atividade 7	0,1586	0,1589	0,9630	0,1176	0,1133	0,3130
Setor de atividade 8	0,0597	0,0609	0,7790	0,0608	0,0646	0,2440
Setor de atividade 9	0,1862	0,1777	0,1860	0,0533	0,0557	0,4410
Setor de atividade 10	0,0652	0,0667	0,7110	0,0428	0,0435	0,8170
Setor de atividade 11	0,0785	0,0769	0,7310	0,0044	0,0036	0,3390
Setor de atividade 12	0,0006	0,0003	0,4140	0,0005	0,0004	0,7390
Região 1 (Norte)	0,0922	0,0944	0,6460	0,1105	0,1101	0,9320
Região 2 (Nordeste)	0,3094	0,3010	0,2760	0,3154	0,3126	0,6530
Região 3 (Sul)	0,3353	0,3429	0,3400	0,3080	0,3132	0,4080
Região 4 (Sudeste)	0,1744	0,1781	0,5680	0,1744	0,1737	0,8870

Tabela B1 - Pareamento por Escore de Propensão para salário, *matching* e sobreeducação, Brasil urbano (2012-2019)

						(conclusão)
Região 5 (Centro-oeste)	0,0887	0,0837	0,2830	0,0917	0,0904	0,7440
Região metropolitana (residente)	0,5376	0,5489	0,1740	0,5761	0,5692	0,3020
Não residente	0,4624	0,4511	0,1740	0,4239	0,4308	0,3020
Ano de referência 1 (2012)	0,1389	0,1414	0,6650	0,1349	0,1390	0,3680
Ano de referência 2 (2013)	0,1417	0,1451	0,5670	0,1236	0,1226	0,8060
Ano de referência 3 (2014)	0,1211	0,1297	0,1230	0,1278	0,1285	0,8720
Ano de referência 4 (2015)	0,1332	0,1312	0,7300	0,1290	0,1290	1,0000
Ano de referência 5 (2016)	0,1175	0,1143	0,5480	0,1245	0,1201	0,3250
Ano de referência 6 (2017)	0,1218	0,1213	0,9180	0,1254	0,1278	0,5850
Ano de referência 7 (2018)	0,1200	0,1167	0,5340	0,1193	0,1172	0,6320
Ano de referência 8 (2019)	0,1058	0,1004	0,2960	0,1156	0,1158	0,9660

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. O p-valor é denotado por p . ^(a) Os setores de atividade são: 1 = Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura; 2 = indústria geral; 3 = construção; 4 = comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas; 5 = transporte, armazenagem e correio; 6 = alojamento e alimentação; 7 = informação, comunicação e atividades financeiras, imobiliárias, profissionais e administrativas; 8 = administração pública, defesa e seguridade social; 9 = educação, saúde humana e serviços sociais; 10 = outros serviços; 11 = serviços domésticos; 12 = atividades mal definidas.

Tabela B2 - Pareamento por Escore de Propensão para trabalho, Brasil urbano (2012-2019)

Controles	Mulher			Homem		
	Tratamento	Controle	<i>p</i>	Tratamento	Controle	<i>p</i>
Cor (preta ou parda)	0,6127	0,6062	0,2050	0,6290	0,6268	0,6310
Branca ou amarela	0,3873	0,3938	0,2050	0,3710	0,3732	0,6310
Idade	21,4830	21,5560	0,1010	21,7080	21,8040	0,0160
Anos de estudo	10,9960	11,1150	0,0000	9,9764	10,1200	0,0000
Tipo de família (casal com filhos)	0,3009	0,2721	0,0000	0,3462	0,3186	0,0000
Monoparental	0,6991	0,7279	0,0000	0,6538	0,6814	0,0000
Anos de estudo do chefe	7,1650	7,3410	0,0000	6,7845	6,9034	0,0060
Razão de dependência de crianças	0,2434	0,2365	0,0620	0,1786	0,1726	0,0340
Razão de dependência de idosos	0,0716	0,0649	0,0010	0,0760	0,0673	0,0000
Número de irmãos	1,2002	1,1703	0,0200	1,2424	1,2217	0,0830
Região 1 (Norte)	0,1198	0,1186	0,7200	0,1251	0,1228	0,4630
Região 2 (Nordeste)	0,3799	0,3753	0,3660	0,3756	0,3730	0,5700
Região 3 (Sul)	0,2893	0,2961	0,1600	0,2777	0,2827	0,2330
Região 4 (Sudeste)	0,1347	0,1378	0,3970	0,1439	0,1466	0,4190
Região 5 (Centro-oeste)	0,0762	0,0722	0,1520	0,0779	0,0750	0,2530
Região metropolitana (residente)	0,5497	0,5408	0,0900	0,5819	0,5696	0,0090
Não residente	0,4503	0,4592	0,0900	0,4181	0,4304	0,0090
Ano de referência 1 (2012)	0,1264	0,1285	0,5470	0,1204	0,1188	0,6190
Ano de referência 2 (2013)	0,1187	0,1125	0,0640	0,1159	0,1152	0,8120
Ano de referência 3 (2014)	0,1135	0,1147	0,7270	0,1144	0,1133	0,7090
Ano de referência 4 (2015)	0,1226	0,1230	0,8980	0,1210	0,1170	0,1820
Ano de referência 5 (2016)	0,1239	0,1242	0,9230	0,1332	0,1335	0,9330
Ano de referência 6 (2017)	0,1383	0,1411	0,4370	0,1400	0,1428	0,3910
Ano de referência 7 (2018)	0,1317	0,1335	0,6070	0,1337	0,1360	0,4870
Ano de referência 8 (2019)	0,1251	0,1226	0,4700	0,1213	0,1234	0,4960

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. O p-valor é denotado por *p*.

Tabela B3 - Pareamento por Escore de Propensão para defasagem idade-série, Brasil urbano (2012-2019)

Controles	Mulher			Homem		
	Tratamento	Controle	<i>p</i>	Tratamento	Controle	<i>p</i>
Cor (preta ou parda)	0,6749	0,6661	0,3920	0,6788	0,6712	0,4460
Branca ou amarela	0,3252	0,3339	0,3920	0,3213	0,3288	0,4460
Idade	15,9800	15,9840	0,8120	16,0160	16,0270	0,5090
Tipo de família (casal com filhos)	0,3275	0,3091	0,0690	0,3394	0,3206	0,0570
Monoparental	0,6725	0,6909	0,0690	0,6606	0,6794	0,0570
Anos de estudo do chefe	6,8550	7,0066	0,1150	6,7525	6,8263	0,4250
Razão de dependência de crianças	0,3252	0,3065	0,0360	0,3253	0,2954	0,0000
Razão de dependência de idosos	0,0420	0,0404	0,5920	0,0402	0,0369	0,2100
Número de irmãos	1,5665	1,4850	0,0060	1,6136	1,4848	0,0000
Região 1 (Norte)	0,1438	0,1358	0,2870	0,1363	0,1264	0,1610
Região 2 (Nordeste)	0,4087	0,4099	0,9120	0,4154	0,4079	0,4680
Região 3 (Sul)	0,2468	0,2524	0,5470	0,2439	0,2548	0,2340
Região 4 (Sudeste)	0,1280	0,1341	0,4030	0,1330	0,1494	0,0260
Região 5 (Centro-oeste)	0,0727	0,0678	0,3720	0,0714	0,0616	0,0630
Região metropolitana (residente)	0,5962	0,6047	0,4250	0,6195	0,6204	0,9310
Não residente	0,4038	0,3953	0,4250	0,3805	0,3796	0,9310
Ano de referência 1 (2012)	0,1306	0,1313	0,9230	0,1156	0,1109	0,4860
Ano de referência 2 (2013)	0,1133	0,1133	1,0000	0,1202	0,1162	0,5580
Ano de referência 3 (2014)	0,1159	0,1209	0,4800	0,1182	0,1200	0,7950
Ano de referência 4 (2015)	0,1188	0,1181	0,9200	0,1224	0,1246	0,7490
Ano de referência 5 (2016)	0,1301	0,1244	0,4340	0,1412	0,1396	0,8320
Ano de referência 6 (2017)	0,1393	0,1403	0,9000	0,1377	0,1427	0,4860
Ano de referência 7 (2018)	0,1287	0,1303	0,8210	0,1251	0,1257	0,9240
Ano de referência 8 (2019)	0,1233	0,1214	0,7910	0,1198	0,1202	0,9480

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. O p-valor é denotado por *p*.

APÊNDICE C – BALANCEAMENTO POR ENTROPIA E TESTE DE ROBUSTEZ

Tabela C1 - Balanceamento por entropia para salário, *matching* e sobreeducação das mulheres, Brasil urbano (2012-2019)

(continua)

Variáveis	Antes						Depois					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Cor (preta ou parda)												
Branca ou amarela	0,4521	0,2477	0,1926	0,4924	0,2499	0,0305	0,4521	0,2477	0,1926	0,4521	0,2477	0,1925
Idade	23,5800	13,1800	-0,2721	22,1100	13,6300	0,0957	23,5800	13,1800	-0,2721	23,5800	13,1800	-0,2717
Anos de estudo	12,2800	5,7210	-1,3860	12,3900	4,7400	-1,2550	12,2800	5,7210	-1,3860	12,2800	5,7210	-1,3860
Tipo de família (casal com filhos)												
Monoparental	0,7047	0,2081	-0,8974	0,4670	0,2489	0,1323	0,7047	0,2081	-0,8974	0,7046	0,2081	-0,8972
Anos de estudo do chefe	7,4630	20,4200	-0,0054	9,0610	17,5100	-0,3617	7,4630	20,4200	-0,0054	7,4630	20,4200	-0,0053
Razão de dependência de crianças	0,1932	0,1057	2,4940	0,1690	0,0697	2,0940	0,1932	0,1057	2,4940	0,1932	0,1057	2,4940
Razão de dependência de idosos	0,0886	0,0559	4,5560	0,0236	0,0106	6,2190	0,0886	0,0559	4,5560	0,0886	0,0559	4,5560
Número de irmãos	1,0160	1,2050	1,5550	1,0930	1,0960	1,5590	1,0160	1,2050	1,5550	1,0160	1,2050	1,5550
Situação do trabalho (informal e precário)												
Trabalho informal e não precário	0,0634	0,0594	3,5820	0,0716	0,0665	3,3240	0,0634	0,0594	3,5820	0,0634	0,0594	3,5820
Trabalho não informal e não precário	0,6657	0,2226	-0,7027	0,6367	0,2313	-0,5687	0,6657	0,2226	-0,7027	0,6657	0,2225	-0,7025
Sector de atividade 1 ^(a)												
Sector de atividade 2	0,0971	0,0877	2,7220	0,1025	0,0920	2,6220	0,0971	0,0877	2,7220	0,0971	0,0877	2,7210
Sector de atividade 3	0,0095	0,0094	10,1400	0,0111	0,0110	9,3270	0,0095	0,0094	10,1400	0,0095	0,0094	10,1400
Sector de atividade 4	0,2668	0,1956	1,0550	0,2706	0,1974	1,0330	0,2668	0,1956	1,0550	0,2668	0,1956	1,0540
Sector de atividade 5	0,0168	0,0166	7,5120	0,0167	0,0164	7,5390	0,0168	0,0166	7,5120	0,0168	0,0166	7,5120
Sector de atividade 6	0,0545	0,0516	3,9240	0,0624	0,0585	3,6180	0,0545	0,0516	3,9240	0,0545	0,0516	3,9240
Sector de atividade 7	0,1587	0,1335	1,8680	0,1668	0,1390	1,7880	0,1587	0,1335	1,8680	0,1587	0,1335	1,8680
Sector de atividade 8	0,0597	0,0561	3,7180	0,0623	0,0584	3,6230	0,0597	0,0561	3,7180	0,0597	0,0561	3,7180

Tabela C1 - Balanceamento por entropia para salário, *matching* e sobreeducação das mulheres, Brasil urbano (2012-2019)

													(conclusão)
Setor de atividade 9	0,1867	0,1518	1,6080	0,1734	0,1433	1,7250	0,1867	0,1518	1,6080	0,1867	0,1518	1,6080	
Setor de atividade 10	0,0654	0,0611	3,5160	0,0683	0,0636	3,4230	0,0654	0,0611	3,5160	0,0654	0,0611	3,5160	
Setor de atividade 11	0,0783	0,0722	3,1390	0,0579	0,0546	3,7860	0,0783	0,0722	3,1390	0,0783	0,0722	3,1390	
Setor de atividade 12	0,0006	0,0006	42,3600	0,0003	0,0003	56,9700	0,0006	0,0006	42,3600	0,0006	0,0006	42,3600	
Região 1 (Norte)													
Região 2 (Nordeste)	0,3094	0,2137	0,8249	0,2297	0,1770	1,2850	0,3094	0,2137	0,8249	0,3094	0,2137	0,8247	
Região 3 (Sul)	0,3352	0,2229	0,6981	0,3362	0,2232	0,6933	0,3352	0,2229	0,6981	0,3353	0,2229	0,6979	
Região 4 (Sudeste)	0,1740	0,1438	1,7200	0,2146	0,1686	1,3900	0,1740	0,1438	1,7200	0,1740	0,1438	1,7190	
Região 5 (Centro-oeste)	0,0885	0,0807	2,8980	0,1135	0,1006	2,4370	0,0885	0,0807	2,8980	0,0885	0,0807	2,8980	
Região metropolitana (residente)													
Não residente	0,4625	0,2486	0,1504	0,4627	0,2486	0,1495	0,4625	0,2486	0,1504	0,4625	0,2486	0,1503	
Ano de referência 1 (2012)													
Ano de referência 2 (2013)	0,1419	0,1218	2,0530	0,1343	0,1163	2,1450	0,1419	0,1218	2,0530	0,1419	0,1218	2,0520	
Ano de referência 3 (2014)	0,1207	0,1062	2,3280	0,1311	0,1139	2,1850	0,1207	0,1062	2,3280	0,1208	0,1062	2,3280	
Ano de referência 4 (2015)	0,1330	0,1153	2,1620	0,1282	0,1118	2,2240	0,1330	0,1153	2,1620	0,1330	0,1153	2,1620	
Ano de referência 5 (2016)	0,1173	0,1035	2,3790	0,1201	0,1056	2,3380	0,1173	0,1035	2,3790	0,1173	0,1035	2,3790	
Ano de referência 6 (2017)	0,1217	0,1069	2,3140	0,1219	0,1070	2,3120	0,1217	0,1069	2,3140	0,1217	0,1069	2,3140	
Ano de referência 7 (2018)	0,1203	0,1059	2,3340	0,1156	0,1022	2,4040	0,1203	0,1059	2,3340	0,1203	0,1059	2,3340	
Ano de referência 8 (2019)	0,1060	0,0948	2,5600	0,1132	0,1004	2,4420	0,1060	0,0948	2,5600	0,1060	0,0948	2,5600	

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. ^(a) Os setores de atividade são: 1 = Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura; 2 = indústria geral; 3 = construção; 4 = comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas; 5 = transporte, armazenagem e correio; 6 = alojamento e alimentação; 7 = informação, comunicação e atividades financeiras, imobiliárias, profissionais e administrativas; 8 = administração pública, defesa e seguridade social; 9 = educação, saúde humana e serviços sociais; 10 = outros serviços; 11 = serviços domésticos; 12 = atividades mal definidas.

Tabela C2 - Balanceamento por entropia para salário, *matching* e sobreeducação dos homens, Brasil urbano (2012-2019)

(continua)

Variáveis	Antes						Depois					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Cor (preta ou parda)												
Branca ou amarela	0,4047	0,2409	0,3882	0,4486	0,2474	0,2067	0,4047	0,2409	0,3882	0,4047	0,2409	0,3882
Idade	23,2100	13,4600	-0,1863	21,8600	13,6200	0,1450	23,2100	13,4600	-0,1863	23,2100	13,4600	-0,1861
Anos de estudo	10,8000	9,8490	-1,0410	11,2200	7,4800	-1,1210	10,8000	9,8490	-1,0410	10,8000	9,8490	-1,0410
Tipo de família (casal com filhos)												
Monoparental	0,6609	0,2241	-0,6798	0,4146	0,2427	0,3466	0,6609	0,2241	-0,6798	0,6609	0,2241	-0,6798
Anos de estudo do chefe	6,8280	20,7200	0,1379	8,6600	18,0700	-0,2827	6,8280	20,7200	0,1379	6,8280	20,7200	0,1379
Razão de dependência de crianças	0,1474	0,0821	2,8930	0,1457	0,0590	2,2370	0,1474	0,0821	2,8930	0,1474	0,0821	2,8930
Razão de dependência de idosos	0,0841	0,0478	4,0770	0,0230	0,0105	6,5540	0,0841	0,0478	4,0770	0,0841	0,0478	4,0770
Número de irmãos	1,1200	1,4670	1,5820	1,1560	1,2400	1,5470	1,1200	1,4670	1,5820	1,1200	1,4670	1,5820
Situação do trabalho (informal e precário)												
Trabalho informal e não precário	0,0532	0,0503	3,9830	0,0627	0,0587	3,6090	0,0532	0,0503	3,9830	0,0532	0,0503	3,9830
Trabalho não informal e não precário	0,5855	0,2427	-0,3471	0,5721	0,2448	-0,2914	0,5855	0,2427	-0,3471	0,5855	0,2427	-0,3470
Sector de atividade 1 ^(a)												
Sector de atividade 2	0,1791	0,1471	1,6730	0,1674	0,1394	1,7820	0,1791	0,1471	1,6730	0,1792	0,1471	1,6730
Sector de atividade 3	0,1270	0,1109	2,2410	0,1050	0,0940	2,5770	0,1270	0,1109	2,2410	0,1270	0,1109	2,2410
Sector de atividade 4	0,2590	0,1919	1,1000	0,2864	0,2044	0,9449	0,2590	0,1919	1,1000	0,2590	0,1919	1,1000
Sector de atividade 5	0,0551	0,0521	3,8980	0,0480	0,0457	4,2290	0,0551	0,0521	3,8980	0,0551	0,0521	3,8980
Sector de atividade 6	0,0452	0,0431	4,3800	0,0532	0,0504	3,9820	0,0452	0,0431	4,3800	0,0452	0,0431	4,3800
Sector de atividade 7	0,1171	0,1034	2,3820	0,1296	0,1128	2,2060	0,1171	0,1034	2,3820	0,1171	0,1034	2,3820
Sector de atividade 8	0,0606	0,0570	3,6830	0,0629	0,0590	3,6000	0,0606	0,0570	3,6830	0,0606	0,0569	3,6830
Sector de atividade 9	0,0533	0,0505	3,9750	0,0497	0,0472	4,1460	0,0533	0,0505	3,9750	0,0533	0,0505	3,9750
Sector de atividade 10	0,0427	0,0408	4,5260	0,0473	0,0451	4,2650	0,0427	0,0408	4,5260	0,0427	0,0408	4,5260
Sector de atividade 11	0,0044	0,0044	14,9800	0,0041	0,0040	15,6000	0,0044	0,0044	14,9800	0,0044	0,0044	14,9800

Tabela C2 - Balanceamento por entropia para salário, *matching* e sobreeducação dos homens, Brasil urbano (2012-2019)

(conclusão)

Sector de atividade 12	0,0004	0,0004	47,1600	0,0004	0,0004	53,0000	0,0004	0,0004	47,1600	0,0004	0,0004	47,1600
Região 1 (Norte)												
Região 2 (Nordeste)	0,3169	0,2165	0,7871	0,2369	0,1808	1,2380	0,3169	0,2165	0,7871	0,3169	0,2165	0,7870
Região 3 (Sul)	0,3065	0,2126	0,8395	0,3164	0,2163	0,7893	0,3065	0,2126	0,8395	0,3065	0,2126	0,8394
Região 4 (Sudeste)	0,1738	0,1436	1,7220	0,2062	0,1637	1,4520	0,1738	0,1436	1,7220	0,1738	0,1436	1,7220
Região 5 (Centro-oeste)	0,0915	0,0831	2,8340	0,1174	0,1036	2,3770	0,0915	0,0831	2,8340	0,0915	0,0831	2,8330
Região metropolitana (residente)												
Não residente	0,4221	0,2440	0,3153	0,4388	0,2463	0,2466	0,4221	0,2440	0,3153	0,4222	0,2439	0,3152
Ano de referência 1 (2012)												
Ano de referência 2 (2013)	0,1240	0,1086	2,2820	0,1309	0,1138	2,1880	0,1240	0,1086	2,2820	0,1240	0,1086	2,2810
Ano de referência 3 (2014)	0,1272	0,1111	2,2370	0,1348	0,1166	2,1390	0,1272	0,1111	2,2370	0,1273	0,1111	2,2370
Ano de referência 4 (2015)	0,1290	0,1123	2,2140	0,1298	0,1130	2,2020	0,1290	0,1123	2,2140	0,1290	0,1123	2,2140
Ano de referência 5 (2016)	0,1243	0,1088	2,2780	0,1244	0,1089	2,2760	0,1243	0,1088	2,2780	0,1243	0,1088	2,2780
Ano de referência 6 (2017)	0,1253	0,1096	2,2640	0,1203	0,1058	2,3350	0,1253	0,1096	2,2640	0,1253	0,1096	2,2640
Ano de referência 7 (2018)	0,1198	0,1055	2,3420	0,1144	0,1013	2,4230	0,1198	0,1055	2,3420	0,1198	0,1055	2,3420
Ano de referência 8 (2019)	0,1151	0,1019	2,4120	0,1123	0,0997	2,4560	0,1151	0,1019	2,4120	0,1151	0,1019	2,4120

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. ^(a) Os setores de atividade são: 1 = Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura; 2 = indústria geral; 3 = construção; 4 = comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas; 5 = transporte, armazenagem e correio; 6 = alojamento e alimentação; 7 = informação, comunicação e atividades financeiras, imobiliárias, profissionais e administrativas; 8 = administração pública, defesa e seguridade social; 9 = educação, saúde humana e serviços sociais; 10 = outros serviços; 11 = serviços domésticos; 12 = atividades mal definidas.

Tabela C3 - Balanceamento por entropia para trabalho das mulheres, Brasil urbano (2012-2019)

Variáveis	Antes						Depois					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Cor (preta ou parda)												
Branca ou amarela	0,3874	0,2373	0,4625	0,4411	0,2465	0,2375	0,3874	0,2373	0,4625	0,3874	0,2373	0,4624
Idade	21,4900	18,3900	0,1296	20,0400	15,3800	0,5667	21,4900	18,3900	0,1296	21,4800	18,3900	0,1297
Anos de estudo	11,0000	9,6580	-1,2420	11,2900	6,7600	-1,0680	11,0000	9,6580	-1,2420	11,0000	9,6580	-1,2420
Tipo de família (casal com filhos)												
Monoparental	0,6992	0,2103	-0,8689	0,4336	0,2456	0,2680	0,6992	0,2103	-0,8689	0,6992	0,2103	-0,8688
Anos de estudo do chefe	7,1640	21,3000	0,0317	9,1470	18,1600	-0,4045	7,1640	21,3000	0,0317	7,1640	21,3000	0,0317
Razão de dependência de crianças	0,2436	0,1404	2,2900	0,2039	0,0853	2,0280	0,2436	0,1404	2,2900	0,2436	0,1404	2,2900
Razão de dependência de idosos	0,0727	0,0432	4,8480	0,0209	0,0095	6,8730	0,0727	0,0432	4,8480	0,0727	0,0432	4,8480
Número de irmãos	1,2000	1,5380	1,5320	1,1960	1,2290	1,5160	1,2000	1,5380	1,5320	1,2000	1,5380	1,5320
Região 1 (Norte)												
Região 2 (Nordeste)	0,3800	0,2356	0,4945	0,2748	0,1993	1,0090	0,3800	0,2356	0,4945	0,3800	0,2356	0,4944
Região 3 (Sul)	0,2892	0,2056	0,9298	0,3119	0,2146	0,8122	0,2892	0,2056	0,9298	0,2892	0,2056	0,9297
Região 4 (Sudeste)	0,1348	0,1166	2,1390	0,1686	0,1402	1,7700	0,1348	0,1166	2,1390	0,1348	0,1166	2,1390
Região 5 (Centro-oeste)	0,0762	0,0704	3,1960	0,1088	0,0970	2,5130	0,0762	0,0704	3,1960	0,0762	0,0704	3,1960
Região metropolitana (residente)												
Não residente	0,4503	0,2475	0,1998	0,4767	0,2495	0,0934	0,4503	0,2475	0,1998	0,4503	0,2475	0,1998
Ano de referência 1 (2012)												
Ano de referência 2 (2013)	0,1187	0,1046	2,3570	0,1242	0,1087	2,2800	0,1187	0,1046	2,3570	0,1187	0,1046	2,3570
Ano de referência 3 (2014)	0,1135	0,1006	2,4370	0,1251	0,1094	2,2670	0,1135	0,1006	2,4370	0,1135	0,1006	2,4370
Ano de referência 4 (2015)	0,1225	0,1075	2,3030	0,1268	0,1107	2,2430	0,1225	0,1075	2,3030	0,1225	0,1075	2,3020
Ano de referência 5 (2016)	0,1240	0,1086	2,2820	0,1304	0,1134	2,1950	0,1240	0,1086	2,2820	0,1240	0,1086	2,2820
Ano de referência 6 (2017)	0,1383	0,1192	2,0950	0,1311	0,1139	2,1860	0,1383	0,1192	2,0950	0,1383	0,1192	2,0950
Ano de referência 7 (2018)	0,1316	0,1143	2,1790	0,1228	0,1077	2,2990	0,1316	0,1143	2,1790	0,1316	0,1143	2,1790
Ano de referência 8 (2019)	0,1251	0,1094	2,2670	0,1161	0,1026	2,3970	0,1251	0,1094	2,2670	0,1251	0,1094	2,2670

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019.

Tabela C4 - Balanceamento por entropia para trabalho dos homens, Brasil urbano (2012-2019)

Variáveis	Antes						Depois					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Cor (preta ou parda)												
Branca ou amarela	0,3709	0,2333	0,5346	0,4227	0,2440	0,3128	0,3709	0,2333	0,5346	0,3709	0,2333	0,5345
Idade	21,7100	17,6700	0,0857	20,2100	15,4400	0,5064	21,7100	17,6700	0,0857	21,7100	17,6700	0,0858
Anos de estudo	9,9750	12,0800	-0,9354	10,5700	8,3560	-0,9966	9,9750	12,0800	-0,9354	9,9750	12,0800	-0,9354
Tipo de família (casal com filhos)												
Monoparental	0,6538	0,2264	-0,6466	0,3844	0,2366	0,4753	0,6538	0,2264	-0,6466	0,6538	0,2264	-0,6465
Anos de estudo do chefe	6,7840	21,3700	0,1343	8,9910	18,4700	-0,3799	6,7840	21,3700	0,1343	6,7840	21,3700	0,1343
Razão de dependência de crianças	0,1785	0,1049	2,7800	0,1688	0,0682	2,1040	0,1785	0,1049	2,7800	0,1785	0,1049	2,7800
Razão de dependência de idosos	0,0766	0,0427	4,3110	0,0205	0,0093	6,8670	0,0766	0,0427	4,3110	0,0766	0,0427	4,3110
Número de irmãos	1,2420	1,6790	1,5260	1,2100	1,2680	1,5130	1,2420	1,6790	1,5260	1,2420	1,6790	1,5260
Região 1 (Norte)												
Região 2 (Nordeste)	0,3757	0,2346	0,5135	0,2735	0,1987	1,0160	0,3757	0,2346	0,5135	0,3757	0,2345	0,5135
Região 3 (Sul)	0,2776	0,2006	0,9932	0,3056	0,2122	0,8439	0,2776	0,2006	0,9932	0,2776	0,2005	0,9932
Região 4 (Sudeste)	0,1438	0,1231	2,0300	0,1726	0,1428	1,7330	0,1438	0,1231	2,0300	0,1438	0,1231	2,0300
Região 5 (Centro-oeste)	0,0779	0,0718	3,1500	0,1092	0,0973	2,5060	0,0779	0,0718	3,1500	0,0779	0,0718	3,1500
Região metropolitana (residente)												
Não residente	0,4181	0,2433	0,3321	0,4637	0,2487	0,1455	0,4181	0,2433	0,3321	0,4181	0,2433	0,3321
Ano de referência 1 (2012)												
Ano de referência 2 (2013)	0,1159	0,1025	2,4000	0,1204	0,1059	2,3330	0,1159	0,1025	2,4000	0,1159	0,1025	2,3990
Ano de referência 3 (2014)	0,1143	0,1013	2,4240	0,1270	0,1109	2,2400	0,1143	0,1013	2,4240	0,1144	0,1013	2,4240
Ano de referência 4 (2015)	0,1210	0,1064	2,3240	0,1268	0,1107	2,2430	0,1210	0,1064	2,3240	0,1210	0,1064	2,3240
Ano de referência 5 (2016)	0,1333	0,1155	2,1580	0,1350	0,1167	2,1370	0,1333	0,1155	2,1580	0,1333	0,1155	2,1580
Ano de referência 6 (2017)	0,1400	0,1204	2,0750	0,1299	0,1130	2,2020	0,1400	0,1204	2,0750	0,1400	0,1204	2,0740
Ano de referência 7 (2018)	0,1337	0,1159	2,1520	0,1235	0,1083	2,2880	0,1337	0,1159	2,1520	0,1337	0,1159	2,1520
Ano de referência 8 (2019)	0,1213	0,1066	2,3200	0,1163	0,1028	2,3930	0,1213	0,1066	2,3200	0,1213	0,1066	2,3200

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019.

Tabela C5 - Balanceamento por entropia para defasagem idade-série das mulheres, Brasil urbano (2012-2019)

Variáveis	Antes						Depois					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Cor (preta ou parda)	0,3874	0,2373	0,4625	0,4411	0,2465	0,2375	0,3874	0,2373	0,4625	0,3874	0,2373	0,4624
Branca ou amarela	21,4900	18,3900	0,1296	20,0400	15,3800	0,5667	21,4900	18,3900	0,1296	21,4800	18,3900	0,1297
Idade												
Tipo de família (casal com filhos)												
Monoparental	0,6992	0,2103	-0,8689	0,4336	0,2456	0,2680	0,6992	0,2103	-0,8689	0,6992	0,2103	-0,8688
Anos de estudo do chefe	7,1640	21,3000	0,0317	9,1470	18,1600	-0,4045	7,1640	21,3000	0,0317	7,1640	21,3000	0,0317
Razão de dependência de crianças	0,2436	0,1404	2,2900	0,2039	0,0853	2,0280	0,2436	0,1404	2,2900	0,2436	0,1404	2,2900
Razão de dependência de idosos	0,0727	0,0432	4,8480	0,0209	0,0095	6,8730	0,0727	0,0432	4,8480	0,0727	0,0432	4,8480
Número de irmãos	1,2000	1,5380	1,5320	1,1960	1,2290	1,5160	1,2000	1,5380	1,5320	1,2000	1,5380	1,5320
Região 1 (Norte)												
Região 2 (Nordeste)	0,3800	0,2356	0,4945	0,2748	0,1993	1,0090	0,3800	0,2356	0,4945	0,3800	0,2356	0,4944
Região 3 (Sul)	0,2892	0,2056	0,9298	0,3119	0,2146	0,8122	0,2892	0,2056	0,9298	0,2892	0,2056	0,9297
Região 4 (Sudeste)	0,1348	0,1166	2,1390	0,1686	0,1402	1,7700	0,1348	0,1166	2,1390	0,1348	0,1166	2,1390
Região 5 (Centro-oeste)	0,0762	0,0704	3,1960	0,1088	0,0970	2,5130	0,0762	0,0704	3,1960	0,0762	0,0704	3,1960
Região metropolitana (residente)												
Não residente	0,4503	0,2475	0,1998	0,4767	0,2495	0,0934	0,4503	0,2475	0,1998	0,4503	0,2475	0,1998
Ano de referência 1 (2012)												
Ano de referência 2 (2013)	0,1187	0,1046	2,3570	0,1242	0,1087	2,2800	0,1187	0,1046	2,3570	0,1187	0,1046	2,3570
Ano de referência 3 (2014)	0,1135	0,1006	2,4370	0,1251	0,1094	2,2670	0,1135	0,1006	2,4370	0,1135	0,1006	2,4370
Ano de referência 4 (2015)	0,1225	0,1075	2,3030	0,1268	0,1107	2,2430	0,1225	0,1075	2,3030	0,1225	0,1075	2,3020
Ano de referência 5 (2016)	0,1240	0,1086	2,2820	0,1304	0,1134	2,1950	0,1240	0,1086	2,2820	0,1240	0,1086	2,2820
Ano de referência 6 (2017)	0,1383	0,1192	2,0950	0,1311	0,1139	2,1860	0,1383	0,1192	2,0950	0,1383	0,1192	2,0950
Ano de referência 7 (2018)	0,1316	0,1143	2,1790	0,1228	0,1077	2,2990	0,1316	0,1143	2,1790	0,1316	0,1143	2,1790
Ano de referência 8 (2019)	0,1251	0,1094	2,2670	0,1161	0,1026	2,3970	0,1251	0,1094	2,2670	0,1251	0,1094	2,2670

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019.

Tabela C6 - Balanceamento por entropia para defasagem idade-série dos homens, Brasil urbano (2012-2019)

Variáveis	Antes						Depois					
	Tratamento			Controle			Tratamento			Controle		
	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria	Média	Variância	Assimetria
Cor (preta ou parda)	0,3709	0,2333	0,5346	0,4227	0,2440	0,3128	0,3709	0,2333	0,5346	0,3709	0,2333	0,5345
Branca ou amarela												
Idade	21,7100	17,6700	0,0857	20,2100	15,4400	0,5064	21,7100	17,6700	0,0857	21,7100	17,6700	0,0858
Tipo de família (casal com filhos)												
Monoparental	0,6538	0,2264	-0,6466	0,3844	0,2366	0,4753	0,6538	0,2264	-0,6466	0,6538	0,2264	-0,6465
Anos de estudo do chefe	6,7840	21,3700	0,1343	8,9910	18,4700	-0,3799	6,7840	21,3700	0,1343	6,7840	21,3700	0,1343
Razão de dependência de crianças	0,1785	0,1049	2,7800	0,1688	0,0682	2,1040	0,1785	0,1049	2,7800	0,1785	0,1049	2,7800
Razão de dependência de idosos	0,0766	0,0427	4,3110	0,0205	0,0093	6,8670	0,0766	0,0427	4,3110	0,0766	0,0427	4,3110
Número de irmãos	1,2420	1,6790	1,5260	1,2100	1,2680	1,5130	1,2420	1,6790	1,5260	1,2420	1,6790	1,5260
Região 1 (Norte)												
Região 2 (Nordeste)	0,3757	0,2346	0,5135	0,2735	0,1987	1,0160	0,3757	0,2346	0,5135	0,3757	0,2345	0,5135
Região 3 (Sul)	0,2776	0,2006	0,9932	0,3056	0,2122	0,8439	0,2776	0,2006	0,9932	0,2776	0,2005	0,9932
Região 4 (Sudeste)	0,1438	0,1231	2,0300	0,1726	0,1428	1,7330	0,1438	0,1231	2,0300	0,1438	0,1231	2,0300
Região 5 (Centro-oeste)	0,0779	0,0718	3,1500	0,1092	0,0973	2,5060	0,0779	0,0718	3,1500	0,0779	0,0718	3,1500
Região metropolitana (residente)												
Não residente	0,4181	0,2433	0,3321	0,4637	0,2487	0,1455	0,4181	0,2433	0,3321	0,4181	0,2433	0,3321
Ano de referência 1 (2012)												
Ano de referência 2 (2013)	0,1159	0,1025	2,4000	0,1204	0,1059	2,3330	0,1159	0,1025	2,4000	0,1159	0,1025	2,3990
Ano de referência 3 (2014)	0,1143	0,1013	2,4240	0,1270	0,1109	2,2400	0,1143	0,1013	2,4240	0,1144	0,1013	2,4240
Ano de referência 4 (2015)	0,1210	0,1064	2,3240	0,1268	0,1107	2,2430	0,1210	0,1064	2,3240	0,1210	0,1064	2,3240
Ano de referência 5 (2016)	0,1333	0,1155	2,1580	0,1350	0,1167	2,1370	0,1333	0,1155	2,1580	0,1333	0,1155	2,1580
Ano de referência 6 (2017)	0,1400	0,1204	2,0750	0,1299	0,1130	2,2020	0,1400	0,1204	2,0750	0,1400	0,1204	2,0740
Ano de referência 7 (2018)	0,1337	0,1159	2,1520	0,1235	0,1083	2,2880	0,1337	0,1159	2,1520	0,1337	0,1159	2,1520
Ano de referência 8 (2019)	0,1213	0,1066	2,3200	0,1163	0,1028	2,3930	0,1213	0,1066	2,3200	0,1213	0,1066	2,3200

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019.

Tabela C7 - Teste de placebo: Efeito de estar em uma família sem trabalho sobre o mês de nascimento dos jovens, Brasil urbano (2012-2019)

Meses	Teste	Meses	Teste
Janeiro	0,0001 (0,0019)	Julho	0,0010 (0,0020)
Fevereiro	-0,0004 (0,0019)	Agosto	-0,0003 (0,0019)
Março	0,0013 (0,0020)	Setembro	-0,0009 (0,0023)
Abril	-0,0027 (0,0026)	Outubro	-0,0020 (0,0020)
Maiο	0,0031 (0,0020)	Novembro	-0,0025 (0,0019)
Junho	0,0036 (0,0022)	Dezembro	-0,0002 (0,0019)
Tamanho da amostra		204.792	

Fonte: A Autora (2022).

Nota: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD) Contínua de 2012 a 2019. ***, ** e * denotam significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erro-padrão robusto entre parênteses. O pareamento utilizado para o teste foi o IPW.