



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA APLICADA

RICARDO VIEIRA SILVA

OS EFEITOS DA TRANSFERÊNCIA DE RENDA E DA POLÍTICA DE COTAS NO
MERCADO DE TRABALHO DURANTE A COVID-19

JOÃO PESSOA - PB

2026

RICARDO VIEIRA SILVA

**OS EFEITOS DA TRANSFERÊNCIA DE RENDA E DA POLÍTICA DE COTAS NO
MERCADO DE TRABALHO DURANTE A COVID-19**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida.

JOÃO PESSOA - PB

2026

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

S586e Silva, Ricardo Vieira.

Os efeitos da transferência de renda e da política de cotas no mercado de trabalho durante a COVID-19 / Ricardo Vieira Silva. - João Pessoa, 2026.
115 f. : il.

Orientação: Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida.
Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

1. COVID-19. 2. Transferência de renda. 3. Auxílio emergencial. 4. Política de cotas. 5. Mercado de trabalho. I. Almeida, Aléssio Tony Cavalcanti de. II. Título.

UFPB/BC

CDU 33:331.5(043)



Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

Campus Universitário I – Cidade Universitária – CEP 58.059-900 – João Pessoa – Paraíba
Tel: (83) 3216-7482 – <https://sigaa.ufpb.br/sigaa/public/programa/portal.jsf?id=1875> – E-mail: ppge.ccsa@gmail.com

Ata da reunião da Banca Examinadora designada para avaliar o trabalho de tese do doutorando **Ricardo Vieira Silva**, submetida para obtenção do grau de doutor em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**.

Aos nove dias, do mês de fevereiro, do ano dois mil e vinte e seis, às nove horas, no Programa de Pós-Graduação em Economia, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal da Paraíba, reuniram-se, em cerimônia pública, os membros da Banca Examinadora, constituída pelos professores doutores **Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida** (Orientador), da Universidade Federal da Paraíba; **Paulo Aguiar do Monte** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Adriano Firmino Valdevino de Araújo** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Eryka Fernanda Miranda Sobral** (Examinadora Externa), da Universidade de Pernambuco - UPE, **Otoniel Rodrigues dos Anjos Júnior** (Examinador Externo), da Universidade Federal do Ceará - UFC, a fim de examinarem o candidato ao grau de doutor em **Economia**, área de concentração em **Economia Aplicada**, **Ricardo Vieira Silva**. Além dos examinadores e do examinando, compareceram também, representantes do Corpo Docente e do Corpo discente. Iniciando a sessão, o professor **Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida**, na qualidade de presidente da Banca Examinadora, comunicou aos presentes a finalidade da reunião e os procedimentos de encaminhamento desta. A seguir, concedeu a palavra ao candidato, para que fizesse oralmente a exposição do trabalho, apresentado sob o título: **“Os efeitos da transferência de renda e da política de cotas no mercado de trabalho durante a COVID-19”**. Concluída a exposição, o senhor presidente solicitou que fosse feita a arguição por cada um dos examinadores. A seguir foi concedida a palavra ao candidato, para que respondesse e esclarecesse as questões levantadas. Terminadas as arguições, a Banca Examinadora passou a proceder à avaliação e ao julgamento do candidato. Em seguida, o senhor presidente comunicou aos presentes que a Banca Examinadora, por unanimidade, **aprovou** a tese apresentada e defendida com o conceito **APROVADO**, concedendo assim, o grau de **Doutor em Economia**, área de concentração em **Economia Aplicada**, ao doutorando **Ricardo Vieira Silva**. E, para constar, eu, Ivone Dias da Silva, secretária *ad hoc* do Programa de Pós-Graduação em Economia, lavrei a presente ata, que assino junto com os membros da Banca Examinadora. João Pessoa, 09 de fevereiro de 2026.

Prof. Dr. Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida 
Orientador – UFPB

Documento assinado digitalmente
ALESSIO TONY CAVALCANTI DE ALMEIDA
Data: 09/02/2026 11:26:43-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Paulo Aguiar do Monte
Examinador Interno – UFPB

 Documento assinado digitalmente
PAULO AGUIAR DO MONTE
Data: 09/02/2026 12:37:06-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Documento assinado digitalmente



ADRIANO FIRMINO VALDEVINO DE ARAÚJO

Data: 09/02/2026 11:37:34-0300

Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Adriano Firmino Valdevino de Araújo
Examinador Interno – UFPB

Prof. Dra. Eryka Fernanda Miranda Sobral
Examinadora Externo – UPE

Prof. Dr. Otoniel Rodrigues dos Anjos Júnior
Examinador Externo – UFC

Ivone Dias da Silva
Secretária *Ad Hoc* – PPGE/ UFPB

Documento assinado digitalmente



ERYKA FERNANDA MIRANDA SOBRAL

Data: 09/02/2026 13:45:19-0300

Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Documento assinado digitalmente



OTONIEL RODRIGUES DOS ANJOS JUNIOR

Data: 09/02/2026 13:40:10-0300

Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Documento assinado digitalmente



IVONE DIAS DA SILVA

Data: 09/02/2026 18:17:51-0300

Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

AGRADECIMENTOS

Ao concluir esta tese, certifico-me que, após percorrer um caminho árduo, não posso deixar de expressar a minha gratidão às pessoas que fizeram e fazem parte da minha trajetória de vida e que de modos diversos contribuíram para que este trabalho se consolidasse. Agradeço mais diretamente:

- À Fundação de Apoio à Pesquisa do Estado da Paraíba (FAPESQ), pelo apoio financeiro com a manutenção da bolsa de pesquisa.
- Ao Prof. Dr. Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida, pela excelente orientação e pelo apoio institucional que viabilizou o acesso aos dados utilizados no desenvolvimento da pesquisa.
- Aos professores participantes da banca examinadora Dr. Paulo Aguiar do Monte, Dr. Adriano Firmino Valdevino de Araújo, Dr. Eryka Fernanda Miranda Sobral e Dr. Otoniel Rodrigues dos Anjos Junior pelas valiosas colaborações e sugestões.
- À minha família, pelo apoio incondicional.
- Ao Prof. Me. Filipe Sousa de Andrade, pelo apoio e suporte no desenvolvimento do trabalho.
- Aos meus amigos e colegas do doutorado, Adeilson Elias de Souza, Edcleutson de Souza Silva, Filipe Alrélio Gomes da Silva, Luiza Mikaela de Sá Santos, Thayse Andrezza Oliveira do Bu Araújo, pelos desafios que enfrentamos juntos, pelas conversas inspiradoras e por todas as alegrias compartilhadas.

Por fim, também sou grato a mim mesmo, por sempre ter persistido, mesmo nos momentos mais difíceis. A todos vocês, o meu sincero agradecimento.

RESUMO

Esta tese analisa, em três capítulos empíricos, como programas de transferência de renda (PTRs) e políticas de ação afirmativa afetaram o mercado de trabalho e a vulnerabilidade socioeconômica durante a pandemia da COVID-19. Para realizar essas análises, foram utilizados três métodos de pareamento: *Propensity Score Matching* (PSM), *Mahalanobis Distance Matching* (MDM) e balanceamento por entropia. No primeiro capítulo, avalia-se o impacto do Programa Auxílio Emergencial (PAE) sobre o mercado de trabalho brasileiro. Os resultados sugerem que o PAE produziu efeitos heterogêneos sobre o mercado de trabalho. Observam-se efeitos negativos sobre o emprego formal e efeitos positivos sobre o setor informal, indicando um processo de realocação da situação ocupacional, possivelmente associado aos incentivos embutidos nas regras de focalização do programa. Verificam-se também efeitos negativos sobre a oferta de trabalho, compatíveis com a presença de um efeito renda. Além disso, foram encontradas evidências consistentes com efeitos de cicatrizes no mercado de trabalho (*scarring effects*) e efeito estigma, uma vez que os beneficiários apresentaram maior probabilidade de procurar trabalho e menor probabilidade de declarar indisposição para trabalhar. No segundo capítulo, avaliam-se os efeitos do *Asignación Familiar – Plan de Equidad* (AFAM-PE) sobre o mercado de trabalho do Uruguai. Ao contrário dos resultados do primeiro capítulo, as estimativas indicam que o AFAM-PE produziu efeitos modestos sobre o mercado de trabalho. Não foram encontradas evidências robustas de reorganização da situação ocupacional, nem de efeito renda, nem de *scarring effects* e efeito estigma entre os beneficiários do programa. No terceiro capítulo, avaliam-se os efeitos da política de cotas da Universidade Federal da Paraíba (UFPB) sobre a probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial durante a pandemia da COVID-19. As evidências indicam ausência de efeitos estatisticamente significativos das cotas sobre a probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial. Considerando as limitações amostrais do estudo, esses resultados sugerem que, após a conclusão do ensino superior, egressos cotistas e não cotistas apresentaram padrões semelhantes de vulnerabilidade econômica, ao menos no que se refere à necessidade de apoio emergencial. Em conjunto, esta tese mostra que políticas de proteção social podem operar de formas complementares. Enquanto PTRs respondem diretamente ao curto prazo e possuem efeitos relevantes, mas ambíguos sobre o mercado de trabalho, políticas educacionais inclusivas tendem a atuar sobretudo em horizontes mais longos, contribuindo para reduzir desigualdades estruturais e ampliando a capacidade de grupos sociais de enfrentar choques econômicos adversos sem precisar recorrer a mecanismos assistenciais.

Palavras-chave: COVID-19. Transferência de renda. Auxílio Emergencial. Política de cotas. Mercado de trabalho.

ABSTRACT

This dissertation examines, in three empirical chapters, how cash transfer programs (CTPs) and affirmative action policies affected the labor market and socioeconomic vulnerability during the COVID-19 pandemic. To carry out these analyses, three matching methods were employed: *Propensity Score Matching* (PSM), *Mahalanobis Distance Matching* (MDM), and entropy balancing. The first chapter evaluates the impact of the Emergency Aid Program (*Programa Auxílio Emergencial* – PAE) on the Brazilian labor market. The results suggest that the PAE generated heterogeneous effects on the labor market. Negative effects are observed on formal employment, while positive effects are found in the informal sector, indicating a process of occupational reallocation, possibly associated with the incentives embedded in the program's targeting rules. Negative effects on labor supply are also identified, consistent with the presence of an income effect. In addition, consistent evidence was found of labor market scarring effects and stigma effects, as beneficiaries showed a higher probability of searching for work and a lower probability of reporting unwillingness to work. The second chapter evaluates the effects of the *Asignación Familiar – Plan de Equidad* (AFAM-PE) on the Uruguayan labor market. In contrast to the results of the first chapter, the estimates indicate that AFAM-PE produced modest effects on the labor market. No robust evidence was found of occupational reallocation, income effects, scarring effects, or stigma effects among program beneficiaries. The third chapter evaluates the effects of the quota policy of the Federal University of Paraíba (UFPB) on the probability of demanding Emergency Aid during the COVID-19 pandemic. The evidence indicates the absence of statistically significant effects of the quota policy on the probability of demanding Emergency Aid. Considering the sample limitations of the study, these results suggest that, after completing higher education, quota and non-quota graduates displayed similar patterns of economic vulnerability, at least with regard to the need for emergency support. Taken together, this dissertation shows that social protection policies may operate in complementary ways. While cash transfer programs respond directly to short-term needs and generate relevant, though ambiguous, effects on the labor market, inclusive educational policies tend to operate primarily over longer horizons, helping to reduce structural inequalities and increasing the capacity of social groups to cope with adverse economic shocks without having to rely on assistance mechanisms.

Keywords: COVID-19. Cash transfer. Emergency Aid. Affirmative action. Labor market.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Área de suporte comum para as amostras utilizadas na análise do setor informal	37
Figura 2 – Área de suporte comum para as amostras utilizadas na análise do setor formal	37
Figura 3 – Área de Suporte Comum	71
Figura 4 – Área de suporte comum	101

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa	28
Tabela 2 – Número de observações nos grupos tratado e controle	33
Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis não binárias	33
Tabela 4 – Teste t para diferença de médias entre grupos tratado e controle	34
Tabela 5 – Distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos — Setor informal	35
Tabela 6 – Distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos — Setor formal	36
Tabela 7 – Resultados dos métodos PSM e entropia para o impacto do PAE no mercado de trabalho	38
Tabela 8 – Resultados do método MDM para o impacto do PAE no mercado de trabalho	39
Tabela 9 – Resultados dos métodos PSM e entropia para o impacto sobre a participação recente no mercado de trabalho	43
Tabela 10 – Resultados do método MDM para o impacto sobre a participação recente no mercado de trabalho	44
Tabela 11 – Impacto do PAE sobre a busca por trabalho e a disposição para trabalhar . .	45
Tabela 12 – Impacto do PAE sobre a busca por trabalho e a disposição para trabalhar . .	46
Tabela 13 – Resultados dos métodos de PSM e entropia para testes de robustez	48
Tabela 14 – Resultados do método MDM para testes de robustez	49
Tabela 15 – Resultados dos métodos PSM e entropia para o impacto sobre as horas trabalhadas	50
Tabela 16 – Resultados do método MDM para o impacto sobre as horas trabalhadas . . .	51
Tabela 17 – Análise de sensibilidade para os resultados apresentados na análise principal	52
Tabela 18 – Análise de sensibilidade para os resultados apresentados nos testes de robustez	54
Tabela 19 – Variáveis utilizadas na análise de impacto do AFAM-PE no mercado de trabalho	66
Tabela 20 – Número de observações nos grupos tratado e controle	69
Tabela 21 – Distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos tratado e controle	70
Tabela 22 – Estatísticas descritivas das variáveis não binárias	70
Tabela 23 – Resultados do método PSM para o impacto do AFAM-PE no setor informal	72
Tabela 24 – Resultados do método MDM para o impacto do AFAM-PE no setor informal	72
Tabela 25 – Resultados do método entropia para o impacto do AFAM-PE no setor informal	73
Tabela 26 – Resultados do método PSM para o impacto sobre os trabalhos por conta própria	75

Tabela 27 – Resultados do método MDM para o impacto sobre os trabalhos por conta própria	76
Tabela 28 – Resultados do método entropia para o impacto sobre os trabalhos por conta própria	77
Tabela 29 – Resultados do método PSM para o impacto na atuação recente no mercado de trabalho	78
Tabela 30 – Resultados do método MDM para o impacto na atuação recente no mercado de trabalho	78
Tabela 31 – Resultados do método entropia para o impacto na atuação recente no mercado de trabalho	79
Tabela 32 – Resultados do método PSM para o impacto do AFAM-PE sobre a procura por trabalho e disposição para trabalhar	80
Tabela 33 – Resultados do método MDM para o impacto do AFAM-PE sobre a procura por trabalho e disposição para trabalhar	81
Tabela 34 – Resultados do método entropia para o impacto do AFAM-PE sobre a procura por trabalho e disposição para trabalhar	82
Tabela 35 – Resultados do método PSM para o impacto nas horas trabalhadas	83
Tabela 36 – Resultados do método MDM para o impacto nas horas trabalhadas	84
Tabela 37 – Resultados do método de entropia para o impacto nas horas trabalhadas	85
Tabela 38 – Análise de sensibilidade aos fatores não observados	86
Tabela 39 – Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa	98
Tabela 40 – Distribuição percentual dos estudantes por grande área do curso, segundo grupos tratado e controle	99
Tabela 41 – Distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos tratado e controle	100
Tabela 42 – Média e desvio-padrão da demanda pelo Auxílio Emergencial	100
Tabela 43 – Resultados dos métodos de PSM, MDM e entropia	102
Tabela 44 – Efeitos por grande área de conhecimento	103
Tabela 45 – Análise de sensibilidade para os resultados da área de Ciências Sociais Aplicadas	104

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AFAM-PE	<i>Asignación Familiar del Plan de Equidad</i>
ATT	<i>Average Treatment Effect on the Treated</i>
AUH	<i>Asignación Universal por Hijo</i>
BPC	Benefício de Prestação Continuada
CadÚnico	Cadastro Único para Programas Sociais
CONSEPE	Conselho Superior de Ensino, Pesquisa e Extensão
COVID-19	Coronavirus Disease 2019
CRA	Coeficiente de Rendimento Acadêmico
ECH	Encuesta Continua de Hogares
ESPII	<i>Emergência de Saúde Pública de Importância Internacional</i>
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INSS	Instituto Nacional de Seguridade Social
MDM	<i>Mahalanobis Distance Matching</i>
OMS	Organização Mundial da Saúde
PAE	Programa de Auxílio Emergencial
PBF	Programa Bolsa Família
PNAD COVID-19	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Covid-19
PSM	<i>Propensity Score Matching</i>
PSS	Processo Seletivo Sequenciado
PTRC	programas de transferência de renda condicionada
PTRI	programas de transferência de renda incondicionada
PTRs	programas de transferência de renda
RDD	<i>Regression Discontinuity Design</i>
STEM	<i>Science, Technology, Engineering and Math</i>
TUS	<i>Tarjeta Uruguay Social</i>
UFPB	Universidade Federal da Paraíba

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	EFEITOS DA TRANSFERÊNCIA DE RENDA NO MERCADO DE TRABALHO DURANTE A COVID-19: EVIDÊNCIAS DO PROGRAMA DE AUXÍLIO EMERGENCIAL DO BRASIL	15
2.1	Introdução	15
2.2	Programas de transferência de renda e mercado de trabalho	19
2.2.1	<i>Transferências de renda durante a COVID-19</i>	21
2.3	Metodologia	23
2.3.1	<i>Pareamento por Propensity Score Matching (PSM)</i>	23
2.3.2	<i>Pareamento por Mahalanobis Distance Matching (MDM)</i>	25
2.3.3	<i>Pareamento por entropia</i>	26
2.3.4	<i>Dados</i>	27
2.4	O impacto do Programa Auxílio Emergencial (PAE) no mercado de trabalho	32
2.4.1	<i>Estatísticas descritivas para os setores de trabalho formal e informal</i>	32
2.4.2	<i>Resultados para o impacto do PAE no mercado de trabalho</i>	38
2.4.3	<i>O impacto do PAE sobre a participação recente no mercado de trabalho</i>	43
2.4.4	<i>O impacto do PAE sobre a procura por trabalho e a disposição para trabalhar</i>	44
2.4.5	<i>Testes de robustez para os setores informal e formal</i>	47
2.4.6	<i>Teste de robustez para o efeito renda utilizando como variável dependente o número de horas trabalhadas</i>	49
2.4.7	<i>Análise de sensibilidade</i>	51
2.5	Considerações finais	54
3	EFEITOS DA TRANSFERÊNCIA DE RENDA SOBRE O MERCADO DE TRABALHO: EVIDÊNCIAS PARA O URUGUAI	58
3.1	Introdução	58
3.2	Transferência direta de renda e oferta de trabalho	60
3.3	Metodologia	62
3.3.1	<i>Pareamento baseado no Propensity Score Matching - PSM</i>	63
3.3.2	<i>Pareamento por Mahalanobis Distance Matching - MDM</i>	64

3.3.3	<i>Pareamento por entropia</i>	64
3.3.4	<i>Dados</i>	65
3.4	Resultados	68
3.4.1	<i>Estatísticas descritivas</i>	68
3.4.2	<i>Impacto do AFAM-PE no mercado de trabalho informal</i>	71
3.4.3	<i>Teste de robustez utilizando os trabalhos por conta própria</i>	74
3.4.4	<i>O impacto do AFAM-PE sobre a participação recente no mercado de trabalho</i>	77
3.4.5	<i>O impacto do AFAM-PE sobre a procura por trabalho e disposição para trabalhar</i>	79
3.4.6	<i>Teste de robustez para o efeito renda utilizando as horas trabalhadas</i> . . .	82
3.4.7	<i>Análise de sensibilidade</i>	85
3.4.8	<i>Considerações finais</i>	87
4	OS EFEITOS DA POLÍTICA DE COTAS DA UFPB NA VULNERABI- LIDADE SOCIOECONÔMICA DOS EGRESSOS DURANTE A PAN- DEMIA DA COVID-19	89
4.1	Introdução	89
4.2	Revisão de literatura	91
4.3	Metodologia	93
4.3.1	<i>Propensity Score Matching (PSM)</i>	94
4.3.2	<i>Pareamento por Mahalanobis Distance Matching (MDM)</i>	95
4.3.3	<i>Pareamento por entropia</i>	96
4.3.4	<i>Dados</i>	97
4.4	Resultados	98
4.4.1	<i>Estatísticas descritivas</i>	98
4.4.2	<i>Impacto da política de cotas da UFPB sobre a probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial</i>	101
4.4.3	<i>Heterogeneidade dos efeitos por grande área do curso</i>	102
4.4.4	<i>Análise de sensibilidade</i>	103
4.4.5	<i>Considerações finais</i>	104
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	106
	REFERÊNCIAS	108

1 INTRODUÇÃO

A implementação de programas de transferência de renda (PTRs) em forma de apoio às populações economicamente mais vulneráveis tem se mostrado essencial em vários países como forma de garantir uma renda mínima. Durante a pandemia da Coronavírus Disease 2019 (COVID-19), doença causada pelo Coronavírus SARS-CoV-2¹, a necessidade de programas emergenciais de transferência de renda tornou-se ainda mais evidente, principalmente devido às restrições ao desenvolvimento de atividades econômicas não essenciais adotadas para controlar a circulação do vírus², gerando crises socioeconômicas em diversos países. As medidas de saúde pública não farmacológicas, como o distanciamento social, o fechamento de escolas e de locais de trabalho e os *lockdowns*, tiveram impacto direto sobre a atividade econômica.

Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) indicam que, durante a primeira onda da pandemia, até junho de 2020, 716.372 empresas encerraram suas atividades no Brasil, sendo 99,8% delas de pequeno porte. Estimativas indicam perdas entre R\$ 9,1 bilhões e R\$ 24,1 bilhões em estoque de capital nesse segmento, particularmente nos setores de comércio e serviços (NOGUEIRA; MOREIRA, 2023).

Nesse contexto, auxílios emergenciais de renda foram implementados em vários países. No Canadá, indivíduos que perderam renda e atendiam aos critérios do programa emergencial receberam um benefício tributário de US\$ 2.000 a cada quatro semanas, por até 16 semanas. No Reino Unido, os assalariados receberam até 80% do salário, com um teto de 2.500 libras mensais. Na Itália, foi aprovada uma indenização mensal de 600 euros para trabalhadores autônomos, trabalhadores agrícolas e empregados dos setores de turismo e lazer. Já o governo norte-americano pagou US\$ 1.200, além de adicionais de US\$ 500 por criança, aos cidadãos com renda anual de até US\$ 75 mil. Indivíduos com rendimento anual entre US\$ 75 mil e US\$ 99 mil receberam um benefício proporcionalmente menor (FREIRE *et al.*, 2020; FREIRE *et al.*, 2021).

Na América Latina, a resposta à crise resultou numa série de ações diretas para apoiar as empresas, proteger os empregos e compensar as perdas de renda familiar. Na Argentina, três ações foram implementadas: a duplicação da *Asignacion Universal por hijo – AUH* e da *Asignacion Universal por Embarazo*; a concessão de um bônus de até US\$ 45 a aproximadamente

¹ SARS em inglês significa *Severe Acute Respiratory Syndrome*.

² No Brasil, a restrição de atividades não essenciais foi fundamentada na Lei nº 13.979/2020 e no Decreto nº 10.282/2020, que definiu serviços essenciais durante a pandemia de COVID-19 (BRASIL, 2020f; BRASIL, 2020g).

4,6 milhões de aposentados que recebiam um único benefício de pensão, até um total de US\$ 280; e a criação do programa *Ingreso Familiar de Emergencia – IFE*, no final de março. Na Colômbia, foram adotadas duas ações: a autorização do pagamento de duas transferências extraordinárias em março e maio para apoiar os programas existentes *Jovenes en Accion* e *Colombia Mayor*; e a criação do *Programa de Ingreso Solidario* em abril de 2020. No Peru, diferentes PTRs foram implementados: o subsídio *Yo Me Quedo en Casa*, o subsídio *Independiente*, o *Bono Rural* e o *Bono Familiar Universal* (BECCARIA *et al.*, 2024).

No Uruguai, três ações foram implementadas: a ampliação do programa de seguro-desemprego, visando cobrir suspensões temporárias e reduções de jornada de trabalho a todos os tipos de trabalhadores formais, o aumento em 50% do valor mensal dos PTRs existentes — *Tarjeta Uruguay Social* (TUS) e *Asignación Familiar del Plan de Equidad* (AFAM-PE) — e a criação do programa *Canasta de Emergencia Alimentaria* (BECCARIA *et al.*, 2024; AMARANTE; SCALESE, 2022).

No Brasil, foi instituído, em abril de 2020, o Programa de Auxílio Emergencial (PAE) por meio da Lei nº 13.982, com o objetivo de fornecer suporte econômico às famílias de baixa renda, trabalhadores informais e microempreendedores individuais. O programa é considerado um dos maiores PTRs implementados durante a pandemia da COVID-19, beneficiando cerca de 68 milhões de brasileiros somente em 2020 (NAZARENO; GALVAO, 2023).

Contudo, esses PTRs podem impactar o mercado de trabalho, haja vista que a concessão de uma renda extra mensal pode diminuir as necessidades de trabalho dos beneficiários. Nesse contexto, é importante avaliar a eficácia dessas transferências, visando analisar os seus efeitos sobre o mercado de trabalho, a pobreza e a desigualdade social.

No contexto da pandemia, as famílias de baixa renda, que, em grande medida, compõem o público-alvo da política de ações afirmativas nas universidades, foram afetadas de maneira desproporcional. Historicamente, o Brasil possui uma parte da população trabalhando em ocupações informais e morando em locais de difícil acesso a serviços de saúde e educação de boa qualidade, o que faz com que essas pessoas tenham uma menor chance de atingir níveis maiores de educação, como um ensino superior. Geralmente, essas condições acabam se manifestando em maior vulnerabilidade a choques socioeconômicos, levando esses indivíduos a demandar auxílios emergenciais. Nesse contexto, é relevante avaliar se o acesso ao ensino superior reduziu a probabilidade de egressos cotistas de demandar o Auxílio Emergencial.

Diante desse cenário, esta pesquisa busca responder o seguinte problema: quais

foram os efeitos de PTRs e das políticas de ação afirmativa sobre o mercado de trabalho e a vulnerabilidade socioeconômica durante a pandemia da COVID-19, bem como em que medida esses impactos variaram conforme o desenho institucional das políticas e o contexto econômico em que foram implementadas?

Portanto, este trabalho busca avaliar o impacto de dois PTRs sobre o mercado de trabalho: o primeiro é o PAE, implementado no Brasil durante a pandemia da COVID-19; e o segundo é o programa AFAM-PE do Uruguai, que já existia antes da pandemia, mas teve seu alcance ampliado durante a crise sanitária, reforçando a proteção às famílias em situação de vulnerabilidade. Além disso, também avaliamos o impacto do programa de cotas da UFPB sobre a probabilidade de egressos cotistas demandarem o Auxílio Emergencial durante a pandemia.

Esta tese contribui para a literatura de três formas. Primeiro, do ponto de vista empírico, ao avaliar os efeitos de PTRs e de políticas de ação afirmativa sobre o mercado de trabalho e a vulnerabilidade socioeconômica durante a pandemia da COVID-19. Segundo, do ponto de vista metodológico, ao empregar e comparar três métodos de pareamento e realizar extensos testes de robustez e de sensibilidade a fatores não observáveis. Terceiro, do ponto de vista de políticas públicas, ao discutir a complementaridade entre políticas emergenciais de renda e políticas educacionais inclusivas na redução de desigualdades.

Além desta introdução geral, esta tese se organiza em mais quatro capítulos. No capítulo a seguir, avaliamos os efeitos do PAE sobre o mercado de trabalho durante a fase inicial da pandemia da COVID-19 no Brasil. No terceiro capítulo, avaliamos o impacto do AFAM-PE sobre o mercado de trabalho no Uruguai no ano de 2020. No quarto, avaliamos os efeitos da política de cotas no ensino superior da UFPB sobre a vulnerabilidade socioeconômica dos egressos durante a pandemia, medida pela demanda de Auxílio Emergencial. Por fim, apresentamos algumas considerações conclusivas.

2 EFEITOS DA TRANSFERÊNCIA DE RENDA NO MERCADO DE TRABALHO DURANTE A COVID-19: EVIDÊNCIAS DO PROGRAMA DE AUXÍLIO EMERGENCIAL DO BRASIL

2.1 Introdução

O novo coronavírus, denominado SARS-CoV-2, causador da doença COVID-19, teve o primeiro caso oficial detectado em 31 de dezembro de 2019 em Wuhan, na China. Ao final do mês de janeiro de 2020, diversos países já haviam confirmado importações de casos. Assim, devido ao potencial do vírus para se propagar, no dia 30 de janeiro de 2020 a Organização Mundial da Saúde (OMS) declarou que a COVID-19 representava uma *Emergência de Saúde Pública de Importância Internacional* (ESPII) (OPAS/OMS, 2020a; LANA *et al.*, 2020). Ademais, em 11 de março de 2020, diante do rápido aumento dos casos confirmados e do número de mortes, a OMS passou a caracterizar a doença como uma pandemia (OPAS/OMS, 2020b).

No Brasil, o primeiro caso foi confirmado em 25 de fevereiro do ano de 2020 e o vírus continuou chegando ao país e logo se propagou, inicialmente, entre as classes de renda mais altas e, depois, entre os mais pobres. Em 25 de fevereiro de 2021, exatamente um ano depois da confirmação do primeiro caso, o país estava vivendo um dos piores momentos da pandemia: foram 36 dias seguidos com marcas acima de mil mortes a cada 24 horas, na média móvel de sete dias. No total, mais de 10,4 milhões de pessoas, ou 5% da população, já haviam sido diagnosticadas com a infecção pelo vírus no país — número que deve ser bem maior devido à falta de exames e a sub-notificação. O país também registrou 251,5 mil mortes, segunda maior marca mundial na época (LUPION, 2021).

Devido à inexistência de vacinas e alternativas terapêuticas específicas, logo que começaram a surgir os primeiros casos da doença, gestores da saúde e governantes buscaram reduzir o ritmo de expansão da doença, implementando medidas de saúde pública não farmacológicas, de modo a evitar o esgotamento dos sistemas de saúde e permitir o tratamento oportuno de complicações graves e evitar mortes. Dentre elas, destacaram-se: o isolamento de casos, o incentivo à higienização das mãos, o uso de máscaras faciais caseiras e medidas progressivas de distanciamento social. Nesse contexto, ocorreram fechamento de escolas e locais de trabalho, proibição de eventos para evitar aglomeração de pessoas, a restrição de viagens e transportes públicos e campanhas de conscientização pública incentivando as pessoas a ficarem em casa. A forma mais extrema de distanciamento social foi a contenção comunitária ou bloqueio (em inglês,

lockdown)—a completa proibição da circulação nas ruas, exceto para a compra de alimentos e medicamentos ou a busca de assistência à saúde (AQUINO *et al.*, 2020).

Nesse contexto, fez-se necessária a implementação de políticas emergenciais de proteção social, visando garantir a sobrevivência dos indivíduos e das famílias. PTRs emergenciais foram implementados em vários países. No Brasil, profundas desigualdades socioeconômicas e uma alta prevalência de emprego informal — 38,7% da força de trabalho em 2020¹ — tornaram o mercado de trabalho particularmente vulnerável aos choques da pandemia. Em abril de 2020, a Lei nº 13.982 criou o PAE, que concedeu pagamentos mensais a beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF), trabalhadores informais, indivíduos por conta própria e outros adultos de baixa renda que atendessem aos critérios de vulnerabilidade (BRASIL, 2020c; COSTA; FREIRE, 2021; NAZARENO; GALVAO, 2023; BECCARIA *et al.*, 2024). Diferentemente da maioria das transferências condicionais de renda, a elegibilidade baseava-se principalmente na renda e na situação ocupacional, e não em participação prévia em programas. Esse desenho resultou em ampla cobertura, tornando o PAE um caso relevante para compreender as consequências do apoio de renda sobre o mercado de trabalho em um contexto de crise (FREIRE *et al.*, 2020; FREIRE *et al.*, 2021).

O PAE foi concebido para proteger trabalhadores sem acesso a mecanismos formais de segurança de renda. A elegibilidade era direcionada a domicílios de baixa renda: indivíduos se qualificavam se a renda domiciliar mensal per capita fosse de até meio salário mínimo (R\$ 522,50) ou se a renda total do domicílio não ultrapassasse três salários mínimos (R\$ 3.135,00)². Cada domicílio poderia receber até dois pagamentos mensais de R\$ 600, enquanto mulheres provedoras de família monoparental poderiam receber o equivalente a duas cotas do auxílio (R\$ 1.200). Quando mais vantajoso, o PAE substituíria automaticamente os benefícios do PBF.

Em geral, os trabalhadores com carteira assinada não eram elegíveis, mas havia algumas exceções que permitiam sua inclusão, desde que não tivessem recebido renda do trabalho formal nos últimos três meses e atendessem a certos requisitos, como: 1) Ter idade igual ou superior a 18 anos; 2) Não receber benefícios pagos pelo Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS), como aposentadoria, pensão ou Benefício de Prestação Continuada (BPC); 3) Não ser beneficiário do seguro desemprego, seguro defeso ou de programa de transferência de renda federal, com exceção do Bolsa Família; e 4) Não ter recebido rendimentos tributáveis acima de R\$ 28.559,70 em 2018, ano mais recente para o qual havia registros completos de

¹ PNAD Contínua, IBGE (IBGE, 2021).

² O salário mínimo era de R\$ 1.045 por mês em abril de 2020.

imposto de renda disponíveis. A rápida implementação do programa, combinada ao uso de critérios emergenciais de elegibilidade e mecanismos de autodeclaração, elevou a complexidade operacional do PAE, contribuindo para inconsistências na focalização, pagamentos indevidos e dificuldades de validação cadastral, conforme apontado em relatórios do Tribunal de Contas da União (2021).

Inicialmente planejado para durar três meses, o programa foi prorrogado por mais dois meses em junho de 2020 pelo Decreto nº 10.412 (BRASIL, 2020b), totalizando cinco pagamentos mensais³. Após esse período, o governo brasileiro instituiu o PAE residual⁴, vigente de setembro a dezembro de 2020, com valores reduzidos para R\$ 300 (ou R\$ 375 para mães solo) e limitado a um único beneficiário por domicílio. Ao todo, o programa alcançou aproximadamente 68 milhões de pessoas — mais de 30% da população brasileira em 2020 — e teve um custo próximo de 2% do PIB nacional. Essa escala faz do PAE uma das maiores iniciativas de transferência de renda implementadas no mundo durante a pandemia de COVID-19 (CEREDA *et al.*, 2020; NAZARENO; GALVAO, 2023; GENTILINI *et al.*, 2022).

Segundo Cavalcanti e Lameiras (2020), o efeito do PAE foi mais significativo no Nordeste e no Norte do Brasil, não apenas porque o valor desse benefício emergencial foi maior nessas regiões, mas também porque nessas localidades a média de rendimentos é menor. No mês de maio de 2020, o PAE médio (R\$ 936,16) recebido pelos domicílios da região Norte foi 17% maior que o rendimento médio recebido dos trabalhadores por conta própria (R\$ 801,46). Já no Nordeste, as comparações mostram que o auxílio médio recebido (R\$ 907,37) foi 46% maior que os rendimentos dos trabalhadores por conta própria (R\$ 616,60).

Diante desse contexto, qual terá sido o impacto do PAE sobre o mercado de trabalho durante a pandemia da COVID-19? Portanto, o objetivo desse estudo é avaliar os efeitos do PAE no mercado de trabalho durante a pandemia. Algumas hipóteses podem ser levantadas:

H1: A participação no PAE reduziu a probabilidade de os beneficiários permanecerem no emprego formal e aumentou a probabilidade de inserção em ocupações informais, refletindo um processo de realocação da situação do trabalhador no mercado de trabalho induzida por regras de focalização.

H2: A participação no PAE reduziu a oferta de trabalho, com os beneficiários substituindo tempo de trabalho por lazer (*efeito renda*).

H3: A participação no PAE aumentou a probabilidade dos beneficiários de procura-

³ Os pagamentos ocorreram entre abril e agosto de 2020.

⁴ Estabelecido pela Medida Provisória nº 1.000, de 2 de setembro de 2020 (BRASIL, 2020d).

rem trabalho e reduziu a probabilidade de declararem não querer trabalhar, refletindo mecanismos associados a *scarring effects* e *efeito estigma*.

Estudos recentes fornecem evidências importantes sobre os impactos do PAE na estabilização da renda e na redução da pobreza e da desigualdade durante a pandemia de COVID-19, concentrando-se majoritariamente nos efeitos diretos do programa e, em menor medida, na sua influência sobre o mercado de trabalho (CEREDA *et al.*, 2020; LEVY; FILHO, 2022; LEON *et al.*, 2023; NAZARENO; GALVAO, 2023; MEGALE, 2024). No entanto, essas pesquisas ainda fornecem evidências limitadas sobre os efeitos indiretos do PAE, como possíveis mudanças entre o emprego formal e informal, redução da oferta de trabalho decorrentes do aumento da renda e possíveis efeitos estigmatizantes e *scarring effects*. Esses mecanismos são particularmente relevantes em um mercado de trabalho caracterizado por elevada informalidade e forte sensibilidade às regras de elegibilidade do programa.

Este estudo utiliza os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – COVID-19 (PNAD COVID-19), coletados pelo IBGE entre maio e novembro de 2020, cobrindo tanto os beneficiários do PAE quanto do PAE residual durante a primeira onda da pandemia no Brasil, antes da vacinação e em um período marcado por fortes restrições. Para isolar os efeitos causais do programa sobre o comportamento no mercado de trabalho, três métodos de pareamento — *Propensity Score Matching* (PSM), *Mahalanobis Distance Matching* (MDM) e balanceamento por entropia — são empregados.

A análise examina como o apoio emergencial à renda afetou margens fundamentais do mercado de trabalho: transições para empregos formais e informais, participação em atividades de busca de trabalho, disposição para trabalhar e oferta semanal de horas trabalhadas. Ao distinguir essas respostas comportamentais, o estudo possibilita identificar os mecanismos por meio dos quais as transferências de renda operam, incluindo efeitos renda (redução da oferta de trabalho), processos de realocação em direção a informalidade, e dinâmicas relacionadas ao estigma e ao *scarring effects* (alterações no comportamento de busca de trabalho).

Ao tratar conjuntamente desses canais heterogêneos de ajuste em um contexto de informalidade generalizada, o estudo fornece evidências inéditas sobre essa temática. Os resultados oferecem subsídios relevantes para o desenho de programas de transferência emergencial de renda em economias em desenvolvimento, onde o equilíbrio entre alívio imediato de renda e incentivos no mercado de trabalho é particularmente relevante.

A próxima seção apresenta a breve revisão de literatura com algumas discussões

sobre efeitos de PTRs no mercado de trabalho. A seção três apresenta os métodos aplicados e descreve os dados utilizados. A seção quatro apresenta e discute os resultados. Por fim, apresentam-se as considerações finais deste capítulo.

2.2 Programas de transferência de renda e mercado de trabalho

Os PTRs são amplamente utilizados em países de baixa e média renda para reduzir a pobreza e a desigualdade. Esses programas geralmente se enquadram em duas categorias: condicionais e incondicionais. Os programas de transferência de renda condicionada (PTRC) vinculam o recebimento de benefícios a comportamentos específicos, como garantir que as crianças frequentem a escola ou façam exames médicos. Em contraste, os programas de transferência de renda incondicionada (PTRI) não exigem que os beneficiários atendam a condições comportamentais, embora ainda possam ter critérios de elegibilidade.

Uma das críticas sobre os PTRs é a de que eles podem criar desincentivos ao trabalho, frequentemente atribuídos ao *efeito renda* — uma redução na oferta de trabalho, uma vez que as famílias priorizam o lazer ou a prestação de cuidados quando suas necessidades básicas são atendidas. Esse fenômeno é às vezes chamado de *efeito preguiça*, embora este último termo tenha conotações normativas e não tenha a neutralidade teórica do efeito renda (OLIVEIRA; SOARES, 2012; BAIRD *et al.*, 2018; NAZARENO, 2016).

O efeito renda é parcialmente explicado pelo modelo padrão de oferta de trabalho, *Econ 101*, que prevê que um aumento inesperado na renda resulta em redução do tempo de trabalho⁵. No entanto, há muitas razões que fazem a resposta laboral às transferências monetárias não apresentar um comportamento tão simples como o previsto pelo *trade-off* trabalho/lazer desse modelo (BAIRD *et al.*, 2018). Por exemplo, os PTRs podem aumentar a oferta de trabalho, permitindo que os beneficiários busquem melhores oportunidades de emprego e invistam em educação e treinamento. Além disso, existe o potencial para um processo de realocação da situação ocupacional em direção a informalidade, em que os beneficiários possuem desincentivos em trabalhar no emprego formal e incentivos a entrar no setor informal, particularmente em programas cujos critérios de acesso excluem trabalhadores formais.

Além dos efeitos renda e dos incentivos à realocação da situação ocupacional, a literatura destaca o chamado *efeito de liquidez do autoemprego*. Transferências monetárias podem

⁵ O modelo supõe que os indivíduos enfrentam um *trade-off* entre trabalho e lazer e ao receberem um aumento na renda advindo de uma fonte que não o trabalho, tem o custo de oportunidade do lazer reduzido, resultando em uma menor oferta de trabalho.

aliviar restrições de crédito e permitir que indivíduos com boas ideias de projetos produtivos iniciem ou expandam negócios próprios, aumentando sua renda laboral (BAIRD *et al.*, 2018). Esse mecanismo é particularmente relevante em economias com mercados de crédito imperfeitos e alta prevalência de trabalho por conta própria.

No contexto brasileiro, Cavalcanti e Lameiras (2020) mostram que o valor médio do PAE recebido pelos domicílios em maio de 2020 foi de R\$ 846,50, o que correspondia a 44,6% do rendimento médio dos trabalhadores ocupados e a 77,5% do rendimento médio dos trabalhadores autônomos, além de superar em 21,2% o rendimento médio dos trabalhadores domésticos. Esses valores sugerem que o programa teve potencial significativo para relaxar restrições financeiras e estimular atividades produtivas no autoemprego, especialmente durante sua fase inicial.

Evidências para o Brasil mostram respostas mistas sobre a oferta de trabalho relacionadas às transferências de renda. No caso do Bolsa Família, reduções na oferta de trabalho não agrícola entre jovens e chefes de família têm sido atribuídas à condicionalidade relacionada à frequência escolar Nunes e Mariano (2015), enquanto aumentos na participação laboral de mães também foram observados, embora esses efeitos se enfraqueçam quando o valor do benefício aumenta (TAVARES, 2010).

Em contextos caracterizados por ampla informalidade, como o Brasil, um segundo canal comportamental torna-se relevante: o incentivo a realocação da situação ocupacional. Failache *et al.* (2016) mostram que o AFAM-PE, levou a uma redução nos empregos formais, com beneficiários migrando para o trabalho informal para preservar a elegibilidade, sem queda na participação total. Para o Brasil, Nazareno (2016) encontra que a expansão do Bolsa Família reduziu a informalidade. Isso destaca como o desenho institucional interage com a estrutura do mercado de trabalho, sugerindo que os efeitos podem variar substancialmente em economias com forte presença de informalidade.

Em cenários de aumento do desemprego, como durante a pandemia da COVID-19, um mecanismo adicional pode ter atuado, conhecido na literatura como *scarring effects*. Evidências mostram que interrupções no emprego não apenas geram perda de renda corrente, mas também impõem uma “cicatriz” de longo prazo por meio de maior incidência futura de desemprego e menores rendimentos subsequentes. Esses efeitos podem refletir tanto a depreciação do capital humano quanto a sinalização negativa para empregadores, resultando em períodos mais longos de busca por emprego ou afastamento do mercado de trabalho. Em

última instância, tais cicatrizes tendem a exacerbar a desigualdade ao longo da vida, aumentando o risco de pobreza e exclusão social (ARULAMPALAM *et al.*, 2001; HECKMAN; BORJAS, 1980; KROFT *et al.*, 2013).

Também existe um fenômeno sociológico associado aos PTRs, denominado *efeito estigma*. Esse fenômeno foi incorporado pela teoria econômica, cujo ponto de partida clássico é (MOFFITT, 1983), que observou que a hipótese básica da teoria econômica da demanda do consumidor, a qual afirma que "mais é melhor do que menos", parecia ser violado pelo comportamento de muitos indivíduos na população de baixa renda, pois existia nos Estados Unidos um elevado índice de famílias que se qualificavam para receber o benefício do *Aid to Families with Dependent Childre* (AFDC), mas que de fato não participavam do programa. Uma explicação apresentada para o comportamento irracional das pessoas em rejeitar ofertas de renda seria o chamado o *efeito estigma*, o qual é definido pelo autor como a desutilidade ou aversão associada à participação em programas de bem-estar social. Com isso, o autor apresenta e testa um modelo teórico, no qual os agentes podem ter desutilidade não apenas ao participar do programa, mas também em relação ao tamanho do benefício recebido.

De modo semelhante, Mattos e Ponczek (2009) define estigma como a desutilidade resultante da participação em PTRs. No entanto, seus resultados contrastam com Moffitt (1983), que sugere que o estigma reduz o número de horas trabalhadas. Em particular, os autores constataam que o estigma está associado a um aumento na procura por novos empregos e a uma redução do desemprego dentro da família, além de maior assiduidade escolar entre os beneficiários no Brasil.

Modelos mais abrangentes revelam dois efeitos opostos: (i) indivíduos racionais que antecipam uma redução em sua empregabilidade tendem a adiar o ingresso em programas de assistência (buscando evitar o estigma); (ii) uma vez inseridos, os indivíduos apresentam menos transições da assistência para o emprego devido à perda de eficácia na busca e à redução do esforço de procura (um efeito de aprisionamento). Quando o estigma é elevado, ou quando os indivíduos não antecipam a perda de empregabilidade, o efeito de aprisionamento domina, aumentando o desemprego e a dependência do programa (CONTINI; RICHIARDI, 2012).

2.2.1 Transferências de renda durante a COVID-19

Os programas emergenciais de transferência de renda desempenharam um papel crucial na estabilização da renda durante a pandemia da COVID-19, alcançando 1,36 bilhão

de pessoas em todo o mundo a um custo superior a US\$ 3 trilhões, e evitando aumentos acentuados na pobreza e na desigualdade (GENTILINI *et al.*, 2022). No Brasil, as perdas de renda laboral entre os 40% mais pobres foram quase totalmente compensadas pelo PAE, com reduções significativas na desigualdade (CEREDA *et al.*, 2020). No entanto, os impactos correspondentes no mercado de trabalho não foram uniformes.

Megale (2024) mostra que os efeitos agregados sobre a participação foram próximos de zero, mas mascararam dinâmicas compensatórias condicionadas ao *status* inicial no mercado de trabalho. Indivíduos inicialmente ativos — especialmente trabalhadores informais — reduziram sua oferta de trabalho, ao passo que aqueles inicialmente inativos tornaram-se mais propensos a ingressar no emprego informal ou no desemprego nos primeiros meses, mas apresentaram maior probabilidade de entrar no emprego formal após aproximadamente quatro meses de exposição ao programa. Essas respostas foram heterogêneas: o efeito negativo do PAE sobre a oferta de trabalho entre indivíduos inicialmente ativos foi mais forte entre mulheres e nas regiões Norte e Nordeste do Brasil⁶, enquanto os ganhos nas transições para o emprego foram concentrados entre indivíduos não brancos. Quando o valor do benefício foi reduzido pela metade, as respostas da oferta de trabalho diminuíram rapidamente, destacando a importância do tamanho do benefício (LEVY; FILHO, 2022).

O estudo de Nazareno e Galvao (2023), por sua vez, mostra que o Auxílio Emergencial teria atuado como um importante mecanismo de compensação de perdas de renda, beneficiando os mais vulneráveis e reduzindo temporariamente a pobreza e a desigualdade. Evidências complementares de Leon *et al.* (2023) sugerem que a elegibilidade para a transferência emergencial de renda esteve associada a uma redução na jornada de trabalho, o que pode ter facilitado uma maior adesão às medidas de distanciamento social durante a pandemia.

No geral, a literatura indica que PTRs podem ter tanto impactos diretos quanto indiretos no mercado de trabalho. Identificar os mecanismos por meio dos quais o apoio à renda opera é particularmente importante em contextos de alta informalidade. Isso motiva uma investigação mais detalhada do PAE, um programa de larga escala, elevada generosidade e elegibilidade baseada em critérios socioeconômicos (LEVY; FILHO, 2022).

⁶ Essas regiões apresentam, de forma consistente, menores rendas do trabalho, maiores taxas de informalidade e a maior incidência de pobreza no país. Ver IBGE (2024), especialmente os capítulos sobre distribuição de renda e vulnerabilidade geográfica (pp. 35–65; 119–132).

2.3 Metodologia

Para estimar o impacto do PAE sobre o mercado de trabalho, não é adequado realizar uma simples comparação entre as médias de participação no mercado de trabalho dos beneficiários (grupo tratado) e dos não beneficiários (grupo de controle), como seria possível em um experimento com distribuição aleatória dos participantes. Qualquer indivíduo que cumprisse as condicionalidades do programa poderia se tornar beneficiário. Assim, a estratégia de identificação adotada para a mensuração do impacto baseia-se no método de pareamento.

A partir do grupo de beneficiários do PAE, constrói-se um grupo de controle composto por indivíduos não beneficiários com características observáveis (reunidas no vetor $\mathbf{X}$) o mais próximas possível das características dos beneficiários. Dessa forma, cada integrante do grupo tratado possuirá ao menos um correspondente no grupo de controle que funcionará como o seu contrafactual. Para isso, é necessário controlar todas as variáveis que se relacionam com o desfecho potencial e com a decisão de participação no programa, garantindo que os dois grupos sejam homogêneos. Esse processo assegura a validade da hipótese de ignorabilidade ou seleção nos observáveis (H1), que fundamenta o uso do pareamento.

Uma vez controladas as variáveis observáveis, espera-se que não exista um valor de $\mathbf{X}$ que indique com certeza se o indivíduo pertence ao grupo tratado ou ao de controle, comprovando o balanceamento entre os grupos. Esse critério é formalizado pela hipótese de suporte comum (H2). A conjunção das hipóteses H1 e H2 é conhecida como a condição de ignorabilidade forte, que fundamenta a identificação causal via pareamento, como discutido por (RUBIN, 1977).

2.3.1 Pareamento por Propensity Score Matching (PSM)

Um dos métodos de pareamento utilizados nesta análise é baseado no escore de propensão (PSM), proposto por Rosenbaum e Rubin (1983). O PSM resolve o potencial problema de dimensionalidade que surge com o pareamento direto, onde quanto maior o número de características observáveis incluídas no vetor $\mathbf{X}$ para balancear os grupos, mais difícil se torna a tarefa de encontrar uma correspondência exata para cada indivíduo do grupo tratado.

Assim, em vez de usar cada característica individual incluída no vetor $\mathbf{X}$ para realizar o pareamento, o PSM utiliza uma função que resume todas as informações contidas nas características observáveis de cada indivíduo em um único valor: o escore de propensão.

O escore de propensão, nesse caso, é definido como a probabilidade condicional de um indivíduo ter recebido o tratamento, dado um vetor $\mathbf{X}$ de características observáveis. Esse escore pode ser estimado por uma regressão *logit*, onde a variável dependente é uma *dummy* que assume valor 1, caso o indivíduo tenha sido beneficiário do PAE, e o valor 0, caso contrário. Formalmente, temos:

$$\Pr(PAE_i = 1 \mid \mathbf{X}_i) = G(\mathbf{X}_i\beta) \quad (2.1)$$

onde $PAE_i = 1$ indica a participação no PAE, $\mathbf{X}_i$ é um vetor de covariáveis observadas, β é um vetor de parâmetros a serem estimados e G é a função de distribuição acumulada, assumindo uma distribuição de probabilidade logística.

O PSM se fundamenta em duas suposições: a primeira é a de ignorabilidade, também conhecida como hipótese de independência condicional (*conditional independence assumption* — CIA), a qual assume que os resultados potenciais independem do *status* de tratamento condicional a $\mathbf{X}_i$:

$$(Y_{i0}, Y_{i1}) \perp PAE_i \mid \mathbf{X}_i \quad (2.2)$$

onde Y_{i1} e Y_{i0} denotam os resultados potenciais para o indivíduo i nos estados tratado e não tratado, respectivamente.

A segunda suposição, de *sobreposição* ou *suporte comum*, garante que, para cada $\mathbf{X}_i$, exista uma probabilidade de receber e de não receber o tratamento⁷:

$$0 < \Pr(PAE_i = 1 \mid \mathbf{X}_i) < 1 \quad (2.3)$$

Sob essas condições, o pareamento com base no *propensity score* permite a estimação do Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (ATT) — *Average Treatment Effect on the Treated* (ATT) —, que é definido como a diferença entre o resultado médio observado para os indivíduos tratados e o resultado médio contrafactual estimado para esses indivíduos:

$$\hat{\tau}_{ATT} = E[Y_{i1} - \hat{Y}_{i0} \mid PAE_i = 1] = E[Y_{i1} \mid PAE_i = 1] - E[\hat{Y}_{i0} \mid PAE_i = 1] \quad (2.4)$$

A análise utiliza o método de pareamento por vizinho mais próximo (*nearest-neighbour matching*), com (CR) e sem reposição (SR), para construir $\hat{Y}_{i0}$.

⁷ Essa suposição garante que exista uma região de sobreposição na distribuição de $\mathbf{X}_i$ que represente tanto o grupo tratado quanto o grupo de controle.

Conforme Rosenbaum (2002), a hipótese de CIA do PSM é restritiva, pois assume que todas as variáveis que afetam simultaneamente a participação no PAE e os *outcomes* são observadas e corretamente incluídas no modelo. Caso existam fatores não observados que influenciem a atribuição do tratamento, os estimadores do ATT podem ser viesados. Para avaliar a sensibilidade dos resultados a esse tipo de viés, utilizamos a abordagem de limites de Rosenbaum.

Rosenbaum (2002) considera a possibilidade de que um fator não observado μ_i afete a probabilidade de tratamento, de modo que:

$$\Pr(PAE_i = 1 \mid \mathbf{X}_i, \mu_i) = G(\mathbf{X}_i\beta + \gamma\mu_i), \quad (2.5)$$

onde μ_i representa o componente não observado do processo de seleção de tratamento. Ele capta fatores individuais não mensurados pelo pesquisador e que afetam a probabilidade de o indivíduo i receber o tratamento.

Considere dois indivíduos i e j com características observáveis idênticas $\mathbf{X}$. Mesmo após o pareamento, suas probabilidades de tratamento podem diferir devido a uma covariável não observada μ . Seja $\pi_i = \Pr(PAE_i = 1 \mid \mathbf{X}_i, \mu_i)$ a probabilidade de participação no PAE. Rosenbaum (2002) mostra que a razão de chances de tratamento entre dois indivíduos pareados pode ser escrita como:

$$\frac{\pi_i(1 - \pi_j)}{\pi_j(1 - \pi_i)} = \frac{\exp(\mathbf{X}_i\beta + \gamma\mu_i)}{\exp(\mathbf{X}_j\beta + \gamma\mu_j)} = \exp\{\gamma(\mu_i - \mu_j)\}. \quad (2.6)$$

Seguindo Rosenbaum (2002), a equação (2.6) implica nos seguintes limites:

$$\Gamma^{-1} \leq \frac{\pi_i(1 - \pi_j)}{\pi_j(1 - \pi_i)} \leq \Gamma, \quad (2.7)$$

onde $\Gamma = \exp(\gamma)$ representa o fator pelo qual as chances de tratamento dos indivíduos i e j diferir devido a variáveis não observadas. Valores maiores de Γ indicam maior robustez dos resultados, pois indicam que vieses não observados precisariam ser substancialmente fortes para invalidar a inferência causal.

2.3.2 Pareamento por Mahalanobis Distance Matching (MDM)

Para verificar se os resultados são sensíveis ao método utilizado, os efeitos do PAE sobre o mercado de trabalho também foram estimados empregando o *Mahalanobis Distance Matching* (MDM). Segundo King e Nielsen (2019), existem alguns problemas associados ao

PSM⁸ não existentes no MDM. Além disso, o MDM pode ser considerado uma estratégia mais confiável do que a regressão logística, pois é uma abordagem não paramétrica, evitando a inflação do erro associado à especificação da forma funcional logística. Conforme Rubin e Thomas (2000), a métrica de Mahalanobis é dada por:

$$M(\mathbf{X}_i, \mathbf{X}_j) = [(\mathbf{X}_i - \mathbf{X}_j)^T S^{-1} (\mathbf{X}_i - \mathbf{X}_j)]^{1/2}, \quad (2.8)$$

em que: $\mathbf{X}_i$ = vetor de características observáveis das unidades tratadas i no período pré-tratamento; $\mathbf{X}_j$ = vetor de características das unidades não tratadas j ; S = matriz de covariância das covariáveis, calculada a partir do grupo de controle.

2.3.3 Pareamento por entropia

O método de balanceamento por entropia foi desenvolvido por Hainmueller (2012). Esse procedimento de pré-processamento de dados é voltado à construção de grupos comparáveis antes da análise de efeitos causais. Ele faz uso de um conjunto de condições associadas aos momentos da distribuição para ponderar as informações e alcançar um nível de balanceamento desejável para as distribuições das variáveis no grupo tratado e no grupo de controle. O método consiste em um esquema de reponderação, que atribui um peso escalar a cada unidade amostral, de modo que os grupos reponderados satisfaçam um conjunto de restrições de balanceamento impostas aos momentos amostrais das distribuições de covariáveis.

O objetivo do método é alcançar um equilíbrio exato nos momentos amostrais — como a média (primeiro momento) e a variância (segundo momento) — podendo incluir também momentos superiores das distribuições das covariáveis entre os grupos. Dessa forma, o balanceamento por entropia ajusta precisamente as desigualdades na representação das covariáveis, assegurando que as distribuições dos grupos de tratamento e controle sejam comparáveis.

Formalmente, os pesos são escolhidos pelo seguinte esquema de reponderação, que minimiza a distância métrica de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{i|PAE_i=0} w_i \log \left(\frac{w_i}{q_i} \right), \quad (2.9)$$

em que $q_i = 1/N_0$ denota o peso base uniforme atribuído a cada unidade de controle, sendo N_0 o número de unidades no grupo de controle. A minimização está sujeita às restrições de

⁸ Segundo King e Nielsen (2019), o PSM pode aumentar o viés, a ineficiência e a dependência do modelo em comparação com outros métodos de pareamento, como o MDM.

balanceamento:

$$\sum_{i|PAE_i=0} w_i c_{ri}(\mathbf{X}_i) = m_r \quad \text{para } r = 1, \dots, R, \quad (2.10)$$

$$\sum_{i|PAE_i=0} w_i = 1, \quad w_i \geq 0 \quad \forall i \mid PAE_i = 0 \quad (2.11)$$

onde m_r representa o r -ésimo momento (por exemplo, média ou variância) do grupo tratado.

Para reponderar o grupo de controle de modo a coincidir com os momentos do grupo tratado, a média contrafactual para o grupo tratado é então estimada como:

$$E(Y^0 \mid PAE_i = 1) = \frac{\sum_{i|PAE_i=0} Y_i w_i}{\sum_{i|PAE_i=0} w_i}, \quad (2.12)$$

seguindo a abordagem de ponderação proposta por Hirano *et al.* (2003), em que Y^0 representa o resultado potencial na ausência do tratamento e Y_i é o resultado observado para o indivíduo i no grupo de controle.

2.3.4 Dados

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Covid-19 (PNAD COVID-19) é uma pesquisa realizada pelo IBGE entre maio e novembro de 2020, com o objetivo de estimar o número de pessoas com sintomas referidos associados à síndrome gripal e monitorar os impactos da pandemia da COVID-19 no mercado de trabalho brasileiro. Ela investigou temas como sintomas associados à COVID-19, acesso a serviços de saúde, condições de trabalho, renda laboral e não laboral, além de características socioeconômicas dos moradores. A coleta dessas informações ocorreu por meio de entrevistas telefônicas e a amostra é fixa, ou seja, os mesmos domicílios selecionados no primeiro mês permaneceram na amostra nos meses subsequentes, até o fim da pesquisa. Essa característica possibilita acompanhar dinamicamente diversos indicadores dentro dos mesmos domicílios ao longo dos meses.

Dentre os dados da PNAD COVID-19, foram selecionadas duas bases de dados: uma referente ao mês de agosto e a outra referente ao mês de novembro de 2020, sendo estes, respectivamente, o último mês em que o auxílio no valor de R\$ 600,00 foi pago e o último mês para o qual se tem dados da pesquisa com auxílio pago no valor de R\$ 300,00. De cada uma dessas bases, foram extraídas informações de 36 variáveis, as quais são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa

Tipo	Código	Nome da variável	Descrição e forma de codificação
Peso amostral	V1032	Peso do domicílio e das pessoas	Peso amostral com pós-estratificação
Características individuais	A002	Idade	Em anos completos
	A003	Homem	1 = sim; 0 = não
	A004	Branca	1 = sim; 0 = não
	A005	Escolaridade	Nível mais alto concluído
	A001A	Responsável pelo domicílio	1 = sim; 0 = não
Características da habitação	F001	Domicílio próprio	1 = sim; 0 = não
Variáveis geográficas	UF	Unidade da Federação	Variável categórica
	V1022	Rural	1 = sim; 0 = não
	V1023	Capital, resto da RM ou RIDE	1 = sim; 0 = não
Restrição de mobilidade	B011	Restrição de contato com pessoas	1 = sim; 0 = não
Doenças crônicas	B0101	Diabetes	1 = sim; 0 = não
	B0102	Hipertensão	1 = sim; 0 = não
	B0103	Doença respiratória	1 = sim; 0 = não
	B0105	Depressão	1 = sim; 0 = não
	B0106	Câncer	1 = sim; 0 = não
Trabalho e renda	C001	Trabalhou semana passada	1 = sim; 0 = não
	C006	Mais de um trabalho	1 = sim; 0 = não
	C007	Conta própria	1 = sim; 0 = não
	C007B	Emprego formal	1 = sim; 0 = não
	C007C	Alta exposição à COVID-19	1 = sim; 0 = não
	C007D	Setor terciário	1 = sim; 0 = não
	C009	Horas trabalhadas	Número de horas na semana anterior
	C011A12	Renda de todos os trabalhos	Valor recebido em dinheiro
	C014	Contribui para o INSS	1 = sim; 0 = não
	C015	Procurou trabalho	1 = sim; 0 = não
	C016	Não quer trabalhar	1 = sim; 0 = não
	B007	Plano de saúde	1 = sim; 0 = não
Rendimento de outras fontes	D0031	Beneficiário do Bolsa Família	1 = sim; 0 = não
	D0041	Beneficiário do BPC ou LOAS	1 = sim; 0 = não
	D0051	Recebeu Auxílio Emergencial	1 = sim; 0 = não
	D0061	Seguro desemprego	1 = sim; 0 = não
	D0011	Aposentadoria ou pensão	1 = sim; 0 = não
	D0021	Rendimento de doações	1 = sim; 0 = não
	D0071	Outros rendimentos	1 = sim; 0 = não
Empréstimo	E001	Alguém do domicílio fez empréstimo	1 = sim; 0 = não

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Definição de tratamento

O status de tratamento é definido no nível individual utilizando a variável D0051, que indica se o entrevistado recebeu o Auxílio Emergencial. Indivíduos que reportaram o recebimento do benefício constituem o grupo de tratamento, enquanto os não beneficiários são utilizados para formar o grupo de controle. Embora os critérios de elegibilidade do PAE se refiram à renda domiciliar, o recebimento do benefício é reportado no nível individual na pesquisa.

Realocação da situação ocupacional

Para avaliar o impacto do PAE sobre a probabilidade de ingresso no emprego informal, foi utilizada a variável C007. Essa variável inclui diversas categorias ocupacionais, e a categoria *Conta própria* foi escolhida como uma *proxy* para informalidade. A variável foi recodificada em um indicador binário, assumindo valor 1 se o indivíduo é trabalhador por conta própria e 0 caso contrário. Essa definição não está isenta de limitações, pois inclui trabalhadores autônomos formais e exclui empregados sem contrato formal, que também fazem parte do setor informal. No entanto, dadas as restrições dos dados e o objetivo de capturar mudanças na inserção ocupacional associadas ao PAE, o uso da categoria trabalho por conta própria como *proxy* de informalidade constitui uma aproximação razoável e amplamente aceita na literatura aplicada. Ademais, os trabalhadores por conta própria representam o grupo predominante dentro do setor informal no Brasil, e essa suposição é comumente adotada em estudos sobre informalidade com dados brasileiros (BARBOSA; CORSEUIL, 2014; NAZARENO, 2016).

A variável C007B é utilizada em testes de robustez como uma *proxy* complementar, capturando outra dimensão da informalidade, a saber, o emprego assalariado informal, que não necessariamente corresponde ao trabalho por conta própria. Para esse fim, a variável foi recodificada para assumir valor 1 se o indivíduo não possui contrato formal de trabalho e não é servidor público estatutário, e 0 caso contrário. Essa variável derivada é denominada *Sem contrato formal*.

De acordo com a legislação que instituiu o PAE, apenas indivíduos com renda domiciliar mensal per capita de até meio salário mínimo ou renda domiciliar total mensal de até três salários mínimos eram elegíveis⁹; adicionalmente, os beneficiários não poderiam ter rendimentos tributáveis acima de R\$ 28.559,70 em 2018 (BRASIL, 2020d). No entanto, a base de dados da PNAD COVID-19 inclui indivíduos com rendimentos declarados muito elevados que não eram elegíveis para receber o Auxílio Emergencial. Além disso, um levantamento feito pelo Tribunal de Contas da União (2021) indicou que mais de 7 milhões de indivíduos receberam o benefício de forma indevida em 2020, gerando prejuízos de aproximadamente R\$ 54 bilhões aos cofres públicos. Para lidar com esse problema, foi aplicado um filtro de renda, excluindo da análise indivíduos com renda efetiva superior a três salários mínimos, uma vez que esses indivíduos não atendiam aos critérios de elegibilidade do programa.

Para avaliar o impacto do PAE sobre o emprego formal, utilizamos a variável C007B.

⁹ Em 2020, o salário mínimo no Brasil era de R\$ 1.045,00.

Essa variável foi recodificada em um indicador binário, assumindo valor 1 se o indivíduo possui contrato formal de trabalho ou é servidor público estatutário, e 0 caso contrário. Por simplicidade, essa variável derivada é denominada *Emprego formal*. Como teste de robustez, utilizamos a variável C014 como uma proxy alternativa de formalidade. A variável assume valor 1 se o indivíduo declara contribuir para o INSS e 0 caso contrário.

Para todas as análises empíricas realizadas nesta pesquisa, as amostras correspondentes ao PAE e ao PAE residual são restritas a população em idade economicamente ativa (18–59 anos), a fim de garantir maior comparabilidade entre os grupos analisados. No Brasil, a participação no mercado de trabalho formal em tempo integral é predominantemente observada a partir dos 18 anos e a média da idade com a qual as pessoas se aposentam é de aproximadamente 60 anos.

Efeito renda

Para captar um possível efeito renda, utilizamos a variável C001, codificada como 1 se o indivíduo trabalhou pelo menos uma hora na semana anterior e 0 caso contrário. Essa variável derivada é denominada *Trabalhou na semana passada*. Como teste de robustez para o efeito renda, utilizamos a variável C009, que registra o número de horas efetivamente trabalhadas na semana anterior. Essa variável assume valores discretos.

Scarring effects e estigma

Para analisar possíveis efeitos associados à *scarring effects* e ao *estigma*, foram selecionadas duas variáveis. A primeira variável é a C015 (*Na semana passada, tomou alguma providência efetiva para conseguir trabalho?*). Essa variável assume valor 1 se o indivíduo tomou alguma ação para encontrar trabalho na semana anterior e 0 caso contrário. Por simplicidade, essa variável derivada é denominada *Procurou trabalho*.

A segunda variável é a C016 (*Qual o principal motivo de não ter procurado trabalho na semana passada?*). Entre as opções de resposta disponíveis, selecionamos a categoria *Não quer trabalhar ou é aposentado*. O objetivo é avaliar o impacto do PAE sobre a disposição dos indivíduos em trabalhar. Como a análise é restrita a indivíduos com idade ativa, a variável derivada é denominada *Não quer trabalhar*, que assume valor 1 se o indivíduo não quer trabalhar e 0 caso contrário.

Controles observáveis (covariáveis)

Para controlar as restrições de mobilidade durante a pandemia, uma das variáveis utilizadas foi a B011 (*Na semana passada, devido à pandemia de Coronavírus, em que medida o(a) Sr(a) restringiu o contato com as pessoas?*). Originalmente, essa variável contém quatro categorias que capturam diferentes graus de mobilidade. Ela foi recodificada em uma variável binária, assumindo valor 1 se o indivíduo permaneceu estritamente em casa ou saiu apenas para necessidades básicas, e 0 caso contrário. Essa variável foi mantida nos modelos estimados, mesmo em casos em que ela não foi estatisticamente significativa no primeiro estágio no PSM (estimação do escore de propensão). Ela capta restrições de oferta de trabalho relacionadas à pandemia.

Também se controla pela exposição ocupacional ao risco de COVID-19. A variável C007C originalmente contém 36 categorias que identificam o tipo de trabalho, ocupação ou função exercida na atividade principal do entrevistado. Essa variável foi recodificada em um indicador binário, de modo que ocupações com alta exposição interpessoal ao COVID-19 e baixa possibilidade de trabalho remoto assumem valor 1, enquanto todas as demais ocupações assumem valor 0. De acordo com Organização Internacional do Trabalho (2020), ocupações de alto risco durante a pandemia incluem: profissionais de saúde, trabalhadores do setor de serviços, trabalhadores do comércio e vendas, trabalhadores de transporte e entrega, trabalhadores da construção civil e da indústria, e trabalhadores da educação e segurança pública.

A covariável C007D (*Qual é a principal atividade do local ou empresa em que você trabalha?*) originalmente contém 25 categorias. Após a exclusão dos indivíduos que declararam “outra atividade”, essa variável foi recodificada em um indicador binário igual a 1 para atividades pertencentes ao setor terciário e 0 caso contrário.

A variável V1023 (*Tipo de área*) originalmente inclui quatro categorias: Capital; restante da Região Metropolitana (RM), excluindo a capital; restante da Região Integrada de Desenvolvimento (RIDE), excluindo a capital; e restante da Unidade da Federação (UF), excluindo tanto a Região Metropolitana quanto a RIDE. Essa variável foi transformada em um indicador binário que assume valor 1 se o indivíduo reside na capital, no restante da RM ou no restante da RIDE, e 0 caso contrário.

As demais covariáveis controlam por características individuais, habitacionais, geográficas, ocupacionais, mobilidade e rendimentos, permitindo estimar a probabilidade de tratamento de forma consistente. Elas ajudam a construir um grupo de controle o mais seme-

lhante possível ao grupo de tratamento. Além disso, esse conjunto ampliado de covariáveis reduz substancialmente o risco de viés associado à heterogeneidade não observada.

Amostragem e ponderação

As variáveis referentes à amostragem e ponderação — UPA (*Unidade primária de amostragem*), Estrato (*estrato amostral*) e V1032 (*Peso do domicílio e das pessoas*) — foram devidamente incorporadas à base de dados para possibilitar a construção de um desenho amostral complexo. A inserção dessas variáveis foi essencial para garantir a representatividade dos resultados em nível populacional.

2.4 O impacto do Programa Auxílio Emergencial (PAE) no mercado de trabalho

A seguir, apresentam-se os resultados da pesquisa e as discussões acerca das suas principais implicações. Inicialmente, são exibidas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na avaliação de impacto do PAE sobre a informalidade, bem como das variáveis empregadas na análise do impacto do PAE sobre o emprego formal. Posteriormente, são apresentados os resultados sobre os efeitos do PAE no mercado de trabalho.

Em relação às estatísticas descritivas, a única variável não apresentada é a *Unidade da Federação* (UF), uma vez que se trata de uma variável categórica com 27 categorias, cuja descrição detalhada pouco acrescentaria à análise. Ainda assim, foi incluída nos modelos de pareamento como variável de controle, a fim de capturar possíveis heterogeneidades regionais.

2.4.1 Estatísticas descritivas para os setores de trabalho formal e informal

Em relação à análise para o setor informal, após a aplicação dos filtros na renda e na idade, mencionados na Section 2.3.4, e a remoção das observações faltantes, o número total de observações na base de agosto de 2020 foi de 102.338, enquanto na base de novembro de 2020 foi de 104.121, conforme apresentado na Tabela 2. Para a análise do impacto do PAE sobre o emprego formal, o número total de observações foi de 79.548 em agosto e 81.236 em novembro.

Tabela 2 – Número de observações nos grupos tratado e controle

Setor	Amostra	Tratado	Controle	Total
Setor informal	Agosto	52 329	50 009	102 338
	Novembro	49 770	54 351	104 121
Setor formal	Agosto	31 352	48 196	79 548
	Novembro	29 296	51 940	81 236

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas referentes às bases de agosto e novembro de 2020. Para as duas bases mensais, nota-se que os níveis médios de escolaridade e renda do grupo tratado são inferiores as do grupo de controle.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis não binárias

Setor	Variável	Grupo	Agosto		Novembro	
			Média	D.P.	Média	D.P.
Informal	Idade	Tratamento	38.23	11.16	38.42	11.20
		Controle	38.77	10.97	38.68	10.97
	Escolaridade	Tratamento	4.06	1.71	4.05	1.69
		Controle	4.95	1.76	4.93	1.75
	Renda (R\$)	Tratamento	1 052.59	670.35	1 107.48	652.04
		Controle	1 513.12	729.05	1 530.47	707.70
Formal	Idade	Tratamento	36.89	11.12	36.96	11.20
		Controle	38.64	10.59	38.59	10.63
	Escolaridade	Tratamento	4.33	1.74	4.29	1.72
		Controle	5.45	1.77	5.42	1.76
	Renda (R\$)	Tratamento	1 280.32	1 071.11	1 286.70	991.80
		Controle	2 637.10	3 110.37	2 595.80	3 215.87

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

A Tabela 4 apresenta o teste de diferença de médias referentes à idade, escolaridade e renda dos dois grupos para as bases mensais de agosto e novembro. A diferença de renda é particularmente expressiva, especialmente para a amostra do setor formal, o que evidencia desigualdade substancial em termos de rendimentos entre beneficiários e não beneficiários do PAE. Essas diferenças reforçam a importância de empregar técnicas de pareamento para controlar a heterogeneidade observável entre os grupos antes da estimação dos efeitos do programa.

Tabela 4 – Teste t para diferença de médias entre grupos tratado e controle

Setor	Variável	Agosto			Novembro		
		Controle	Tratado	Diferença	Controle	Tratado	Diferença
Informal	Idade	38.77	38.23	-0.54	38.68	38.42	-0.27
	Escolaridade	4.95	4.06	-0.89	4.93	4.05	-0.88
	Renda (R\$)	1 513.12	1 052.59	-460.53	1 530.47	1 107.48	-422.99
Formal	Idade	38.64	36.89	-1.76	38.59	36.96	-1.63
	Escolaridade	5.45	4.33	-1.12	5.42	4.29	-1.12
	Renda (R\$)	2 637.10	1 280.32	-1 356.78	2 595.80	1 286.70	-1 309.10

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: Todas as diferenças são estatisticamente significativas em $p < 0.001$.

A Tabela 5 exibe um comparativo (em percentual) das variáveis binárias entre os grupos tratado e controle utilizadas na análise dos efeitos do PAE sobre a informalidade. Observa-se que o grupo tratado apresenta maior participação de homens, não brancos, trabalhadores por conta própria e com menor acesso a sistemas de proteção social, como plano de saúde e aposentadoria ou pensão. Além disso, este grupo também está mais concentrado em setores não terciários e em atividades de alta exposição à COVID-19, como transporte, comércio ambulante e serviços presenciais.

A Tabela 6 apresenta a distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos tratado e controle utilizadas na análise dos efeitos do PAE sobre o setor formal. Observa-se que a proporção de trabalhadores formais é consideravelmente menor entre os beneficiários (cerca de 29%) em comparação aos não beneficiários (em torno de 42%), tanto em agosto quanto em novembro. Destaca-se também uma maior participação de indivíduos não brancos, residentes em áreas rurais e inseridos em ocupações com maior exposição à COVID-19, além de um menor acesso a mecanismos de proteção social, como planos de saúde, aposentadorias e pensões. Isso indica que o PAE alcançou majoritariamente indivíduos com características de maior vulnerabilidade social e inserção laboral mais precária.

Tabela 5 – Distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos — Setor informal

Variável	Categoria	Base de Agosto		Base de Novembro	
		Tratado (%)	Controle (%)	Tratado (%)	Controle (%)
Homem	1 (Sim)	61.10	51.57	61.13	51.78
	0 (Não)	38.90	48.43	38.87	48.22
Branco	1 (Sim)	34.34	48.50	34.47	46.72
	0 (Não)	65.66	51.50	65.53	53.28
Responsável pelo domicílio	1 (Sim)	46.01	44.07	46.21	43.88
	0 (Não)	53.99	55.93	53.79	56.12
Domicílio próprio	1 (Sim)	34.76	35.96	34.60	36.29
	0 (Não)	65.24	64.04	65.40	63.71
Capital, resto da RM ou RIDE	1 (Sim)	12.20	12.72	12.26	13.01
	0 (Não)	87.80	87.28	87.74	86.99
Rural	1 (Sim)	25.40	17.08	25.37	16.50
	0 (Não)	74.60	82.92	74.63	83.50
Restrição de contato com pessoas	1 (Sim)	13.25	12.73	08.37	08.26
	0 (Não)	86.75	87.27	91.63	91.74
Mais de um trabalho	1 (Sim)	05.18	05.49	04.88	05.16
	0 (Não)	94.82	94.51	95.11	94.84
Conta própria	1 (Sim)	40.99	20.69	41.90	21.17
	0 (Não)	59.01	79.31	58.10	78.83
Setor terciário	1 (Sim)	62.25	71.68	62.65	71.96
	0 (Não)	37.75	28.32	37.35	28.04
Alta exposição à COVID-19	1 (Sim)	56.37	51.31	57.11	52.50
	0 (Não)	43.63	48.69	42.89	47.50
Plano de saúde	1 (Sim)	12.78	32.47	12.51	31.69
	0 (Não)	87.22	67.53	87.49	68.31
Beneficiário do Bolsa Família	1 (Sim)	07.11	01.23	11.67	02.61
	0 (Não)	92.89	98.77	88.33	97.39
Beneficiário do BPC ou LOAS	1 (Sim)	02.33	01.40	02.40	01.48
	0 (Não)	97.67	98.60	97.60	98.52
Seguro desemprego	1 (Sim)	01.51	02.46	00.95	01.55
	0 (Não)	98.49	97.54	99.05	98.45
Aposentadoria ou pensão	1 (Sim)	16.91	26.32	16.82	25.69
	0 (Não)	83.09	73.68	83.18	74.31
Rendimentos de doação	1 (Sim)	04.68	03.32	04.68	03.41
	0 (Não)	95.32	96.68	95.32	96.59
Outros rendimentos	1 (Sim)	02.89	05.23	02.89	05.12
	0 (Não)	97.11	94.77	97.11	94.88
Empréstimo	1 (Sim)	06.26	06.36	08.22	08.49
	0 (Não)	93.74	93.64	91.78	91.51
Câncer	1 (Sim)	00.49	00.67	00.50	00.68
	0 (Não)	99.51	99.33	99.50	99.32
Hipertensão	1 (Sim)	10.20	09.72	10.94	10.31
	0 (Não)	89.80	90.28	89.06	89.69
Doença respiratória	1 (Sim)	04.11	04.07	04.28	04.48
	0 (Não)	95.89	95.93	95.72	95.52
Depressão	1 (Sim)	02.38	02.52	02.65	02.77
	0 (Não)	97.62	97.48	97.35	97.23
Diabetes	1 (Sim)	03.23	03.08	03.52	03.27
	0 (Não)	96.77	96.92	96.48	96.73

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

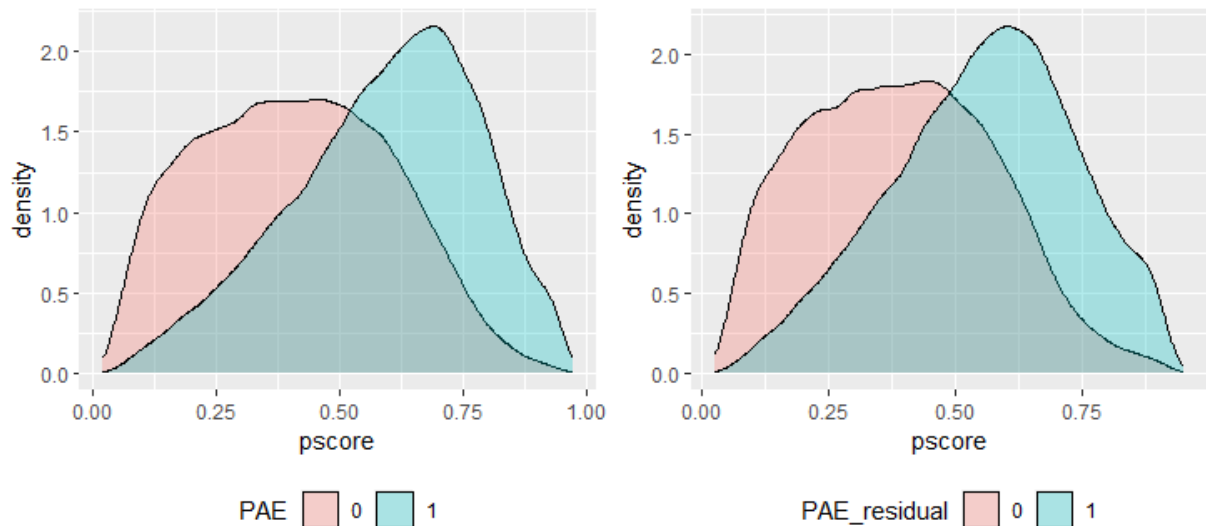
Tabela 6 – Distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos — Setor formal

Variável	Categoria	Base de Agosto		Base de Novembro	
		Tratado (%)	Controle (%)	Tratado (%)	Controle (%)
Homem	1 (Sim)	54.43	48.70	54.77	48.81
	0 (Não)	45.57	51.30	45.23	51.19
Branco	1 (Sim)	33.47	49.04	33.36	48.19
	0 (Não)	66.53	50.96	66.64	51.81
Responsável pelo domicílio	1 (Sim)	41.53	45.46	41.57	45.13
	0 (Não)	58.47	54.54	58.43	54.87
Domicílio próprio	1 (Sim)	34.02	35.48	33.71	35.87
	0 (Não)	65.98	64.52	66.29	64.13
Capital, resto da RM ou RIDE	1 (Sim)	12.91	14.34	12.56	14.72
	0 (Não)	87.09	85.66	87.44	85.28
Rural	1 (Sim)	22.02	12.16	22.45	11.93
	0 (Não)	77.98	87.84	77.55	88.07
Restrição de contato com pessoas	1 (Sim)	12.35	13.53	07.75	08.81
	0 (Não)	87.65	86.47	92.25	91.19
Mais de um trabalho	1 (Sim)	05.30	07.33	05.05	06.87
	0 (Não)	94.70	92.67	94.95	93.13
Emprego formal	1 (Sim)	29.47	42.47	28.57	41.79
	0 (Não)	70.53	57.53	71.43	58.21
Setor terciário	1 (Sim)	71.60	78.20	71.69	78.26
	0 (Não)	28.40	21.80	28.31	21.74
Alta exposição à COVID-19	1 (Sim)	62.78	53.34	63.44	53.97
	0 (Não)	37.22	46.66	36.56	46.03
Plano de saúde	1 (Sim)	16.75	42.55	16.44	42.26
	0 (Não)	83.25	57.45	83.56	57.74
Beneficiário do Bolsa Família	1 (Sim)	06.52	01.01	11.43	01.92
	0 (Não)	93.48	98.99	88.57	98.08
Beneficiário do BPC ou LOAS	1 (Sim)	02.21	01.13	02.36	01.21
	0 (Não)	97.79	98.87	97.64	98.79
Seguro desemprego	1 (Sim)	01.52	02.19	00.96	01.41
	0 (Não)	98.48	97.81	99.04	98.59
Aposentadoria ou pensão	1 (Sim)	16.62	24.15	16.53	23.70
	0 (Não)	83.38	75.85	83.47	76.30
Rendimentos de doação	1 (Sim)	05.20	03.50	05.27	03.53
	0 (Não)	94.80	96.50	94.73	96.47
Outros rendimentos	1 (Sim)	02.83	05.79	02.75	05.72
	0 (Não)	97.17	94.21	97.25	94.28
Empréstimo	1 (Sim)	06.05	06.04	07.95	08.30
	0 (Não)	93.95	93.96	92.05	91.70
Câncer	1 (Sim)	00.50	00.75	00.53	00.72
	0 (Não)	99.50	99.25	99.47	99.28
Hipertensão	1 (Sim)	09.79	09.79	10.42	10.34
	0 (Não)	90.21	90.21	89.58	89.66
Doença respiratória	1 (Sim)	04.33	04.52	04.60	04.83
	0 (Não)	95.67	95.48	95.40	95.17
Depressão	1 (Sim)	02.40	02.74	02.68	02.92
	0 (Não)	97.60	97.26	97.32	97.08
Diabetes	1 (Sim)	03.09	03.06	03.30	03.25
	0 (Não)	96.91	96.94	96.70	96.75

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

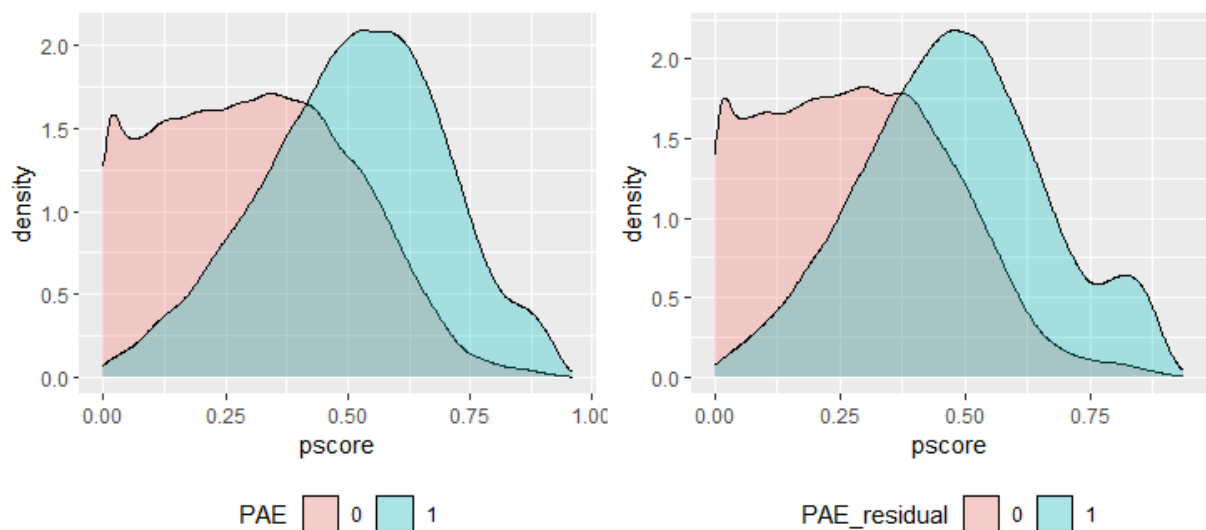
Com relação às hipóteses utilizadas na construção do pareamento, a hipótese de ignorabilidade (H1), tratada com a inclusão de variáveis observáveis que determinam a participação ou não de um indivíduo no tratamento, não é passível de verificação empírica. Já a hipótese de suporte comum (H2) pode ser verificada para as duas bases de dados utilizadas. Como mostram as Figuras 1 e 2, existe uma grande área de sobreposição entre os grupos tratado e controle¹⁰. Essa área sobreposta nos permite afirmar que existem indivíduos que não foram beneficiados pelo PAE com características semelhantes àqueles que receberam o auxílio, ou seja, dá suporte ao método de pareamento aqui utilizado, que busca encontrar um contrafactual representativo dos indivíduos tratados no grupo de não tratados para construir um grupo controle representativo.

Figura 1 – Área de suporte comum para as amostras utilizadas na análise do setor informal



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Figura 2 – Área de suporte comum para as amostras utilizadas na análise do setor formal



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19

¹⁰ Nas Figuras 1 e 2, as áreas à esquerda correspondem às bases construídas com dados de agosto de 2020, ao passo que as áreas à direita correspondem às bases construídas com dados de novembro de 2020.

2.4.2 Resultados para o impacto do PAE no mercado de trabalho

Para a avaliação de impacto do PAE no mercado de trabalho informal, foram realizados dois métodos de cálculo do escore de propensão: com reposição e sem reposição. Para cada método, estimou-se uma regressão ponderada. O método de ponderação que faz uso do próprio escore de propensão é calculado de modo a obter um melhor ajuste do modelo, sendo assim mais recomendado para a interpretação dos resultados do que as estimações realizadas por regressões simples.

A Tabela 7 exhibe os resultados obtidos para os pareamentos utilizando os métodos PSM e entropia. Os resultados apresentam coeficientes estatisticamente significativos e positivos para a análise dos efeitos sobre o setor informal, indicando para um impacto positivo do PAE na informalidade. Já os resultados para a análise dos efeitos sobre o emprego formal apresentam coeficientes estatisticamente significativos e negativos, sugerindo um impacto negativo sobre esse setor.

Tabela 7 – Resultados dos métodos PSM e entropia para o impacto do PAE no mercado de trabalho

Painel A: Conta própria (setor informal)						
	PSM		PSM		Entropia	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição		
PAE	0.128*** (0.004)	0.211*** (0.003)			0.125*** (0.003)	
PAE residual			0.134*** (0.004)	0.201*** (0.003)		0.131*** (0.003)
Constante	0.282*** (0.003)	0.207*** (0.002)	0.285*** (0.003)	0.218*** (0.002)	0.285*** (0.002)	0.288*** (0.002)
Observações	75 270	100 018	73 559	99 540	102 338	104 121
Painel B: Emprego formal						
	PSM		PSM		Entropia	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição		
PAE	-0.089*** (0.004)	-0.114*** (0.004)			-0.090*** (0.003)	
PAE residual			-0.079*** (0.005)	-0.113*** (0.004)		-0.079*** (0.003)
Constante	0.384*** (0.004)	0.409*** (0.003)	0.365*** (0.004)	0.399*** (0.003)	0.385*** (0.002)	0.365*** (0.002)
Observações	47 881	62 704	45 701	58 592	79 548	81 236

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

A Tabela 8 apresenta os coeficientes obtidos para o pareamento por MDM. Os

resultados são semelhantes aos dos modelos PSM e entropia, ou seja, também apontam para um impacto positivo do Auxílio Emergencial na informalidade e para um impacto negativo no setor formal.

Tabela 8 – Resultados do método MDM para o impacto do PAE no mercado de trabalho

Painel A: Conta própria (setor informal)				
	MDM		MDM	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
PAE	0.161*** (0.004)	0.206*** (0.003)		
PAE residual			0.157*** (0.004)	0.205*** (0.003)
Constante	0.249*** (0.003)	0.207*** (0.002)	0.262*** (0.003)	0.214*** (0.002)
Observações	76 404	100 018	74 712	99 540
Painel B: Emprego formal				
	MDM		MDM	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
PAE	−0.100*** (0.004)	−0.119*** (0.004)		
PAE residual			−0.091*** (0.004)	−0.115*** (0.004)
Constante	0.394*** (0.004)	0.414*** (0.003)	0.377*** (0.004)	0.401*** (0.003)
Observações	48 599	62 704	46 361	58 592

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Esses resultados indicam que a participação no PAE reduziu a probabilidade de os beneficiários permanecerem no emprego formal e aumentou a probabilidade de inserção em ocupações informais. Esse movimento em direção à informalidade pode estar relacionado tanto às características do setor informal — como menor exigência de capital, maior flexibilidade de horários e menores barreiras à entrada e saída — quanto às regras de elegibilidade do programa, que excluem indivíduos com renda proveniente do emprego formal. Esses fatores tornam o trabalho informal uma alternativa mais compatível com o recebimento do benefício em um contexto de choque econômico adverso.

É importante destacar que a categoria de trabalho por conta própria é heterogênea, pois inclui tanto atividades de subsistência quanto ocupações com maior intensidade de capital e algum grau de formalização. É possível que o PAE tenha afetado negativamente as atividades mais estruturadas, que envolvem custos fixos, investimentos e maior dependência de demanda

presencial, enquanto tenha incentivado a entrada em ocupações informais de baixa barreira à entrada. Nesse sentido, os efeitos positivos observados sobre o trabalho por conta própria podem refletir um aumento mais pronunciado nas ocupações informais e de subsistência, que apresentam menores barreiras à entrada, compensando uma possível retração das atividades mais estruturadas e formais. A PNAD COVID-19, contudo, não distingue as modalidades de trabalho por conta própria com instalações ou investimentos das atividades sem instalações ou investimentos, o que limita a análise dessa heterogeneidade dos efeitos do programa.

De modo complementar, o estudo de Nazareno e Galvao (2023) mostra que a desigualdade atingiu níveis historicamente baixos e a pobreza diminuiu substancialmente. O coeficiente de Gini em todos os meses em que o programa foi concedido permaneceu abaixo de 0.50 pela primeira vez na história brasileira mensurável. A redução da pobreza também foi substancial em comparação com os níveis de 2019. Os autores destacam ainda que, a cada real adicional recebido por meio do programa, a renda *per capita* domiciliar proveniente de outras fontes foi reduzida em média em R\$0,25, porém a probabilidade logarítmica de o domicílio estar abaixo da linha de pobreza caiu significativamente. Assim, o Auxílio Emergencial teria atuado como um importante mecanismo de compensação de perdas de renda, beneficiando os mais vulneráveis e reduzindo temporariamente a pobreza e a desigualdade.

No entanto, essa evidência contrasta com as preocupações apontadas por Alaimo *et al.* (2018), que destacam que análises de incidência fiscal simplificadas — que não consideram os efeitos indiretos sobre o mercado de trabalho, como o incentivo à informalidade — tendem a superestimar o impacto distributivo de PTRs. Os autores mostram que, no caso do programa Asignación Universal por Hijo (AUH) na Argentina, o incentivo à informalidade compromete parcialmente os ganhos distributivos. Em contraste, o AFAM-PE do Uruguai, com critérios de elegibilidade mais sofisticados, apresenta menor distorção e, consequentemente, menor perda distributiva. Para os autores, essa distorção trabalhista provocada por PTRs reduz os potenciais efeitos positivos desses programas na redução da pobreza e desigualdade, uma vez que uma taxa de informalidade mais elevada implica uma distribuição de rendimento no mercado mais desigual.

Cabe ressaltar que boa parte dos beneficiários da PAE eram beneficiários do PBF, um PTRC que, até dezembro de 2021, também exigia a não formalidade laboral como requisito para ser elegível¹¹. Durante a pandemia da COVID-19, o Auxílio Emergencial substituiu o PBF,

¹¹ A Lei nº 14.284, de 29 de dezembro de 2021, que instituiu o Programa Auxílio Brasil em substituição ao Bolsa Família, estabeleceu que o cálculo da renda familiar deve considerar os rendimentos brutos de todos os membros

nas fases em que o benefício do PAE era mais vantajoso.

De modo semelhante, o estudo de Hornstein *et al.* (2022) aponta que a expansão dos programas de seguro-desemprego nos EUA durante a pandemia da COVID-19 teve efeitos negativos consideráveis sobre a recuperação do emprego, especialmente em estabelecimentos de baixa remuneração. Esses estabelecimentos enfrentaram maior dificuldade para atrair trabalhadores e se recuperaram mais lentamente em comparação com os de alta remuneração. Além disso, seus empregadores reagiram às restrições mais intensas da oferta de mão de obra aumentando as horas trabalhadas e os salários dos funcionários existentes em um ritmo mais acelerado. Contudo, segundo o autor, benefícios sociais como os programas de seguro-desemprego também atuam como estabilizadores econômicos ao elevar a renda disponível e estimular a demanda agregada, auxiliando a recuperação do emprego. Evidência empírica consistente com esse mecanismo é apresentada em Kekre (2021). Essas forças compensatórias, em equilíbrio, podem explicar por que muitos estudos encontram apenas respostas negativas relativamente modestas do mercado de trabalho associadas a programas de seguro desemprego.

O estudo de Nazareno e Galvao (2023), por sua vez, constatou que o PAE esteve estatisticamente associado a uma redução nas taxas de participação na força de trabalho intradomiciliar e a um aumento no desemprego. Contudo, os coeficientes dessas associações foram bastante pequenos, o que levou os autores a concluir que o programa não afetou de forma significativa a dinâmica do desemprego no nível domiciliar durante o período analisado. Embora os níveis de desemprego tenham aumentado de aproximadamente 10% para 13% entre maio e novembro de 2020, esse crescimento ocorreu em um contexto de elevação contínua da participação na força de trabalho, indicando que parte do aumento do desemprego pode estar associada ao ingresso de novos indivíduos na busca por trabalho, e não apenas a demissões.

Contudo, podemos pensar numa série de canais possíveis, que também podem explicar o impacto positivo do PAE no mercado de trabalho informal. Um canal é através do *efeito de liquidez do autoemprego*. Ao disponibilizar um suporte financeiro, o programa pode ter contribuído para aumentar a liquidez no mercado, ou seja, para aumentar a disponibilidade de recursos financeiros, a manter a circulação de recursos na economia e a estimular a atividade empreendedora.

Uma outra explicação é um *efeito de seguro*: pessoas em situação de pobreza podem não se arriscar em abrir um negócio por conta própria ou mudar para um emprego melhor por

da família, sem distinção entre trabalho formal ou informal. Essa regra foi mantida e reforçada no novo Bolsa Família, relançado em 2023.

medo de fracassar, mas, quando essas pessoas passam a ter acesso a um fluxo circular de renda, podem se sentir mais seguras em mudar de trabalho e a empreender (BAIRD *et al.*, 2018). Assim, o acesso ao benefício do PAE, em conjunto com a sua característica temporária, prevista desde o início da sua implementação, pode ser visto como incentivo para o aumento da quantidade de trabalhos por conta própria dos beneficiários do programa em relação aos não beneficiários.

A crise social e econômica provocada pela pandemia da COVID-19 também pode ter influenciado esses resultados, uma vez que a pandemia atingiu de maneira pesada os setores formal e informal, gerando altos índices de desemprego. Os trabalhadores informais, que geralmente não possuem proteção social, tem acesso limitado a serviços de saúde e não possuem alternativas de substituição de renda em caso de doença, foram os mais afetados pelas medidas de *lockdown*. Estima-se que, em todo o mundo, os trabalhadores informais tiveram uma redução de 60% em seus ganhos no primeiro mês da crise. Essa queda foi ainda maior na África e na América Latina, chegando a 81% (International Labour Organization, 2020). O fato do setor informal explicar entre 67% e 85% da redução líquida de emprego no mundo, entre o último trimestre de 2019 e o segundo trimestre de 2020, reforça como a pandemia impactou os trabalhadores autônomos. Para muitos deles, o trabalho remoto não era uma opção, além de muitos trabalhadores informais concentrarem-se em empresas menores, que têm mais dificuldade em gerir longos períodos sem atividade (BECCARIA *et al.*, 2024).

Contudo, em meados de 2020, o setor informal impulsionou a recuperação parcial do emprego no Brasil e em outros países da América Latina. Esse setor foi responsável por cerca de 58% da criação líquida de empregos entre o segundo trimestre de 2020 e o terceiro trimestre de 2021. A diminuição gradual das medidas de restrição de mobilidade, no segundo semestre de 2020, resultou na reintegração de algumas pessoas que estavam desempregadas e também incentivou aquelas que haviam perdido o emprego no início da pandemia a procurar por uma nova oportunidade. Entretanto, a recuperação parcial dos indicadores de emprego foi interrompida nos primeiros meses de 2021 por conta das novas ondas de infecções e das medidas adotadas para combatê-las. Apenas no segundo, e principalmente, no terceiro trimestre de 2021, com uma maior taxa de vacinação e um controle sanitário mais eficaz, os indicadores de emprego voltaram a apresentar melhorias (BECCARIA *et al.*, 2024). Esses dados também são corroborados pelas estatísticas descritivas desta pesquisa, uma vez que observaram-se um aumento do percentual de trabalhadores por conta própria e uma redução dos trabalhadores com emprego formal entre os meses de agosto e novembro de 2020.

2.4.3 O impacto do PAE sobre a participação recente no mercado de trabalho

Para verificar um possível efeito renda, com os beneficiários do PAE substituindo tempo de trabalho por lazer, analisamos o impacto do programa sobre a atuação recente no mercado de trabalho, utilizando a variável *Trabalhou na semana passada* como variável de resultado. Os resultados apresentados nas Tabelas 9 e 10 indicam um efeito estatisticamente significativo e negativo do PAE sobre a oferta de trabalho.

Assim, os resultados estão de acordo com a teoria econômica tradicional, a qual prevê que quando uma pessoa recebe um aumento inesperado de dinheiro, espera-se que ela trabalhe menos e ganhe menos. Isso ocorre porque os indivíduos tomam decisões sobre a quantidade de trabalho com base na troca entre obter mais rendimento (trabalhando mais horas) e ter menos tempo para lazer. Como o lazer é considerado um bem normal, um aumento no rendimento não relacionado ao trabalho levaria a uma busca por mais lazer, resultando em menos horas trabalhadas (BAIRD *et al.*, 2018).

Tabela 9 – Resultados dos métodos PSM e entropia para o impacto sobre a participação recente no mercado de trabalho

	<i>Variável dependente: Trabalhou na semana passada</i>					
	PSM		PSM		Entropia	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição		
PAE	−0.095*** (0.003)	−0.199*** (0.002)			−0.098*** (0.002)	
PAE residual			−0.045*** (0.002)	−0.066*** (0.002)		−0.040*** (0.002)
Constante	0.564*** (0.002)	0.642*** (0.002)	0.467*** (0.002)	0.488*** (0.001)	0.567*** (0.002)	0.463*** (0.001)
Observações	172 403	202 030	212 916	290 918	225 466	313 636

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 10 – Resultados do método MDM para o impacto sobre a participação recente no mercado de trabalho

	<i>Variável dependente: Trabalhou na semana passada</i>			
	MDM		MDM	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
PAE	−0.091*** (0.003)	−0.193*** (0.002)		
PAE residual			−0.082*** (0.003)	−0.167*** (0.002)
Constante	0.559*** (0.002)	0.642*** (0.002)	0.579*** (0.002)	0.660*** (0.001)
Observações	171 308	202 030	162 566	216 984

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Segundo Nazareno e Galvao (2023), como um dos objetivos do PAE, enquanto política de proteção social, era permitir que os indivíduos permanecessem em suas casas e os mais afetados pela pandemia eram justamente aqueles que não tinham condições de parar de trabalhar ou migrar para o trabalho remoto, reduções na participação na força de trabalho dentro das famílias teriam sido resultados "positivos", dadas as especificidades do contexto da pandemia.

2.4.4 O impacto do PAE sobre a procura por trabalho e a disposição para trabalhar

Nesta subseção, analisamos o impacto do PAE sobre dois indicadores da oferta potencial de trabalho: (i) a probabilidade de procurar trabalho e (ii) a probabilidade de declarar indisposição para trabalhar. A Tabela 11 apresenta os resultados para os métodos PSM e entropia, enquanto a Tabela 12 reporta os resultados para o método MDM.

Os coeficientes associados ao PAE e ao PAE residual são estatisticamente significativos e positivos para a variável “Procurou trabalho”, indicando que os beneficiários do programa apresentaram maior probabilidade de buscar trabalho na semana anterior à entrevista, em comparação aos não beneficiários. Esse resultado é robusto aos diferentes métodos de pareamento. Por outro lado, os resultados para a variável “Não quer trabalhar” mostram coeficientes negativos e estatisticamente significativos, sugerindo que o recebimento do PAE reduziu a probabilidade de os indivíduos declararem falta de vontade de trabalhar.

Tabela 11 – Impacto do PAE sobre a busca por trabalho e a disposição para trabalhar

Painel A: Procurou trabalho						
	PSM		PSM		Entropia	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição		
PAE	0.026*** (0.003)	0.026*** (0.003)			0.024*** (0.003)	
PAE residual			0.029*** (0.003)	0.047*** (0.003)		0.039*** (0.003)
Constante	0.177*** (0.003)	0.162*** (0.002)	0.208*** (0.003)	0.181*** (0.002)	0.179*** (0.002)	0.198*** (0.002)
Observações	82 849	62 878	77 106	67 368	95 475	91 258
Painel B: Não quer trabalhar						
	PSM		PSM		Entropia	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição		
PAE	-0.053*** (0.003)	-0.199*** (0.003)			-0.057*** (0.002)	
PAE residual			-0.050*** (0.003)	-0.182*** (0.003)		-0.052*** (0.002)
Constante	0.124*** (0.002)	0.230*** (0.002)	0.125*** (0.002)	0.220*** (0.002)	0.128*** (0.002)	0.126*** (0.002)
Observações	66 265	52 674	59 132	55 166	77 414	71 513

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela 12 – Impacto do PAE sobre a busca por trabalho e a disposição para trabalhar

Painel A: Procurou trabalho				
	MDM		MDM	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
PAE	0.018*** (0.003)	−0.005* (0.003)		
PAE residual			0.027*** (0.003)	0.022*** (0.003)
Constante	0.184*** (0.003)	0.162*** (0.002)	0.210*** (0.003)	0.181*** (0.002)
Observações	82 718	62 878	77 002	67 368
Painel B: Não quer trabalhar				
	MDM		MDM	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
PAE	−0.045*** (0.003)	−0.173*** (0.003)		
PAE residual			−0.042*** (0.003)	−0.160*** (0.003)
Constante	0.116*** (0.002)	0.230*** (0.002)	0.116*** (0.002)	0.220*** (0.002)
Observações	66 276	52 674	59 152	55 166

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Esses resultados são compatíveis com a hipótese de *scarring effects*. Evidências indicam que episódios de desemprego podem gerar efeitos persistentes sobre a trajetória laboral, via depreciação do capital humano e sinalização negativa para empregadores, o que aumenta a duração do desemprego e reduz rendimentos futuros (ARULAMPALAM *et al.*, 2001; HECKMAN; BORJAS, 1980; KROFT *et al.*, 2013). Nesse contexto, a maior propensão dos beneficiários do PAE a procurar trabalho e a menor probabilidade de relatar falta de disposição para trabalhar podem refletir a maior dificuldade de reinserção no mercado de trabalho associada ao *scarring effects*.

Embora o Auxílio Emergencial tenha sido um programa de grande escala, possivelmente contribuindo para reduzir o estigma social associado à participação, fatores não pecuniários podem ainda ter desempenhado um papel relevante. Mattos e Ponczek (2009) mostram que a desutilidade associada à participação em PTRs pode induzir indivíduos a intensificar os esforços de busca por emprego, como estratégia para reduzir a dependência futura de benefícios. Assim, os resultados encontrados são compatíveis com a literatura do *efeito estigma*, ainda que outros mecanismos, como *scarring effects* e restrições de oferta de trabalho, também possam ter contribuído.

Adicionalmente, a maior propensão dos beneficiários do PAE a procurar trabalho e a menor probabilidade de relatar falta de disposição para trabalhar também podem estar associadas ao declínio observado no emprego formal entre os beneficiários. O apoio financeiro fornecido pelo programa pode ter reduzido a pressão imediata para aceitar ocupações de baixa qualidade ou mal remuneradas, permitindo que os indivíduos fossem mais seletivos ao reingressar no mercado de trabalho. Nesse sentido, transferências de renda podem afetar não apenas a quantidade, mas também a qualidade das transições ocupacionais, elevando o salário de reserva dos trabalhadores. Evidências consistentes com esse mecanismo são apresentadas por Hornstein *et al.* (2022), que mostram que a expansão dos programas de seguro-desemprego nos EUA durante a pandemia da COVID-19 retardou a recuperação do emprego, especialmente em estabelecimentos de baixa remuneração, os quais enfrentaram maior dificuldade para atrair trabalhadores.

Assim, embora os resultados anteriores indiquem a presença de um processo de realocação da situação ocupacional em direção à informalidade e evidências compatíveis com um efeito renda, os beneficiários do programa parecem manter-se economicamente ativos, seja por meio da maior inserção em atividades informais, seja por uma menor probabilidade de relatar falta de disposição para trabalhar ou uma maior propensão à busca por emprego. Vale ressaltar que essa análise desconsidera eventuais efeitos compensatórios como um possível aumento da renda disponível e estímulo à demanda, o que, por sua vez, tende a apoiar a recuperação do emprego ao longo do tempo, como destaca Kekre (2021).

2.4.5 Testes de robustez para os setores informal e formal

Uma etapa fundamental em qualquer avaliação de impacto é a realização de testes de robustez para verificar se os resultados principais se mantêm diante de diferentes escolhas metodológicas ou definições das variáveis de interesse. Diante disso, realizamos novamente as análises utilizando *proxies* alternativas, onde a informalidade é medida pela ausência de contrato formal de trabalho e o emprego formal pela contribuição para o INSS. As Tabelas 13 e 14 apresentam os resultados obtidos pelos métodos PSM, entropia e MDM.

Novamente, as estimativas fornecem evidências favoráveis à hipótese H1, de que o recebimento do Auxílio Emergencial aumentou a probabilidade de inserção no setor informal e reduziu a probabilidade de emprego formal. Em todas as especificações, tanto os benefícios integrais (R\$ 600) quanto os residuais (R\$ 300) estão estatisticamente associados a aumentos na informalidade e reduções no emprego formal. Esses achados aumentam a confiabilidade

da análise principal ao mostrar que as estimativas não são sensíveis a diferentes definições de informalidade e formalidade no mercado de trabalho.

Tabela 13 – Resultados dos métodos de PSM e entropia para testes de robustez

Painel A: Sem contrato formal						
	PSM		PSM		Entropia	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição		
PAE	0.157*** (0.005)	0.233*** (0.004)			0.156*** (0.004)	
PAE residual			0.153*** (0.005)	0.228*** (0.004)		0.151*** (0.004)
Constante	0.262*** (0.004)	0.186*** (0.003)	0.285*** (0.004)	0.210*** (0.003)	0.262*** (0.002)	0.287*** (0.002)
Observações	45 621	60 526	43 901	56 722	68 545	69 932
Painel B: Contribui para o INSS						
	PSM		PSM		Entropia	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição		
PAE	-0.068*** (0.005)	-0.346*** (0.004)			-0.080*** (0.004)	
PAE residual			-0.073*** (0.005)	-0.309*** (0.004)		-0.078*** (0.004)
Constante	0.325*** (0.004)	0.512*** (0.003)	0.323*** (0.004)	0.488*** (0.003)	0.338*** (0.003)	0.328*** (0.003)
Observações	47 262	44 190	47 455	48 994	57 783	59 286

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela 14 – Resultados do método MDM para testes de robustez

Painel A: Sem contrato formal				
	MDM		MDM	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
PAE	0.187*** (0.005)	0.244*** (0.004)		
PAE residual			0.179*** (0.005)	0.244*** (0.004)
Constante	0.231*** (0.004)	0.174*** (0.003)	0.259*** (0.004)	0.194*** (0.003)
Observações	46 303	60 526	44 461	56 722
Painel B: Contribuição para o INSS				
	MDM		MDM	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
PAE	-0.102*** (0.005)	-0.308*** (0.004)		
PAE residual			-0.094*** (0.005)	-0.280*** (0.004)
Constante	0.359*** (0.004)	0.512*** (0.003)	0.345*** (0.004)	0.488*** (0.003)
Observações	47 823	44 190	48 055	48 994

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

2.4.6 Teste de robustez para o efeito renda utilizando como variável dependente o número de horas trabalhadas

Como teste de robustez para o efeito renda, analisou-se o impacto do PAE sobre o número de horas trabalhadas na semana anterior, tanto para trabalhadores informais quanto para os formais. No caso do setor informal, a base de dados foi restrita aos indivíduos classificados como trabalhadores por conta própria, aplicando-se os filtros de renda e idade descritos na Seção 2.3.4. Para o setor formal, a amostra foi limitada aos indivíduos que declararam possuir carteira de trabalho assinada ou serem servidores públicos estatutários. Diferentemente da análise do setor informal, não foi aplicado filtro de renda, uma vez que os rendimentos no setor formal tendem a ser mais elevados e menos diretamente relacionados aos critérios de elegibilidade do programa.

Os resultados obtidos pelos métodos PSM e balanceamento por entropia são apresentados na Tabela 15, enquanto a Tabela 16 reporta as estimativas geradas pelo método MDM. No caso do setor informal, os coeficientes são negativos e estatisticamente significativos para todos os modelos estimados. Esses resultados sugerem que o recebimento do Auxílio Emergencial es-

teve associado a uma redução no número de horas trabalhadas entre os trabalhadores autônomos, sendo compatíveis com a presença de um efeito renda no setor informal.

Para o caso do setor formal, coeficientes negativos e estatisticamente significativos foram observados apenas nas estimativas obtidas pelo MDM. Essa diferença entre métodos sugere que os efeitos sobre a oferta de trabalho formal, embora presentes, são menos robustos do que aqueles observados no setor informal, devendo ser interpretados com cautela.

Tabela 15 – Resultados dos métodos PSM e entropia para o impacto sobre as horas trabalhadas

Painel A: Horas trabalhadas (setor informal)						
	PSM		PSM		Entropia	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição		
PAE	−0.883*** (0.238)	−5.732*** (0.231)			−0.797*** (0.201)	
PAE residual			−0.822*** (0.214)	−4.553*** (0.203)		−0.774*** (0.181)
Constante	32.900*** (0.209)	35.251*** (0.163)	35.118*** (0.185)	36.808*** (0.144)	32.814*** (0.165)	35.069*** (0.145)
Observações	27 848	20 696	27 946	23 008	31 799	32 360

Painel B: Horas trabalhadas (setor formal)						
	PSM		PSM		Entropia	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição		
PAE	−0.057 (0.261)	−0.118 (0.229)			−0.298 (0.193)	
PAE residual			−0.155 (0.235)	−0.064 (0.211)		−0.257 (0.172)
Constante	35.309*** (0.203)	35.370*** (0.162)	37.714*** (0.181)	37.623*** (0.149)	35.550*** (0.108)	37.815*** (0.091)
Observações	15 192	18 482	14 004	16 742	29 712	30 078

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Tabela 16 – Resultados do método MDM para o impacto sobre as horas trabalhadas

Painel A: Horas trabalhadas (setor informal)				
	MDM		MDM	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
PAE	−1.874*** (0.232)	−4.313*** (0.231)		
PAE residual			−1.602*** (0.208)	−3.417*** (0.203)
Constante	33.892*** (0.202)	35.251*** (0.163)	35.898*** (0.179)	36.808*** (0.144)
Observações	28 209	20 696	28 273	23 008
Painel B: Horas trabalhadas (setor formal)				
	MDM		MDM	
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
PAE	−0.946*** (0.256)	−0.696*** (0.226)		
PAE residual			−0.484** (0.229)	−0.414** (0.207)
Constante	36.197*** (0.198)	35.948*** (0.160)	38.042*** (0.176)	37.973*** (0.147)
Observações	15 366	18 482	14 202	16 742

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

2.4.7 Análise de sensibilidade

A Tabela 17 define o nível de vies oculto para um determinado valor Γ , o qual reflete nossa suposição sobre a endogeneidade na atribuição de tratamento em termos da razão de chances de atribuição de tratamento diferencial devido a uma covariável não observada. Para cada Γ , calculamos um nível de significância do efeito do tratamento no caso de seleção endógena, p^+ . As informações na tabela mostram o primeiro valor de Γ com significância estatística de 10%. Quanto maior for o valor do Γ , mais o modelo é robusto em relação a fatores não observáveis. Por outro lado, se um pequeno acréscimo nesses fatores não observáveis for suficiente para alterar a atribuição de tratamento, então o modelo é considerado bastante sensível a esses fatores.

Tabela 17 – Análise de sensibilidade para os resultados apresentados na análise principal

Programa	Modelo	Limites	Conta própria	Emprego formal	Trabalhou semana passada	Procurou trabalho	Não quer trabalhar
PAE	PSM (CR)	Γ	1.41	2.32	1.12	3.85	12.50
		p^+	0.0098	0.0061	0.0123	0.0082	0.0069
	PSM (SR)	Γ	1.37	2.32	1.25	4.17	28.18
		p^+	0.0261	0.0061	0.0846	0.0064	0.0050
	MDM (CR)	Γ	1.41	2.32	1.12	3.85	12.50
		p^+	0.0098	0.0061	0.0123	0.0082	0.0069
PAE residual	MDM (SR)	Γ	1.39	2.32	1.21	5.16	15.40
		p^+	0.0075	0.0061	0.0087	0.0079	0.0053
	PSM (CR)	Γ	1.36	2.42	1.00	3.14	11.88
		p^+	0.0170	0.0059	0.0068	0.0051	0.0073
	PSM (SR)	Γ	1.36	2.42	1.04	4.01	23.19
		p^+	0.0170	0.0059	0.0170	0.0051	0.0052
	MDM (CR)	Γ	1.36	2.42	1.00	3.14	11.88
		p^+	0.0170	0.0059	0.0068	0.0051	0.0073
	MDM (SR)	Γ	1.36	2.42	1.02	3.79	14.70
		p^+	0.0170	0.0059	0.0864	0.0070	0.0051

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota 1: Γ corresponde ao menor valor do parâmetro de sensibilidade para o qual o efeito do tratamento permanece estatisticamente significativo sob a hipótese de superestimação. O termo p^+ representa o *bound* superior do valor-p nesse cenário adverso, ou seja, a significância estatística do efeito assumindo a presença de viés não observado.

Nota 2: CR = Com reposição; SR = Sem reposição.

Em relação à análise de sensibilidade referentes aos resultados da análise principal, apresentados na Tabela 17, observa-se que as estimativas relativas ao impacto do PAE sobre o setor informal (indicada pela variável *Conta própria*) os valores de Γ situam-se entre 1.10 e 1.50, indicando sensibilidade moderada a viés não observado.

É importante ressaltar que um valor de $\Gamma = 1.36$ (observado na análise de impacto do PAE residual sobre os trabalhos por conta própria) não implica ausência de um efeito verdadeiro do Auxílio Emergencial no mercado de trabalho informal. Segundo DiPrete e Gangl (2004), esse resultado significa que o intervalo de confiança para o efeito do tratamento irá incluir o valor zero se uma variável não observada levar a *odds ratio* da atribuição de tratamento a diferir entre os grupos de tratamento e de controle por um fator de 1.31 e exercer um impacto suficientemente forte sobre o desfecho. Se a presença de viés de seleção possuir forte influência sobre a adesão ao programa, mas apenas um efeito fraco sobre a variável de resultado, o efeito estimado permanecerá significativo. Dessa forma, um valor de $\Gamma = 1.36$ situa-se em um intervalo usualmente interpretado como indicando sensibilidade moderada a vieses não observados: não extremamente frágil, mas também distante de níveis considerados robustos. Nesse caso, seria necessário um viés não observado capaz de aumentar as chances relativas de tratamento em 36% para invalidar a significância do efeito estimado.

No caso da análise de impacto do PAE sobre o emprego formal, os resultados permanecem estatisticamente significativos no nível de 10% até um valor de $\Gamma = 2.32$. Já para o caso da análise de impacto do PAE residual, os efeitos estimados permanecem significativos até $\Gamma = 2.42$. Nesse caso, seria necessário mais que o dobro da probabilidade de um indivíduo receber tratamento devido a uma característica não observável para invalidar a significância do efeito estimado. Esses resultados indicam que as estimativas referentes ao impacto do programa sobre o emprego formal possuem robustez substancial, tendo em vista que a literatura normalmente interpreta valores de $\Gamma > 2$ como evidência de que efeito do tratamento é robusto a grandes vieses (ROSENBAUM, 2005; PROSERPIO; ZERVAS, 2017).

Em relação às estimativas relativas aos efeitos do PAE sobre a participação recente dos beneficiários no mercado de trabalho (indicada pela variável *Trabalhou semana passada*), os valores de Γ situam-se entre 1.10 e 1.50, sugerindo sensibilidade moderada. Para o caso do PAE residual, os valores de Γ indicam alta sensibilidade a vieses não observáveis. DiPrete e Gangl (2004) sugerem que limites inferiores a 1.10 indicam que o efeito médio do tratamento é altamente sensível a presença de fatores não observáveis.

Em relação a análise de impacto do PAE sobre a procura por trabalho e sobre a disposição para trabalhar, os modelos estimados são altamente robustos, pois os efeitos permanecem significativos para valores do Γ altamente elevados.

A Tabela 18 mostra os resultados da análise de sensibilidade para as estimativas apresentadas nos testes de robustez. No caso da análise de impacto do PAE sobre o setor sem contrato formal de trabalho, os resultados permanecem estatisticamente significativos no nível de 10% até um valor de $\Gamma = 1.41$. Já para o caso da análise de impacto do PAE residual, os efeitos estimados permanecem significativos até $\Gamma = 1.30$. Esses resultados indicam uma sensibilidade moderada a viés não observado.

Tabela 18 – Análise de sensibilidade para os resultados apresentados nos testes de robustez

Programa	Modelo	Limites	Sem contrato formal	Contribui para o INSS	Horas trabalhadas (setor informal)	Horas trabalhadas (setor formal)
PAE	PSM (CR)	Γ	1.41	2.80	1.38	
		p^+	0.0214	0.0055	0.0052	
	PSM (SR)	Γ	1.41	4.80	6.42	
		p^+	0.0214	0.0064	0.0050	
	MDM (CR)	Γ	1.41	2.80	1.35	4.76
		p^+	0.0214	0.0055	0.0053	0.0051
PAE residual	MDM (SR)	Γ	1.41	3.75	2.12	3.61
		p^+	0.0214	0.0078	0.0050	0.0508
	PSM (CR)	Γ	1.30	2.90	4.01	
		p^+	0.0179	0.0052	0.0050	
	PSM (SR)	Γ	1.30	4.40	2.88	
		p^+	0.0179	0.0060	0.0050	
PAE residual	MDM (CR)	Γ	1.30	2.90	1.56	5.50
		p^+	0.0179	0.0052	0.0054	0.0051
	MDM (SR)	Γ	1.30	3.65	2.30	4.90
		p^+	0.0179	0.0053	0.0050	0.0050

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

Nota 1: Γ corresponde ao menor valor do parâmetro de sensibilidade para o qual o efeito do tratamento permanece estatisticamente significativo sob a hipótese de superestimação. O termo p^+ representa o *bound* superior do valor-p nesse cenário adverso, ou seja, a significância estatística do efeito assumindo a presença de viés não observado.

Nota 2: CR = Com reposição; SR = Sem reposição.

No caso da análise de impacto sobre o setor formal utilizando a variável *Contribui para o INSS*, os efeitos estimados permanecem significativos para $\Gamma > 2$, indicando que as estimativas referentes ao impacto do PAE sobre o emprego formal possuem robustez substancial.

No caso do impacto do PAE sobre as horas trabalhadas dos trabalhadores informais, os valores de Γ indicaram sensibilidade moderada nas estimativas com reposição, enquanto as estimativas sem reposição apresentaram robustez substancial frente a possíveis vieses não observados. Para o PAE residual, os valores de Γ variam conforme o método de pareamento. Alguns resultados apresentam valores como $\Gamma > 2$ sugerindo robustez substancial, mas o $\Gamma = 1.56$ sugere robustez limitada.

No caso do impacto do PAE sobre as horas trabalhadas no setor formal, os efeitos estimados permanecem significativos até valores de $\Gamma > 2$, indicando robustez substancial frente a potenciais vieses não observados.

2.5 Considerações finais

O presente estudo avaliou os efeitos do PAE sobre o mercado de trabalho brasileiro durante a pandemia da COVID-19, com foco nos mecanismos de realocação da situação ocupaci-

onal, oferta de trabalho e comportamento de busca por emprego. A análise empírica foi baseada em três hipóteses centrais, apresentadas na introdução deste capítulo.

Em relação à hipótese H1, que postulava que a participação no PAE reduziria a permanência no emprego formal e aumentaria a inserção em ocupações informais em decorrência das regras de focalização, os resultados fornecem forte evidência a favor da hipótese. Observou-se um aumento significativo da inserção de beneficiários em atividades informais, particularmente no trabalho por conta própria, bem como uma redução do emprego formal entre os beneficiários. Esse padrão é consistente com um processo de realocação da situação ocupacional induzido pelo desenho institucional do programa, especialmente no que diz respeito ao critério de elegibilidade que excluía trabalhadores com vínculo formal.

Esse mecanismo pode ter sido reforçado pelo fato de parcela relevante dos beneficiários do PAE também estar coberta pelo PBF, cujas regras de elegibilidade eram igualmente sensíveis à formalização do trabalho. Esse tipo de distorção no mercado de trabalho, induzida por PTRs, pode atenuar parte de seus efeitos distributivos positivos, uma vez que níveis mais elevados de informalidade tendem a estar associados a maior desigualdade na distribuição dos rendimentos do trabalho. Dessa forma, os resultados ressaltam a importância de que formuladores de políticas públicas considerem cuidadosamente os incentivos gerados por critérios de elegibilidade, de modo a evitar desestímulos excessivos à formalização laboral que possam comprometer os objetivos de redução da pobreza e da desigualdade.

Nesse contexto, o PAE pode estar associado a uma desaceleração da recuperação do emprego formal durante a pandemia entre os beneficiários do programa, o que provavelmente ocorreu principalmente em segmentos de baixa remuneração. Cabe ressaltar, contudo, que esta análise não incorpora eventuais efeitos compensatórios de segunda ordem, como o aumento da renda disponível e o estímulo à demanda agregada, os quais tendem a favorecer a recuperação do emprego ao longo do tempo. Ademais, em um contexto de forte retração econômica, o acesso ao emprego formal pode ter se tornado particularmente restrito, levando beneficiários a enfrentar maiores dificuldades para encontrar vagas formais compatíveis com suas qualificações. Por outro lado, sobretudo na fase inicial do programa, o aumento expressivo da renda dos trabalhadores autônomos pode ter contribuído para a expansão ou sustentação de pequenos negócios por conta própria.

A hipótese H2, que previa uma redução da oferta de trabalho dos beneficiários do PAE devido a um efeito renda, é corroborada pelos resultados, embora com algumas ressalvas.

As estimativas indicam que o programa esteve associado a uma redução da probabilidade de os beneficiários terem trabalhado na semana anterior, bem como a uma redução no número de horas trabalhadas entre os trabalhadores informais. Contudo, para o PAE residual, fase em que os valores das transferências foram reduzidos pela metade, as estimativas para o impacto sobre a participação recente no mercado de trabalho revelaram alta sensibilidade a fatores não observáveis, o que recomenda cautela na interpretação desse desfecho específico. Por outro lado, os testes de robustez utilizando as horas trabalhadas mostraram-se substancialmente robustos para as duas fases do programa, especialmente no setor informal. Dessa forma, conclui-se que há evidência suficiente de efeito renda, sendo mais consistente para o benefício integral e na margem intensiva (horas trabalhadas).

Por fim, a hipótese H3, que postulava que o PAE aumentaria a busca por trabalho e reduziria a probabilidade de declarar não querer trabalhar, em consonância com mecanismos de *scarring effects* e efeito estigma, também encontra suporte empírico. Os beneficiários apresentaram maior propensão a procurar trabalho e maior disposição para trabalhar, o que pode refletir tanto esforços para mitigar o estigma associado ao recebimento do benefício quanto preocupações com as consequências de longo prazo do desemprego para a trajetória profissional, incluindo maior dificuldade de recolocação e menores rendimentos futuros.

Uma limitação relevante desta análise refere-se ao fato de que a identificação de um possível efeito estigma baseia-se em variáveis autorrelatadas, as quais estão sujeitas a viés de desejabilidade social. Beneficiários de programas públicos podem superestimar sua busca por trabalho ou minimizar sua relutância em trabalhar, de modo a evitar associações negativas relacionadas à dependência de transferências governamentais.

Como possível teste adicional de robustez, seria desejável investigar se beneficiários não ocupados investiram em capital humano durante o período de recebimento do auxílio, por meio de cursos de qualificação ou outras atividades de desenvolvimento profissional. No entanto, a PNAD COVID-19 não disponibiliza informações sobre participação em treinamentos, cursos ou atividades de aperfeiçoamento realizadas durante a pandemia. As variáveis educacionais disponíveis restringem-se à escolaridade e à frequência escolar no momento da entrevista, o que limita a investigação desse canal específico.

Uma outra limitação é que a PNAD COVID-19 não dispõe de informações detalhadas sobre o tempo típico de deslocamento ao trabalho, acesso a redes locais de apoio informal e medidas de aversão individual ao risco de contágio. Indivíduos mais avessos ao risco podem

ter reduzido sua participação no mercado de trabalho, afetando os desfechos analisados, e apresentado maior propensão a solicitar o Auxílio Emergencial, influenciando o processo de seleção ao tratamento. Ainda assim, a análise incorpora um conjunto amplo de variáveis que ajudam a capturar indiretamente restrições de mobilidade e percepção de risco. Em particular, incluem-se indicadores relacionados à restrição de contato com outras pessoas, presença de doenças crônicas, inserção em atividades com maior exposição à COVID-19 e vínculos com o setor terciário. Essas variáveis atuam como *proxies* imperfeitas, porém relevantes, do grau de vulnerabilidade sanitária e do comportamento preventivo dos indivíduos durante a pandemia, mitigando parcialmente o viés associado à endogeneidade da mobilidade e ao fator medo.

3 EFEITOS DA TRANSFERÊNCIA DE RENDA SOBRE O MERCADO DE TRABALHO: EVIDÊNCIAS PARA O URUGUAI

3.1 Introdução

O programa AFAM-PE do Uruguai foi criado no ano de 2008, a partir da reformulação do programa anterior (denominado *Asignación Familiar*), o qual foi dividido em dois programas: um destinado aos trabalhadores formais e outro, o AFAM-PE, que se desvinculou da condição de trabalhador como requisito para ser atendido. A partir desse momento, o AFAM-PE se tornou um PTRC, voltado ao atendimento de famílias em situação de vulnerabilidade socioeconômica (CASAÑA *et al.*, 2018).

O programa é destinado a gestantes e famílias com filhos menores de 18 anos ou crianças e adolescentes que estejam sob cuidados em tempo integral em estabelecimentos do Instituto da Criança e do Adolescente do Uruguai ou em instituições que mantenham convênios com este Instituto. Os valores mensais por beneficiário levam em consideração o número de crianças e adolescentes no domicílio, o nível de escolaridade que cursam e a presença ou não de deficiência (AMARANTE; SCALESE, 2022; RIBERO, 2023).

Para ter direito ao benefício, é necessário o cumprimento de condicionalidades educativas e de saúde: matrícula e frequência regular do beneficiário em estabelecimentos de ensino estaduais ou privados autorizados pelo órgão competente, exceto nos casos de beneficiários com deficiência em que se comprove que o cumprimento dessas condicionalidades não é possível, além da periodicidade dos controles da assistência médica prestada por meio do sistema público ou privado (LEI N° 18.227, 2008).

Durante a pandemia da COVID-19, o programa foi utilizado como uma das estratégias governamentais para compensar as perdas de renda das famílias mais vulneráveis, pois o governo uruguaio optou por responder às necessidades de proteger a renda da população principalmente por meio do aumento dos valores das transferências de renda existentes, como o AFAM-PE e a TUS¹, sem ampliar significativamente sua cobertura. A partir de abril de 2020, os valores dos benefícios foram aumentados em 50% e novos ajustes foram realizados em 2021 com elevações nos valores pagos². O alcance do seguro-desemprego também foi ampliado por

¹ Segundo Amarante e Scalese (2022), a maioria das famílias que recebem TUS também são beneficiárias do AFAM-PE (94%).

² Os aumentos foram fixados em 50% do valor da transferência correspondente de abril a dezembro de 2020, com exceção de outubro. Mas, o desenho inicial das transferências implicava desigualdades horizontais relevantes, visto que as famílias mais pobres recebiam uma duplicação de TUS (que envolvia um valor menor do que uma duplicação de AFAM-PE). Isso foi corrigido em 2021, quando as famílias que recebiam AFAM-PE e TUS

meio da flexibilização de seus critérios de elegibilidade, o que levou, em abril de 2020, a um número de inscritos oito vezes maior do que nos dois meses anteriores. Além disso, foi criado um novo programa de transferências de renda de menor valor, chamado *Canasta de Emergencia Alimentaria*, destinado a trabalhadores informais não cobertos pelo TUS, AFAM-PE ou qualquer programa público contributivo (AMARANTE; SCALESE, 2022; BECCARIA *et al.*, 2024).

Embora o governo do Uruguai não tenha implementado medidas de *lockdown* completas, houve fortes recomendações para a população ficar em casa, afetando significativamente a atividade econômica. Nesse contexto, o impacto da pandemia sobre a pobreza e a distribuição de renda não ocorreu de forma direta, mas mediado por outros fatores, como os efeitos diretos das restrições ao emprego e pela magnitude e distribuição das políticas implementadas em resposta à crise econômica (BLANCHET, 2023).

Diante desse contexto, qual terá sido o impacto do AFAM-PE sobre o mercado de trabalho durante a pandemia da COVID-19? Nesse contexto, três hipóteses principais são levantadas:

H1: O AFAM-PE reduziu a probabilidade de os beneficiários permanecerem no emprego formal e aumentou a probabilidade de inserção no setor informal, sugerindo a ocorrência de um processo de realocação da situação ocupacional.

H2: O AFAM-PE reduziu a oferta de trabalho dos beneficiários (efeito renda).

H3: O AFAM-PE aumentou a probabilidade dos beneficiários de procurarem trabalho e reduziu a probabilidade de declararem não querer trabalhar, mecanismos que podem estar associados a efeito estigma e *scarring effects*.

A análise será realizada com base nos microdados da Encuesta Continua de Hogares (ECH), abrangendo o período de janeiro a dezembro de 2020. Avaliar os efeitos do AFAM-PE no mercado de trabalho é de grande relevância, considerando a importância desse programa como uma das principais estratégias do governo do Uruguai para compensar as desigualdades de renda familiar. Embora já existam estudos avaliando seus efeitos no mercado de trabalho, é necessário realizar análises mais aprofundadas e atualizadas, considerando novos contextos sociais como o da pandemia da COVID-19 e a emergência de implementação de políticas públicas como essa durante a crise socioeconômica.

A seção seguinte apresenta uma breve revisão da literatura, destacando estudos anteriores que analisaram os efeitos do AFAM-PE sobre o mercado de trabalho. A seção 3.3

receberam aumentos com base no valor da transferência de AFAM-PE (AMARANTE; SCALESE, 2022).

descreve os dados utilizados e os métodos econométricos aplicados para a avaliação de impacto. Na seção 3.4, são apresentados os resultados empíricos referentes ao impacto do AFAM-PE sobre a informalidade laboral durante a pandemia. Por fim, a seção 3.5 reúne as principais conclusões do estudo e discute suas implicações para o desenho de políticas públicas.

3.2 Transferência direta de renda e oferta de trabalho

Os PTRs podem influenciar os resultados no mercado de trabalho por diversos canais ao fornecerem apoio à renda para famílias de baixa renda. Um desses canais é a possibilidade de um processo de realocação da situação ocupacional, com os beneficiários tendo menos incentivos ao emprego formal e mais incentivos a entrar na informalidade como estratégia para manter o acesso ao benefício, especialmente em programas cuja elegibilidade está condicionada à ausência de vínculo formal de trabalho.

Nesse contexto, Failache *et al.* (2013) analisaram o impacto do programa AFAM-PE, no Uruguai, sobre a inserção formal e informal no mercado de trabalho. Utilizando como metodologia o *Regression Discontinuity Design* (RDD), os autores encontraram evidências de que o programa teve um impacto positivo e estatisticamente significativo sobre a taxa de informalidade, especialmente entre os titulares do benefício. Importante notar que esse efeito ocorre predominantemente por meio de um efeito substituição setorial do trabalho, e não de um efeito renda: não foram observados impactos sobre a taxa de ocupação total, mas sim efeitos negativos sobre o emprego formal, indicando que os trabalhadores não reduziram sua oferta total de trabalho, embora tenham optado pela informalidade como forma de preservar a elegibilidade ao AFAM-PE.

De modo semelhante, Bergolo e Galván (2018) avaliam o impacto do programa AFAM-PE sobre as respostas de mulheres e homens no mercado de trabalho, na dissolução conjugal e no processo de tomada de decisão sobre o uso do dinheiro. Também empregando a metodologia RDD, os autores encontraram quatro resultados empíricos relevantes: (i) embora não tenham sido encontrados efeitos significativos para os homens, as estimativas forneceram evidências de que o programa reduz significativamente o emprego formal das mulheres de lares biparentais elegíveis; (ii) esse efeito negativo parece estar associado a uma menor taxa de mudança do emprego informal para o formal; (iii) contrariamente às descobertas de programas de bem-estar em países desenvolvidos, não foram encontradas evidências de que o programa tenha qualquer efeito sobre a dissolução da união entre casais; e (iv) o programa aumenta a

probabilidade de que as mulheres assumam maior responsabilidade pelas decisões em esferas específicas das despesas domésticas.

Em uma perspectiva mais ampla, Alaimo *et al.* (2018) estimam o custo fiscal e os impactos distributivos indiretos gerados por incentivos não intencionais à informalidade decorrentes dos principais PTRs na Argentina e no Uruguai — *Asignación Universal por Hijo* (AUH) e AFAM-PE, respectivamente. Os autores mostram que, embora ambos os programas tenham contribuído significativamente para redução na pobreza extrema e da desigualdade, também geraram um incentivo à informalidade laboral. A taxa de informalidade na Argentina e no Uruguai teria sido menor na ausência desses programas e portanto um menor número de domicílios seria elegível. Isso sugere que avaliações simplistas da incidência fiscal desses programas podem levar a uma superestimação do seu impacto distributivo, pois a análise pode não considerar como esses programas afetam a informalidade laboral e, conseqüentemente, a distribuição de renda. Além disso, essa superestimação pode ser mais grave quanto maior o programa e maiores os incentivos à informalidade.

Ainda segundo Alaimo *et al.* (2018), o desenho institucional dos programas exerce papel decisivo na magnitude desses efeitos adversos. Os incentivos à informalidade são mais pronunciados no caso da AUH, em razão de seu critério de elegibilidade baseado explicitamente na informalidade. Em contraste, o *design* mais sofisticado do AFAM-PE no Uruguai resulta em distorções trabalhistas menos intensas, o que implica uma perda distributiva relativamente menor associada ao incentivo à informalidade.

Blanchet (2023), por sua vez, analisa o efeito causal das transferências monetárias no estigma social percebido pelos beneficiários dos principais PTRs do Uruguai: AFAM-PE e TUS, que fazem parte de uma reforma política mais ampla chamada *Plan de Equidad* (Lei nº 18.227). O método utilizado foi o RDD, e os dados foram obtidos por meio de registros administrativos governamentais e de uma pesquisa de acompanhamento detalhada, que inclui perguntas específicas sobre sentimentos de vergonha e humilhação no contexto de pobreza. Os resultados sugerem que a participação nos programas aumenta significativamente a percepção de estigma social, revelando que, mesmo quando bem desenhados, os PTRs podem reforçar sentimentos de exclusão e vulnerabilidade entre os beneficiários.

Além dos impactos sobre o mercado de trabalho, outras dimensões comportamentais dos beneficiários do AFAM-PE também têm sido analisadas. Ceni e Salas (2021) investigam como diferentes níveis de cumprimento e fiscalização das condicionalidades do programa —

conceito conhecido como *enforcement* — afetam a alocação de tempo de adolescentes entre estudo, trabalho e produção doméstica. A partir de um modelo estrutural de escolha discreta, os autores realizam cinco experimentos de políticas públicas para avaliar os efeitos de diferentes níveis de fiscalização das condicionalidades e de mudanças em quem no domicílio recebe a transferência. Os resultados mostram que o aumento do *enforcement* no AFAM-PE gera um aumento significativo na proporção de adolescentes que apenas estudam ou que estudam e trabalham, com reduções correspondentes nas alternativas de apenas trabalhar ou de não estudar nem trabalhar. Observou-se ainda que, caso a transferência fosse feita diretamente ao adolescente ao invés de aos responsáveis, combinada com níveis altos de *enforcement*, faria com que esses efeitos fossem ainda maiores.

Em síntese, a literatura revisada aponta pelo menos três mecanismos principais pelos quais o AFAM-PE pode afetar o mercado de trabalho: (i) um efeito de realocação da situação ocupacional; (ii) um efeito renda, que reduziria a oferta de trabalho; e (iii) um efeito estigma. Contudo, esses estudos foram conduzidos em contextos pré-pandemia, sem considerar as respostas emergenciais do programa sobre o mercado de trabalho durante a COVID-19, quando os valores dos benefícios foram aumentados e a economia enfrentou restrições atípicas. Diante disso, esta pesquisa busca contribuir com evidências atualizadas sobre os efeitos do AFAM-PE sobre a informalidade e a oferta de trabalho no ano de 2020, utilizando três métodos de pareamento (PSM, MDM e entropia) para garantir robustez e lidar com o viés de seleção. A seguir, detalham-se os dados e os procedimentos metodológicos adotados.

3.3 Metodologia

Nesta seção, apresentam-se os procedimentos metodológicos empregados para a avaliação de impacto do AFAM-PE e a base de dados utilizada na pesquisa. O objetivo é estimar o efeito causal do programa sobre indicadores de informalidade, oferta de trabalho e busca por emprego, comparando beneficiários e não beneficiários por meio de estratégias que buscam mitigar o viés de seleção. Para tanto, adotam-se três métodos quase-experimentais de pareamento: PSM, MDM e o método de entropia. Essas abordagens permitem construir um grupo de controle com características observáveis semelhantes às do grupo de tratamento, possibilitando a comparação dos *outcomes* de interesse.

Além da descrição dos métodos, apresenta-se a fonte dos dados — a ECH do Uruguai para o ano de 2020 — e as variáveis utilizadas nas estimações. A seção está organizada em

quatro subseções: a primeira (3.3.1) apresenta o método PSM; a segunda (3.3.2) descreve o MDM; a terceira (3.3.3) introduz o método de entropia; e a quarta (3.3.4) descreve a base de dados.

3.3.1 Pareamento baseado no Propensity Score Matching - PSM

Proposto por Rosenbaum e Rubin (1983), o método de PSM baseia-se no *propensity score*, definido como a probabilidade condicional de um indivíduo receber o tratamento (participar do programa) dado um conjunto de características observáveis. Esse escore é estimado a partir de um modelo de escolha binária que relaciona a participação no programa às covariáveis observadas dos indivíduos pertencentes aos grupos de tratamento e de controle. Cada indivíduo do grupo tratado é então pareado com um ou mais indivíduos do grupo de controle que apresentem um escore de propensão semelhante, os quais atuam como contrafactuais para a participação no AFAM-PE. Formalmente, o *propensity score* pode ser definido como:

$$ps(\mathbf{X}_i) = \Pr(T_i = 1 \mid \mathbf{X}_i) = G(\mathbf{X}_i\beta) \quad (3.1)$$

em que T indica a participação no programa AFAM-PE, $\mathbf{X}_i$ representa o vetor de características observáveis do indivíduo i e $G(\cdot)$ corresponde à função de distribuição acumulada, usualmente assumida como logística.

Sob as hipóteses de independência condicional e de sobreposição (ou suporte comum), os indivíduos tratados podem ser comparados com indivíduos do grupo de controle que apresentam valores semelhantes do *propensity score*, permitindo a estimação do ATT para a variável de interesse. O ATT corresponde à diferença entre o resultado observado para os indivíduos tratados e o resultado contrafactual estimado para esses mesmos indivíduos caso não tivessem recebido o tratamento, sendo expresso por:

$$\hat{\tau}_{ATT} = E[Y_{i1} - \hat{Y}_{i0} \mid T_i = 1] = E[Y_{i1} \mid T_i = 1] - E[\hat{Y}_{i0} \mid T_i = 1] \quad (3.2)$$

O pareamento dos grupos foi executado através do algoritmo do vizinho mais próximo (*nearest-neighbor matching*), com (CR) e sem reposição (SR).

Para avaliar a sensibilidade dos resultados em relação a fatores não observáveis, utilizamos a abordagem proposta por Rosenbaum (2002), a qual permite avaliar a robustez dos resultados. Essa análise parte do parâmetro Γ (equação (2.7)), que representa a razão de chances de dois indivíduos com as mesmas covariáveis observadas receberem tratamentos diferentes em função de uma covariável não observada.

3.3.2 Pareamento por Mahalanobis Distance Matching - MDM

Os efeitos do AFAM-PE sobre o mercado de trabalho informal também foram estimados empregando o MDM. Conforme Rubin e Thomas (2000), a métrica de Mahalanobis é dada por:

$$M(\mathbf{X}_i, \mathbf{X}_j) = [(\mathbf{X}_i - \mathbf{X}_j)^T S^{-1} (\mathbf{X}_i - \mathbf{X}_j)]^{1/2}, \quad (3.3)$$

em que: $\mathbf{X}_i$ = vetor de características observáveis das unidades tratadas i no período pré-tratamento; $\mathbf{X}_j$ = vetor de características das unidades não tratadas j ; S = matriz de covariância das covariáveis.

3.3.3 Pareamento por entropia

O balanceamento por entropia é um método de pré-processamento de dados desenvolvido por Hainmueller (2012) e é voltado à construção de grupos comparáveis antes da análise de efeitos causais. Ele faz uso de um conjunto de condições associadas aos momentos da distribuição para ponderar as informações e alcançar um nível de balanceamento desejável para as distribuições das variáveis no grupo tratado e no grupo de controle. O objetivo é alcançar um equilíbrio exato nos momentos amostrais, ajustando precisamente as desigualdades na representação das covariáveis.

Para reponderar o grupo de controle de modo a coincidir com os momentos do grupo tratado, a média do contrafactual para o grupo tratado pode ser estimada utilizando a abordagem tradicional de Hirano *et al.* (2003):

$$E(Y^0|T=1) = \frac{\sum_{\{i|T=0\}} Y_i w_i}{\sum_{\{i|T=0\}} w_i} \quad (3.4)$$

em que w_i é o peso do balanceamento por entropia, escolhido para cada unidade de controle. Os pesos são escolhidos pelo seguinte esquema de reponderação, que minimiza a distância métrica de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|T=0\}} w_i \log \left(\frac{w_i}{q_i} \right) \quad (3.5)$$

sujeito às restrições de equilíbrio e normalização:

$$\sum_{\{i|T=0\}} w_i c_{ri}(\mathbf{X}_i) = m_r \quad \text{para } r \in \{1, \dots, R\}, \quad (3.6)$$

$$\sum_{\{i|T=0\}} w_i = 1, \quad w_i \geq 0 \quad \forall i \mid T = 0, \quad (3.7)$$

em que: *i*) $q_i = 1/N_0$ é o peso base uniforme para cada unidade de controle, sendo N_0 o número de unidades no grupo de controle; e *ii*) $c_{ri}(\mathbf{X}_i) = m_r$ descreve um conjunto de restrições de balanceamento R impostas aos momentos das covariáveis no grupo de controle reponderado.

3.3.4 Dados

Para avaliar o impacto do AFAM-PE no mercado de trabalho, utilizamos os dados da ECH, de 2020. A partir de março de 2020, a ECH tornou-se uma pesquisa de painel rotativo, onde cada família participa da pesquisa por um período de três meses consecutivos. A amostra de cada mês é composta por três grupos de famílias, que iniciaram sua participação em meses diferentes. Dessa forma, para analisar os efeitos do programa na informalidade, selecionamos as amostras referentes aos meses de janeiro, maio, agosto e dezembro, incluindo, assim, uma análise para o período anterior a fase da pandemia da COVID-19 (mês de janeiro). Os quatro meses escolhidos possuem um intervalo de um mês para outro de pelo menos três meses, visando assim selecionar amostras contendo grupos familiares distintos. A Tabela 19 apresenta as variáveis selecionadas na pesquisa.

Tabela 19 – Variáveis utilizadas na análise de impacto do AFAM-PE no mercado de trabalho

Tipo	Código	Nome da variável	Descrição e forma de codificação
Peso amostral	pesomen	Peso mensal	Peso amostral
Características individuais	e26	Homem	1 = sim; 0 = não
	e27	Idade	Em anos completos
	e29_3	Ancestralidade branca	1 = sim; 0 = não
	e30	Responsável pelo domicílio	1 = sim; 0 = não
	f124_1	Aposentado	1 = sim; 0 = não
	f124_4	Estudante	1 = sim; 0 = não
Condição socioeconômica	pobre_06	Pobre	1 = sim; 0 = não
Variáveis geográficas	dpto	Departamento	Variável categórica
	region_3	Interior	1 = sim; 0 = não
Trabalho e renda	f263	Empresa não registrada	1 = sim; 0 = não
	f269	Trabalhou semana passada	1 = sim; 0 = não
	f107	Procurou trabalho	1 = sim; 0 = não
	f108	Não quer trabalhar	1 = sim; 0 = não
	f70	Apenas um trabalho	1 = sim; 0 = não
	f73	Conta própria	1 = sim; 0 = não
	f78	Local de trabalho	Variável categórica
	f85	Horas trabalhadas	Número de horas na semana anterior
	pt4	Renda de todos os trabalhos	Valor recebido em pesos uruguaios
Rendimento de outras fontes	g150	Beneficiário do AFAM-PE	1 = sim; 0 = não
	e560	Cartão de transferência social	1 = sim; 0 = não

Fonte: Elaboração própria a partir do dicionário da ECH, de 2020.

Definição de tratamento

O *status* de tratamento é definido no nível individual através da variável g150 (*Auxílios familiares*), que indica se o indivíduo é beneficiário do AFAM-PE. Essa variável é codificada de forma binária: o valor 1 representa o grupo tratado (famílias beneficiárias do programa), enquanto o valor 0 representa o grupo de controle (famílias não beneficiárias).

Realocação da situação ocupacional

Consideramos como informais aqueles trabalhadores cujas empresas não estão registradas na administração fiscal ou na seguridade social. A variável *Empresa não registrada* é codificada de forma binária, assumindo o 1 caso o indivíduo tenha uma empresa não registrada e assume o valor 0, caso contrário. Como robustez para a informalidade, selecionamos a variável *Conta própria sem instalações ou investimento* a partir da variável f73 (*Categoria ocupacional principal*), que contém várias categorias de ocupacionais de trabalho.

A categoria de trabalho por conta própria inclui tanto atividades informais quanto ocupações com maior intensidade de capital e algum grau de formalização. Dessa forma,

também selecionamos a categoria ocupacional *Conta própria com instalações ou investimento* para analisar o impacto do AFAM-PE sobre os trabalhos com características mais formais. Desse modo, é possível analisar se o programa impactou de forma diferente as duas categorias de trabalho por conta própria.

Efeito renda

Para analisar um possível efeito renda no mercado de trabalho gerado pelo AFAM-PE, utilizamos a variável f269 (*Trabalhou na semana passada*). Ela é codificada de forma binária, assumindo o valor 1 se o indivíduo trabalhou na semana anterior a entrevista da ECH e 0 caso contrário. Como teste de robustez para o efeito renda, utilizamos a variável f85 (*Horas trabalhadas por semana no trabalho principal*). Ela assume valores discretos.

Scarring effects e estigma

Para analisar possíveis efeitos associados a estigma e *scarring effects* gerados pelo AFAM-PE, foram selecionadas duas variáveis. A primeira é f107 (*Procurou trabalho ou tentou abrir um negócio na semana passada*), a qual assume o valor 1 se o indivíduo tiver procurado trabalho ou tentado abrir um negócio e 0 caso contrário. A análise foi restrita à população em idade economicamente ativa (18–59 anos). Para simplificar, essa variável derivada é denominada *Procurou trabalho*.

A segunda variável é f108 (*Motivo pelo qual não procurou trabalho, nem abriu um negócio próprio*). Dentre as várias opções de resposta, selecionamos a opção *Não quer ou não precisa trabalhar*. Visando excluir pessoas que responderam não precisar trabalhar como o motivo de não ter procurado trabalho, aplicamos um filtro na idade para selecionar apenas os indivíduos com idade economicamente ativa (18–59 anos), criando assim uma nova variável denominada *Não quer trabalhar*, a qual assume o valor 1, caso o indivíduo não queira trabalhar, e o valor 0, caso contrário.

Controles observáveis (covariáveis)

A variável region_3 (*Área geográfica em 3 categorias*) foi recodificada para o formato binário: as observações assumem o valor 1 caso o indivíduo resida em localidades com menos de 5.000 habitantes ou em áreas rurais, e assume o valor 0 caso contrário. Para simplificar,

essa variável derivada é denominada *Interior*.

A variável f70 (*Quantidade de trabalhos*) originalmente possui várias categorias. Ela foi recodificada para o formato binário, assumindo o valor 1 caso o indivíduo possua apenas um trabalho e 0 caso contrário. Essa variável derivada é denominada *Apenas um trabalho*.

As variáveis referentes às características individuais, condição socioeconômica e localização, assim como as variáveis *Renda de todos os trabalhos*, *Apenas um trabalho*, *Local do trabalho* e *Cartão de transferência social* são inseridas como controles observáveis para auxiliar na construção de um grupo de controle o mais homogêneo possível ao grupo tratado.

Amostragem e ponderação

Para que a análise reflita adequadamente a estrutura de estratificação e agrupamento da amostra, os pesos amostrais foram incorporados à análise a partir do desenho amostral complexo da ECH. Utilizamos os pesos mensais (*pesomen*), bem como as informações de estratificação e agrupamento (*secc* e *segm*), conforme especificado no plano amostral.

3.4 Resultados

Nesta seção, apresentam-se os principais resultados da avaliação de impacto do AFAM-PE sobre o mercado de trabalho. A análise está estruturada em duas partes complementares. Inicialmente, são expostas as estatísticas descritivas das amostras utilizadas, com o objetivo de caracterizar a população de beneficiários e não beneficiários em cada mês da pesquisa (janeiro, maio, agosto e dezembro de 2020). Essa etapa permite observar diferenças brutas entre os grupos e contextualizar as estimativas subsequentes.

Na sequência, são reportados os resultados obtidos por meio dos três métodos quase-experimentais adotados para cada uma das variáveis dependentes relacionadas às hipóteses da pesquisa. As estimativas são apresentadas separadamente por mês e por especificação (com e sem reposição, quando aplicável), de modo a avaliar a sensibilidade e a robustez dos achados.

3.4.1 Estatísticas descritivas

Para avaliar o impacto do AFAM-PE na informalidade, consideramos como informais aqueles trabalhadores que possuem empresa não registrada na administração fiscal ou na seguridade social. Inicialmente, apresentam-se as estatísticas descritivas. A Tabela 20 apresenta o

número de observações entre os grupos tratado e controle das quatro bases mensais selecionadas, após a remoção das observações faltantes.

Tabela 20 – Número de observações nos grupos tratado e controle

Mês	Tratado	Controle	Total
Janeiro	104	1 058	1 162
Maior	139	1 657	1 796
Agosto	143	1 556	1 699
Dezembro	109	1 474	1 583

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

No ano de 2020, os valores médios (em reais) recebidos pelas famílias beneficiárias do AFAM-PE para cada uma das bases mensais selecionadas foram: R\$ 262,27 em janeiro, R\$ 331,91 em maio, R\$ 343,69 em agosto e R\$ 315,57 em dezembro. O valor base do benefício está relacionado com a quantidade de filhos menores de idade na família, mas outros critérios, como renda e situação educacional, também influenciam o valor final.

A Tabela 21 apresenta a distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos tratado e controle. Em geral, a maior parte dos tratados é composta por mulheres, indivíduos de cor branca, responsáveis pelo domicílio, não pobres, sem cartão de transferência, não estudantes, com empresa não registrada e com apenas um trabalho. Fazendo a comparação com o grupo de controle, observa-se que, em todas as amostras, o grupo tratado é caracterizado por um menor percentual de indivíduos do sexo masculino e uma maior proporção de pessoas pobres e com empresa não registrada. Os métodos de pareamento permitem controlar essas heterogeneidades observáveis entre os grupos, antes da estimação dos efeitos do programa.

Tabela 21 – Distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos tratado e controle

Variável	Categoria	Base de janeiro		Base de maio		Base de agosto		Base de dezembro	
		Tratado	Controle	Tratado	Controle	Tratado	Controle	Tratado	Controle
Homem	1 (Sim)	11.54	62.85	11.51	63.61	09.09	64.46	13.76	64.11
	0 (Não)	88.46	37.15	88.49	36.39	90.90	35.54	86.24	35.89
Ancestralidade branca	1 (Sim)	94.23	98.87	97.84	98.37	97.20	99.16	96.33	98.71
	0 (Não)	05.77	01.13	02.16	01.63	02.80	00.84	03.67	01.29
Responsável pelo domicílio	1 (Sim)	65.38	56.62	56.12	58.54	53.85	60.60	59.63	57.39
	0 (Não)	34.62	43.38	43.88	41.46	46.15	39.40	40.37	42.61
Aposentado	1 (Sim)	00.96	09.83	05.04	07.72	00.70	07.26	00.00	07.67
	0 (Não)	99.04	90.17	94.96	92.28	99.30	92.74	100.00	92.33
Estudante	1 (Sim)	03.85	05.10	04.32	04.89	00.70	04.76	06.42	04.48
	0 (Não)	96.15	94.90	95.68	95.11	99.30	95.24	93.58	95.52
Pobre	1 (Sim)	30.77	06.81	41.01	13.40	41.96	09.58	35.78	06.92
	0 (Não)	69.23	93.19	58.99	86.60	58.04	90.42	64.22	93.08
Interior	1 (Sim)	24.04	24.46	21.67	21.67	21.68	21.40	27.52	21.85
	0 (Não)	75.96	75.54	78.33	78.33	78.32	78.60	72.48	78.15
Cartão de transferência	1 (Sim)	35.58	00.28	23.74	01.39	27.27	02.12	27.52	01.83
	0 (Não)	64.42	99.72	76.26	98.61	72.73	97.88	72.48	98.17
Empresa não registrada	1 (Sim)	79.81	56.99	79.86	52.32	86.01	50.45	78.90	49.66
	0 (Não)	20.19	43.01	20.14	47.68	13.99	49.55	21.10	50.34
Apenas um trabalho	1 (Sim)	94.23	95.84	96.40	96.50	95.80	95.50	96.33	96.40
	0 (Não)	05.77	04.16	03.60	03.50	04.20	04.50	03.67	03.60

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD COVID-19.

A Tabela 33 apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis não binárias. Nota-se que, em todos os meses analisados, as médias referentes à idade e renda no grupo tratado são inferiores às do grupo de controle. Esse resultado está de acordo com o perfil esperado do programa, que procura beneficiar pessoas em situação de vulnerabilidade econômica e em idade economicamente ativa.

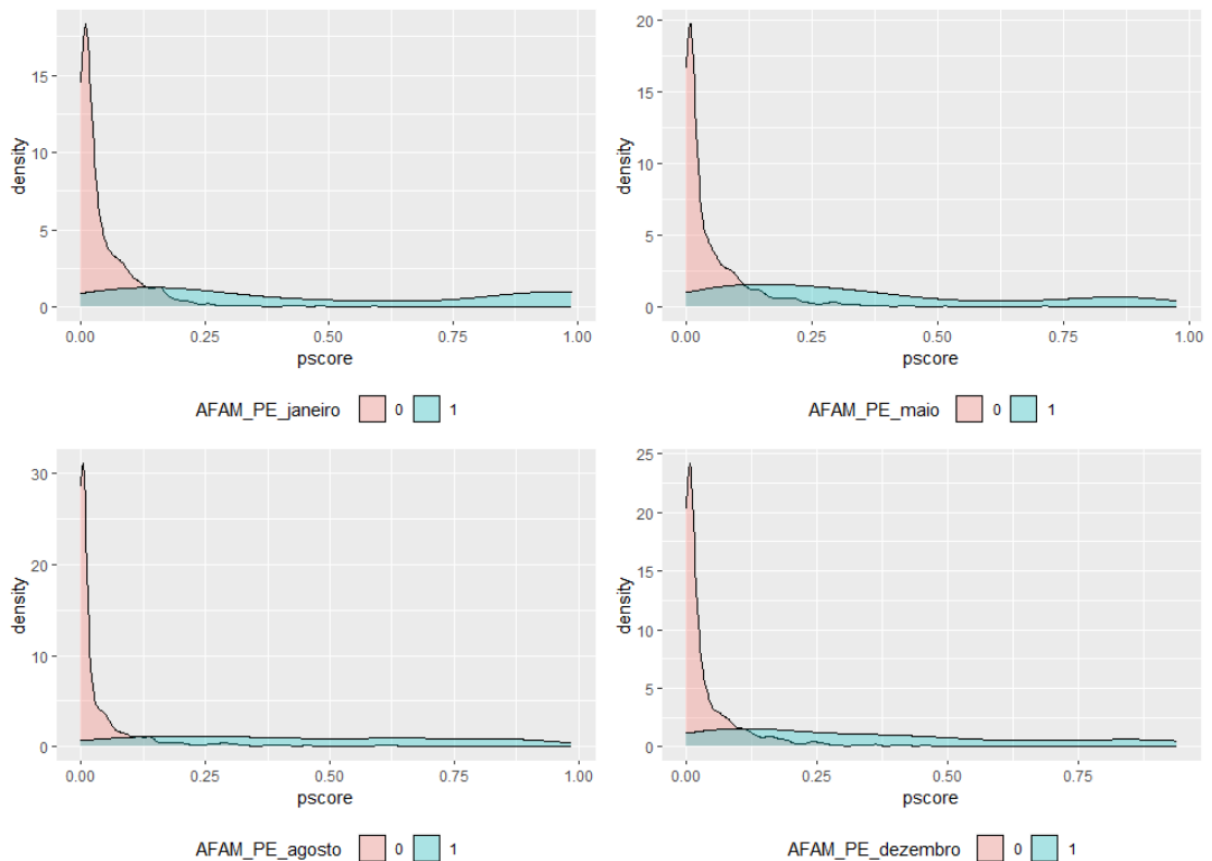
Tabela 22 – Estatísticas descritivas das variáveis não binárias

Variável	Grupo	Janeiro		Maio	
		Média	D.P.	Média	D.P.
Idade	Tratamento	39.95	9.11	40.03	10.55
	Controle	47.12	14.34	48.22	13.92
Renda	Tratamento	14 977.75	16 899.14	9 730.59	11 642.54
	Controle	31 104.65	48 028.99	28 202.99	41 233.89
Variável	Grupo	Agosto		Dezembro	
		Média	D.P.	Média	D.P.
Idade	Tratamento	39.94	9.57	40.39	9.40
	Controle	47.63	13.71	47.79	13.53
Renda	Tratamento	10 053.23	9 503.85	11 631.70	12 312.73
	Controle	31 630.92	51 857.40	32 684.41	47 223.45

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

A Figura 3 apresenta as distribuições de propensões (pscore) para os grupos tratado e controle para as quatro bases mensais selecionadas. Cada gráfico presente na figura exibe a densidade de indivíduos com diferentes valores de pscore para os dois grupos. As distribuições mostram que os valores de pscore do grupo tratado (área azul) e do não tratado (área rosa) se concentram principalmente em valores baixos (próximos de zero). Observa-se uma sobreposição limitada entre os grupos, sugerindo uma área de suporte comum estreita. Isso implica que, para muitos indivíduos tratados, pode não haver correspondência exata no grupo de controle, o que pode indicar desafios na identificação de contrafactuais adequados para os tratados. A área de suporte comum é crítica para garantir que as comparações entre os grupos sejam válidas e possam ser usadas na análise de impacto.

Figura 3 – Área de Suporte Comum



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

3.4.2 Impacto do AFAM-PE no mercado de trabalho informal

As Tabelas 23, 24 e 25 apresentam os resultados obtidos para os métodos PSM, MDM e entropia, respectivamente. Para os três métodos utilizados, os coeficientes estimados são estatisticamente significativos e positivos para as amostras referentes aos meses de agosto e

dezembro de 2020. Assim, os resultados sugerem um impacto moderado na inserção informal no mercado de trabalho entre os beneficiários do programa.

Tabela 23 – Resultados do método PSM para o impacto do AFAM-PE no setor informal

	<i>Variável dependente: Empresa não registrada</i>							
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	-0.067 (0.064)	0.077 (0.059)						
AFAM_PE Maio			0.072 (0.057)	0.079 (0.051)				
AFAM_PE Agos.					0.126** (0.053)	0.182*** (0.049)		
AFAM_PE Dez.							0.101 (0.065)	0.156** (0.061)
Constante	0.865*** (0.051)	0.721*** (0.042)	0.727*** (0.044)	0.719*** (0.036)	0.734*** (0.042)	0.678*** (0.035)	0.688*** (0.050)	0.633*** (0.043)
Observações	160	208	230	278	228	286	183	218

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 24 – Resultados do método MDM para o impacto do AFAM-PE no setor informal

	<i>Variável dependente: Empresa não registrada</i>							
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	-0.000 (0.067)	0.058 (0.059)						
AFAM_PE Maio			0.036 (0.055)	0.079 (0.051)				
AFAM_PE Agos.					0.098* (0.051)	0.133*** (0.047)		
AFAM_PE Dez.							0.110* (0.065)	0.073 (0.059)
Constante	0.798*** (0.054)	0.740*** (0.041)	0.763*** (0.042)	0.719*** (0.036)	0.762*** (0.040)	0.727*** (0.033)	0.679*** (0.049)	0.716*** (0.041)
Observações	161	208	235	278	232	286	187	218

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 25 – Resultados do método entropia para o impacto do AFAM-PE no setor informal

	Variável dependente: <i>Empresa não registrada</i>			
	Janeiro	Maio	Agosto	Dezembro
AFAM_PE Jan.	-0.046 (0.038)			
AFAM_PE Maio		0.047 (0.038)		
AFAM_PE Agos.			0.097*** (0.037)	
AFAM_PE Dez.				0.097** (0.045)
Constante	0.844*** (0.011)	0.752*** (0.011)	0.763*** (0.011)	0.692*** (0.012)
Observações	1 162	1 796	1 699	1 583

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

De maneira complementar, Blanchet (2023) analisa a resposta do sistema de proteção social do Uruguai implementado diante da crise da COVID-19. Utilizando métodos de microsimulação estática, o autor mostra que as novas medidas fiscais introduzidas — aumento do valor dos PTRs existentes, a flexibilização do seguro-desemprego e a criação do *Canasta de Emergencia Alimentaria* — foram cruciais para conter o aumento da pobreza e da desigualdade. Essas medidas impediram um novo aumento da pobreza de cerca de 1,3 e 1,6 pontos percentuais em 2020 e 2021, respectivamente, e o efeito foi ainda maior nas famílias com crianças. Em termos dos efeitos equalizadores, elas impediram um aumento adicional no Índice de Gini de mais de meio ponto percentual.

Contudo, segundo Alaimo *et al.* (2018), análises simplificadas de incidência fiscal, que não consideram os incentivos à informalidade, tendem a superestimar o impacto distributivo dos PTRs, ignorando efeitos indiretos no mercado de trabalho. Tais distorções no mercado de trabalho prejudicam os objetivos redistributivos, visto que uma maior informalidade está estruturalmente ligada a distribuições de renda de mercado mais desiguais.

Os resultados obtidos indicam que os efeitos do AFAM-PE sobre a informalidade não são homogêneos entre os métodos e períodos analisados. A ausência de significância estatística em algumas combinações metodológicas e temporais sugere que o impacto, embora presente, não é robusto para ser generalizado. Essa limitação pode estar associada ao próprio desenho do programa. Conforme argumentam Alaimo *et al.* (2018), os incentivos adversos à formalização são mais moderados no caso uruguaio, em razão do desenho institucional mais sofisticado do AFAM-PE, o que reduz a magnitude das distorções sobre o mercado de trabalho e, por consequência, as perdas redistributivas. A moderação dos efeitos sobre a informalidade sugere

que o desenho do AFAM-PE já incorpora mecanismos que limitam os incentivos a inserção no mercado de trabalho informal, restando pouca margem para melhorias adicionais nesse aspecto.

De modo complementar, Hornstein *et al.* (2022) observam que a ampliação dos programas de seguro desemprego nos Estados Unidos durante a pandemia da COVID-19 teve efeitos negativos notáveis sobre a recuperação do emprego, particularmente em estabelecimentos de baixa remuneração. Essas empresas enfrentaram desafios maiores para atrair trabalhadores e se recuperaram de maneira mais lenta em comparação com aquelas que oferecem salários mais altos. Ainda assim, os autores ressaltam o papel dos programas de seguro desemprego como estabilizadores econômicos ao elevar a renda disponível e estimularem a demanda agregada — mecanismo também evidenciado por Kekre (2021).

3.4.3 *Teste de robustez utilizando os trabalhos por conta própria*

Nesta seção, analisa-se o impacto do AFAM-PE sobre as categorias de trabalho por conta própria com instalações ou investimento e conta própria sem instalações ou investimento. As Tabelas 26, 27 e 28 apresentam os resultados obtidos pelos métodos de pareamento por PSM, MDM e entropia, respectivamente. Para o caso dos trabalhos por conta própria com maior estrutura produtiva (com instalações ou investimento), a maioria das estimações apresenta coeficientes negativos, sendo vários deles estatisticamente significativos. Esses achados indicam que o AFAM-PE exerce um efeito negativo sobre a probabilidade de os beneficiários atuarem em trabalhos por conta própria com algum grau de estrutura física ou de capital. Esse tipo de ocupação, por envolver instalações ou investimentos produtivos, tende a apresentar maior grau de formalização e organização. No entanto, a ausência de significância em algumas especificações sugere que os resultados não são completamente robustos entre métodos e períodos, demandando cautela na generalização.

Tabela 26 – Resultados do método PSM para o impacto sobre os trabalhos por conta própria

Painel A: Conta própria com instalações ou investimento								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	-0.096*** (0.037)	-0.023 (0.032)						
AFAM_PE Maio			-0.040 (0.027)	-0.051** (0.025)				
AFAM_PE Agos.					0.086*** (0.031)	0.010 (0.030)		
AFAM_PE Dez.							-0.148*** (0.034)	-0.099*** (0.032)
Constante	0.314*** (0.028)	0.240*** (0.022)	0.230*** (0.020)	0.241*** (0.018)	0.162*** (0.024)	0.239*** (0.021)	0.362*** (0.026)	0.312*** (0.022)
Observações	588	708	917	1 052	719	838	680	768
Painel B: Conta própria sem instalações ou investimento								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	0.011 (0.021)	0.017 (0.019)						
AFAM_PE Maio			0.011 (0.016)	0.010 (0.015)				
AFAM_PE Agos.					-0.019 (0.023)	0.038** (0.018)		
AFAM_PE Dez.							0.031* (0.017)	0.018 (0.016)
Constante	0.062*** (0.017)	0.056*** (0.013)	0.055*** (0.012)	0.057*** (0.011)	0.110*** (0.017)	0.053*** (0.013)	0.031** (0.013)	0.044*** (0.011)
Observações	588	708	917	1 052	719	838	680	768

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Já para o caso dos trabalhos por conta própria sem instalações ou investimento (apresentados no Painel B), coeficientes estatisticamente significativos e positivos são observados apenas em algumas das versões de modelos estimados, indicando um impacto positivo do AFAM-PE sobre a probabilidade de inserção em trabalhos por conta própria com baixo nível de estrutura produtiva. No entanto, esses resultados não são robustos. Tais ocupações, caracterizadas pela ausência de instalações ou investimento produtivo, são típicas do setor informal, apresentando baixa exigência de capital, maior flexibilidade de horários e de transição ocupacional, além de reduzida regulamentação, o que as torna mais acessíveis e compatíveis com o perfil dos beneficiários de programas de transferência de renda. Assim, esse achado reforça o padrão observado na seção anterior, indicando que o incentivo à informalidade, caso exista, aparenta ser pequeno, a ponto de ser observado apenas em algumas estimativas.

Tabela 27 – Resultados do método MDM para o impacto sobre os trabalhos por conta própria

Painel A: Conta própria com instalações ou investimento								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	−0.045 (0.036)	−0.031 (0.032)						
AFAM_PE Maio			−0.019 (0.027)	−0.065** (0.026)				
AFAM_PE Agos.					0.036 (0.032)	−0.005 (0.030)		
AFAM_PE Dez.							−0.086** (0.034)	−0.109*** (0.032)
Constante	0.263*** (0.028)	0.249*** (0.022)	0.209*** (0.020)	0.255*** (0.018)	0.212*** (0.024)	0.253*** (0.021)	0.299*** (0.025)	0.323*** (0.022)
Observações	588	708	917	1 052	732	838	676	768
Painel B: Conta própria sem instalações ou investimento								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	0.048** (0.019)	0.034* (0.017)						
AFAM_PE Maio			0.021 (0.016)	0.023 (0.014)				
AFAM_PE Agos.					0.017 (0.021)	0.029 (0.018)		
AFAM_PE Dez.							0.010 (0.018)	0.018 (0.016)
Constante	0.025* (0.015)	0.040*** (0.012)	0.046*** (0.012)	0.044*** (0.010)	0.074*** (0.016)	0.062*** (0.013)	0.052*** (0.014)	0.044*** (0.011)
Observações	588	708	917	1 052	732	838	676	768

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Tabela 28 – Resultados do método entropia para o impacto sobre os trabalhos por conta própria

Painel A: Conta própria com instalações ou investimento				
	Janeiro	Maio	Agosto	Dezembro
AFAM_PE Jan.	−0.050** (0.025)			
AFAM_PE Maio		−0.071*** (0.020)		
AFAM_PE Agos.			−0.005 (0.022)	
AFAM_PE Dez.				−0.107*** (0.025)
Constante	0.268*** (0.007)	0.261*** (0.006)	0.253*** (0.006)	0.320*** (0.006)
Observações	3 958	6 473	5 770	5 469
Painel B: Conta própria sem instalações ou investimento				
	Janeiro	Maio	Agosto	Dezembro
AFAM_PE Jan.	0.030*** (0.012)			
AFAM_PE Maio		0.016 (0.010)		
AFAM_PE Agos.			0.017 (0.013)	
AFAM_PE Dez.				0.016 (0.011)
Constante	0.043*** (0.003)	0.050*** (0.003)	0.074*** (0.004)	0.047*** (0.003)
Observações	3 958	6 473	5 770	5 469

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

3.4.4 O impacto do AFAM-PE sobre a participação recente no mercado de trabalho

Para investigar a existência de um possível efeito renda gerado pelo AFAM-PE, analisamos o impacto do programa sobre a probabilidade de ter trabalhado na semana anterior à entrevista da ECH. Os resultados obtidos por meio dos métodos PSM, MDM e entropia são apresentados, respectivamente, nas Tabelas 29, 30 e 31.

No método PSM, apenas a amostra de janeiro apresentou coeficiente significativo em uma das especificações (sem reposição). Os demais meses não mostraram efeitos estatisticamente detectáveis. No método MDM, observam-se efeitos negativos e significativos em janeiro, maio, agosto (apenas sem reposição) e dezembro (em ambas as especificações), sugerindo um padrão mais consistente de redução da participação recente dos beneficiários no mercado de trabalho. Por outro lado, o método de entropia indicou efeito positivo e significativo, mas apenas para a amostra mensal de maio. Vale ressaltar que alguns dos efeitos estatisticamente significativos observados nos métodos PSM e MDM são sensíveis à presença de fatores não observáveis, como

é mostrado na Tabela 38.

De forma geral, as estimativas não fornecem evidências robustas de que o AFAM-PE tenha reduzido a participação laboral dos beneficiários no curto prazo. Diante disso, os achados sugerem que PTRs, especialmente quando associados a valores de benefício relativamente modestos e mais bem direcionados, tendem a produzir efeitos limitados sobre a oferta de trabalho. A ausência de um padrão claro de redução da participação laboral indica que o efeito renda do programa, se existente, não é suficientemente forte para desestimular a oferta de trabalho.

Tabela 29 – Resultados do método PSM para o impacto na atuação recente no mercado de trabalho

	<i>Variável dependente: Trabalhou semana passada</i>							
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	0.020 (0.034)	−0.063** (0.030)						
AFAM_PE Maio			0.037 (0.027)	−0.001 (0.025)				
AFAM_PE Agos.					0.026 (0.030)	−0.003 (0.027)		
AFAM_PE Dez.							0.005 (0.031)	−0.023 (0.028)
Constante	0.530*** (0.027)	0.613*** (0.021)	0.462*** (0.021)	0.500*** (0.017)	0.523*** (0.023)	0.552*** (0.019)	0.572*** (0.024)	0.600*** (0.020)
Observações	893	1 086	1 380	1 664	1 157	1 370	1 046	1 210

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 30 – Resultados do método MDM para o impacto na atuação recente no mercado de trabalho

	<i>Variável dependente: Trabalhou semana passada</i>							
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	−0.029 (0.035)	−0.057* (0.030)						
AFAM_PE Maio			−0.004 (0.028)	−0.044* (0.024)				
AFAM_PE Agos.					−0.009 (0.030)	−0.045* (0.027)		
AFAM_PE Dez.							−0.071** (0.031)	−0.078*** (0.028)
Constante	0.580*** (0.028)	0.608*** (0.021)	0.502*** (0.022)	0.543*** (0.017)	0.558*** (0.023)	0.594*** (0.019)	0.648*** (0.024)	0.655*** (0.020)
Observações	864	1 086	1 343	1 664	1 137	1 370	1 011	1 210

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 31 – Resultados do método entropia para o impacto na atuação recente no mercado de trabalho

	<i>Variável dependente: Trabalhou semana passada</i>			
	Janeiro	Maio	Agosto	Dezembro
AFAM_PE Jan.	0.034 (0.022)			
AFAM_PE Maio		0.045** (0.018)		
AFAM_PE Agos.			0.030 (0.020)	
AFAM_PE Dez.				0.005 (0.021)
Constante	0.516*** (0.006)	0.454*** (0.005)	0.519*** (0.005)	0.572*** (0.005)
Observações	7 129	12 626	11 166	10 442

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

3.4.5 O impacto do AFAM-PE sobre a procura por trabalho e disposição para trabalhar

Nesta seção, analisam-se os efeitos do AFAM-PE sobre a procura por trabalho e a disposição para trabalhar. Os resultados obtidos são apresentados nas Tabelas 32, 33 e 34, correspondentes aos métodos PSM, MDM e entropia, respectivamente. Em relação aos efeitos do programa sobre a procura por trabalho (Painel A), algumas estimativas negativas e estatisticamente significativas sugerem a possibilidade de um desincentivo à procura por emprego entre os beneficiários. No entanto, esses resultados não apresentam um padrão consistente entre os diferentes métodos de estimação e especificações dos modelos. Dessa forma, não há evidências robustas de que o AFAM-PE tenha afetado de maneira sistemática o comportamento de busca por trabalho dos beneficiários.

Tabela 32 – Resultados do método PSM para o impacto do AFAM-PE sobre a procura por trabalho e disposição para trabalhar

Painel A: Procurou trabalho								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	-0.075 (0.055)	-0.109** (0.047)						
AFAM_PE Maio			-0.000 (0.043)	0.031 (0.035)				
AFAM_PE Agos.					-0.028 (0.047)	-0.076* (0.041)		
AFAM_PE Dez.							-0.043 (0.054)	-0.057 (0.046)
Constante	0.282*** (0.045)	0.316*** (0.033)	0.254*** (0.035)	0.223*** (0.025)	0.293*** (0.038)	0.341*** (0.029)	0.365*** (0.043)	0.379*** (0.033)
Observações	262	348	446	582	390	498	334	422
Painel B: Não quer trabalhar								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	0.014 (0.042)	-0.022 (0.037)						
AFAM_PE Maio			-0.009 (0.027)	-0.065** (0.027)				
AFAM_PE Agos.					-0.016 (0.038)	-0.049 (0.034)		
AFAM_PE Dez.							-0.042 (0.038)	-0.070* (0.036)
Constante	0.080** (0.035)	0.116*** (0.026)	0.065*** (0.022)	0.120*** (0.019)	0.115*** (0.031)	0.148*** (0.024)	0.112*** (0.030)	0.140*** (0.026)
Observações	206	276	335	434	280	366	229	286

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Quanto à disposição para trabalhar (Painel B), os coeficientes negativos e significativos em alguns modelos sugerem que os beneficiários têm menor probabilidade de declarar não querer trabalhar, ou seja, apresentam maior disposição. Contudo, assim como observado na análise da procura por trabalho, esses efeitos não se mostram robustos, uma vez que a significância estatística está restrita a algumas especificações e períodos analisados.

De forma geral, os resultados desta seção não fornecem evidências robustas de que o AFAM-PE tenha reduzido a procura por trabalho ou diminuído a disposição para trabalhar entre os beneficiários. A ausência de um padrão consistente entre os diferentes métodos de estimação sugere que eventuais efeitos identificados devem ser interpretados com cautela.

Tabela 33 – Resultados do método MDM para o impacto do AFAM-PE sobre a procura por trabalho e disposição para trabalhar

Painel A: Procurou trabalho								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	−0.063 (0.055)	−0.069 (0.046)						
AFAM_PE Maio			−0.038 (0.043)	0.007 (0.036)				
AFAM_PE Agos.					−0.048 (0.047)	−0.080* (0.041)		
AFAM_PE Dez.							−0.033 (0.053)	−0.081* (0.047)
Constante	0.270*** (0.045)	0.276*** (0.032)	0.292*** (0.034)	0.247*** (0.025)	0.313*** (0.037)	0.345*** (0.029)	0.355*** (0.042)	0.403*** (0.033)
Observações	263	348	460	582	399	498	340	422
Painel B: Não quer trabalhar								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	−0.014 (0.045)	−0.065 (0.040)						
AFAM_PE Maio			−0.055* (0.030)	−0.074*** (0.028)				
AFAM_PE Agos.					−0.071* (0.040)	−0.060* (0.035)		
AFAM_PE Dez.							−0.063 (0.040)	−0.070* (0.036)
Constante	0.109*** (0.037)	0.159*** (0.028)	0.111*** (0.024)	0.129*** (0.020)	0.169*** (0.032)	0.158*** (0.025)	0.133*** (0.031)	0.140*** (0.026)
Observações	202	276	342	434	292	366	230	286

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 34 – Resultados do método entropia para o impacto do AFAM-PE sobre a procura por trabalho e disposição para trabalhar

Painel A: Procurou trabalho				
	Janeiro	Maio	Agosto	Dezembro
AFAM_PE Jan.	−0.074** (0.037)			
AFAM_PE Maio		0.026 (0.027)		
AFAM_PE Agos.			−0.001 (0.030)	
AFAM_PE Dez.				−0.079** (0.036)
Constante	0.281*** (0.015)	0.228*** (0.010)	0.266*** (0.011)	0.401*** (0.013)
Observações	1 099	2 187	1 834	1 593
Painel B: Não quer trabalhar				
	Janeiro	Maio	Agosto	Dezembro
AFAM_PE Jan.	−0.014 (0.029)			
AFAM_PE Maio		−0.039* (0.021)		
AFAM_PE Agos.			−0.041 (0.027)	
AFAM_PE Dez.				−0.032 (0.027)
Constante	0.109*** (0.012)	0.094*** (0.008)	0.139*** (0.010)	0.102*** (0.010)
Observações	806	1 649	1 314	1 110

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

3.4.6 Teste de robustez para o efeito renda utilizando as horas trabalhadas

Nesta seção, apresentamos um teste de robustez para o efeito renda com o objetivo de avaliar o impacto do AFAM-PE sobre as horas trabalhadas. A análise é desagregada por perfil ocupacional, considerando dois grupos de trabalhadores: aqueles com empresa não registrada e os trabalhadores por conta própria com instalações ou investimento. As Tabelas 35, 36 e 37 apresentam os resultados obtidos pelos métodos PSM, MDM e Entropia, respectivamente.

De modo geral, os resultados dos três métodos indicam ausência de evidências robustas de que o AFAM-PE tenha afetado as horas trabalhadas, tanto para os trabalhadores com empresa não registrada quanto para os trabalhadores por conta própria com instalações ou investimento. Observam-se algumas exceções pontuais, como o efeito negativo em janeiro no PSM para empresa não registrada e os efeitos positivos em dezembro na entropia para ambos os grupos, que não se repetem entre métodos e não apresentam um padrão consistente ao longo dos meses. Dessa forma, não é possível afirmar que o programa altere a intensidade da atividade

laboral entre os beneficiários já inseridos no mercado de trabalho.

Tabela 35 – Resultados do método PSM para o impacto nas horas trabalhadas

Painel A: Horas trabalhadas (empresa não registrada)								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	-7.253** (2.970)	-4.181 (2.619)						
AFAM_PE Maio			3.045 (2.213)	-0.577 (2.044)				
AFAM_PE Agos.					-0.187 (2.702)	-0.772 (2.186)		
AFAM_PE Dez.							3.605 (2.806)	1.884 (2.518)
Constante	31.590*** (2.430)	28.518*** (1.852)	19.261*** (1.758)	22.883*** (1.446)	24.667*** (2.204)	25.252*** (1.546)	19.244*** (2.223)	20.965*** (1.780)
Observações	124	166	176	222	185	246	137	172
Painel B: Horas trabalhadas (conta própria com instalações/investimento)								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	-0.532 (3.325)	-1.091 (3.021)						
AFAM_PE Maio			4.630 (2.837)	1.510 (2.552)				
AFAM_PE Agos.					3.260 (2.757)	-2.183 (2.423)		
AFAM_PE Dez.							8.232*** (3.112)	4.415 (2.905)
Constante	32.377*** (2.631)	32.935*** (2.136)	23.470*** (2.176)	26.590*** (1.804)	25.971*** (2.150)	31.413*** (1.713)	22.402*** (2.348)	26.220*** (2.054)
Observações	123	154	170	200	171	208	144	164

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 36 – Resultados do método MDM para o impacto nas horas trabalhadas

Painel A: Horas trabalhadas (empresa não registrada)								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	-1.687 (2.877)	-2.892 (2.507)						
AFAM_PE Maio			0.279 (2.199)	0.901 (1.848)				
AFAM_PE Agos.					2.927 (2.489)	-0.927 (1.980)		
AFAM_PE Dez.							2.314 (2.749)	1.105 (2.495)
Constante	26.024*** (2.335)	27.229*** (1.773)	22.027*** (1.727)	21.405*** (1.307)	21.553*** (2.019)	25.407*** (1.400)	20.535*** (2.110)	21.744*** (1.764)
Observações	126	166	180	222	187	246	146	172
Painel B: Horas trabalhadas (conta própria com instalações/investimento)								
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição
AFAM_PE Jan.	-2.987 (3.434)	-5.052* (2.995)						
AFAM_PE Maio			2.830 (2.667)	1.690 (2.473)				
AFAM_PE Agos.					-1.577 (2.865)	-1.538 (2.461)		
AFAM_PE Dez.							-0.890 (3.168)	0.549 (2.978)
Constante	34.831*** (2.695)	36.896*** (2.117)	25.270*** (1.999)	26.410*** (1.749)	30.808*** (2.221)	30.769*** (1.740)	31.524*** (2.390)	30.085*** (2.106)
Observações	125	154	178	200	173	208	144	164

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 37 – Resultados do método de entropia para o impacto nas horas trabalhadas

Painel A: Horas trabalhadas (empresa não registrada)				
	Janeiro	Maio	Agosto	Dezembro
AFAM_PE Jan.	–1.687 (1.759)			
AFAM_PE Maio		1.242 (1.480)		
AFAM_PE Agos.			2.399 (1.582)	
AFAM_PE Dez.				4.645*** (1.751)
Constante	26.024*** (0.612)	21.065*** (0.499)	22.081*** (0.582)	18.204*** (0.568)
Observações	686	978	908	818
Painel B: Horas trabalhadas (conta própria com instalações/investimento)				
	Janeiro	Maio	Agosto	Dezembro
AFAM_PE Jan.	–0.336 (2.026)			
AFAM_PE Maio		0.590 (1.738)		
AFAM_PE Agos.			1.074 (1.778)	
AFAM_PE Dez.				5.993*** (2.047)
Constante	32.181*** (0.590)	27.510*** (0.461)	28.157*** (0.494)	24.641*** (0.524)
Observações	909	1 420	1 349	1 251

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

3.4.7 Análise de sensibilidade

Como mencionado na metodologia desta pesquisa, uma das hipóteses do PSM é que os resultados potenciais são independentes do *status* de tratamento condicionado às variáveis observáveis. No entanto, a existência de variáveis não observáveis pode promover estimadores do efeito médio do tratamento inconsistentes e produzir resultados viesados. Para verificar se os resultados são sensíveis a fatores não observáveis, as estimações com coeficientes estatisticamente significantes foram testadas através dos limites de Rosenbaum (*Rosenbaum bounds*).

A Tabela 38 apresenta os resultados da análise de sensibilidade com base na metodologia de Rosenbaum (2002). A tabela reporta, para cada resultado significativo nos modelos estimados, o menor valor de Γ para o qual o efeito estimado permanece estatisticamente significativo ao nível de 5%. Assim, quanto maior o valor de Γ , maior a robustez do resultado frente à possibilidade de viés oculto.

Tabela 38 – Análise de sensibilidade aos fatores não observados

Mês	Modelo	Limites	Empresa não registrada	Conta própria com instalações	Conta própria sem instalações	Trabalhou na semana passada	Procurou trabalho	Não quer trabalhar
Janeiro	PSM (CR)	Γ		2.63		1.00		
		p^+		0.0053		0.0080		
	PSM (SR)	Γ					2.45	
		p^+					0.0050	
	MDM (CR)	Γ			7.84			
Maio		p^+			0.0050			
	MDM (SR)	Γ			7.84	1.00		
		p^+			0.0050	0.0080		
	PSM (CR)	Γ						
		p^+						
Agosto	PSM (SR)	Γ		3.30				8.80
		p^+		0.0081				0.0050
	MDM (CR)	Γ						8.80
		p^+						0.0050
	MDM (SR)	Γ		3.25		1.00		8.80
Dezembro		p^+		0.0054		0.4585		0.0050
	PSM (CR)	Γ	3.51	2.30				
		p^+	0.0050	0.0056				
	PSM (SR)	Γ	3.51		6.80		1.96	
		p^+	0.0050		0.0067		0.0055	
	MDM (CR)	Γ	3.51					5.18
		p^+	0.0050					0.0050
	MDM (SR)	Γ	3.51			5.82	1.96	5.18
		p^+	0.0050			0.0050	0.0055	0.0050
	PSM (CR)	Γ		2.72	9.19		1.47	
		p^+		0.0053	0.0050		0.0054	
	PSM (SR)	Γ	2.15	2.72				6.44
		p^+	0.0050	0.0053				0.0050
	MDM (CR)	Γ	2.15	2.72		1.11		
		p^+	0.0050	0.0053		0.0054		
	MDM (SR)	Γ		2.72		1.11	1.47	6.44
		p^+		0.0053		0.0054	0.0054	0.0050

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da ECH, 2020.

Nota: Γ é o menor valor do parâmetro de sensibilidade para o qual o efeito do tratamento permanece estatisticamente significativo sob a hipótese de superestimação. p^+ representa a significância estatística do efeito assumindo a presença de viés não observado que favorece o tratamento. CR = Com reposição; SR = Sem reposição.

Os resultados da análise de sensibilidade mostram que os efeitos estimados utilizando como variáveis de desfecho os trabalhadores sem empresa registrada, os trabalhos por conta própria com instalações, os contra própria sem instalações e a disposição para trabalhar permanecem significativos no nível de 5% para $\Gamma > 2$. Isso significa que seria necessário mais que o dobro da probabilidade de um indivíduo receber tratamento devido a uma covariável não observável para invalidar a significância dos efeitos estimados. Portanto, as estimativas são robustas a grandes vieses (ROSENBAUM, 2005; PROSERPIO; ZERVAS, 2017).

No caso dos efeitos para a variável *Procurou trabalho*, os valores de Γ variam conforme o método de pareamento. Alguns resultados apresentam valores de $\Gamma = 1.96$, sugerindo robustez limitado a vieses não observados, e $\Gamma = 1.47$, indicando sensibilidade de magnitude moderada. Em contraste, outros resultados exibem valores mais elevados, como $\Gamma = 2.45$,

indicando maior robustez.

Já os efeitos do programa sobre a variável *Trabalhou na semana passada* mostraram-se sensíveis à presença de viés oculto. Segundo DiPrete e Gangl (2004), valores de Γ próximos de 1.0 indicam fragilidade.

3.4.8 Considerações finais

A presente pesquisa avaliou o impacto do programa AFAM-PE sobre o mercado de trabalho do Uruguai, considerando tanto um período anterior à pandemia da COVID-19 (mês de janeiro) quanto a primeira onda da crise sanitária. A pesquisa é guiada por três hipóteses, levantadas na introdução deste capítulo.

A hipótese H1, que previa uma redução do emprego formal e um aumento na inserção no setor informal entre os beneficiários do AFAM-PE, não foi corroborada de forma robusta pelos resultados. As estimativas indicaram efeitos positivos sobre a informalidade apenas em períodos específicos, sem consistência entre os métodos. Ademais, os testes de robustez com ocupações por conta própria revelaram um padrão predominantemente negativo para as atividades mais estruturadas e efeitos positivos esporádicos e não robustos para as mais precárias, o que não sustenta a tese de um incentivo generalizado à informalidade. Assim, os resultados fornecem apenas evidência limitada em relação à hipótese H1, não permitindo sua confirmação empírica.

A hipótese H2, que previa uma redução na oferta de trabalho dos beneficiários do AFAM-PE em decorrência de um possível efeito renda, também não foi corroborada pelos resultados. As estimativas mostraram-se sensíveis ao método empregado e não revelaram um padrão consistente de redução da participação laboral entre os beneficiários. Além disso, a análise de sensibilidade indicou que parte dos resultados estatisticamente significativos é frágil diante da possível influência de fatores não observáveis e os testes de robustez utilizando as horas trabalhadas apresentaram poucos coeficientes significativos, reforçando a ausência de efeito renda. Diante disso, rejeita-se a hipótese H2.

O fato de os efeitos do programa sobre a informalidade não se mostrarem robustos entre amostras e métodos, bem como de não representarem uma retração da oferta de trabalho, sugere que o desenho do programa foi suficientemente sofisticado para potencializar seus efeitos redistributivos, minimizando distorções no mercado de trabalho durante a pandemia de COVID-19. Nesse sentido, eventuais ajustes nos valores do benefício ou critérios de elegibilidade parecem ter margem limitada para reduzir possíveis distorções no mercado de trabalho, embora possam

ser avaliados quanto aos seus efeitos sobre a pobreza.

A hipótese H3, que previa um aumento da procura por trabalho e uma redução da indisposição para trabalhar entre os beneficiários do AFAM-PE, em linha com possíveis mecanismos associados a *scarring effects* e efeito estigma, também não foi corroborada. As estimativas para a procura por trabalho, quando estatisticamente significativas, apresentaram sinal negativo, indicando redução da busca por emprego, o que contraria a primeira parte da hipótese. No que se refere à disposição para trabalhar, observaram-se efeitos negativos e significativos em alguns meses para a variável “Não quer trabalhar”, sugerindo maior disposição para o trabalho e, portanto, alinhados à segunda parte da hipótese. Contudo, esses resultados são pontuais e sensíveis ao método de estimação. Diante disso, rejeita-se a hipótese H3.

Uma limitação importante deste estudo refere-se ao tamanho da amostra disponível para a análise do AFAM-PE. Embora os métodos de pareamento utilizados busquem garantir a comparabilidade entre beneficiários e não beneficiários com base nas características observáveis, o tamanho da amostra pode ter limitado o poder estatístico dos testes, dificultando a detecção de efeitos de pequena magnitude e tornando as estimativas mais sensíveis a variações na composição da amostra. Nesse contexto, o fato de os coeficientes significativos se concentrarem em algumas amostras mensais e em determinadas especificações dos métodos não deve ser interpretado como evidência conclusiva da inexistência de impacto do programa sobre o mercado de trabalho.

Uma outra limitação refere-se a ausência de variáveis que capturem restrições de mobilidade associadas à pandemia da COVID-19, à aversão ao risco de contágio e ao grau de rigor das medidas sanitárias em nível local, como tempo de deslocamento ao trabalho, propensão a permanecer em casa e emprego em setores econômicos terciários e de alta exposição ao vírus. A inclusão dessas informações permitiria lidar de forma mais direta com possíveis problemas de endogeneidade relacionados à mobilidade durante a pandemia e ao fator medo de contágio.

Uma terceira limitação refere-se à identificação do efeito estigma, que depende de variáveis autorrelatadas e sensíveis a vieses de desejabilidade social. Os entrevistados podem ter declarado comportamentos socialmente aceitos, independentemente de sua atividade real. Nesse sentido, futuras pesquisas poderiam explorar informações sobre participação em treinamentos, educação ou atividades de qualificação profissional, visando fornecer evidências de que os beneficiários estão investindo em seu capital humano.

4 OS EFEITOS DA POLÍTICA DE COTAS DA UFPB NA VULNERABILIDADE SOCIOECONÔMICA DOS EGRESSOS DURANTE A PANDEMIA DA COVID-19

4.1 Introdução

A Lei nº 12.711, sancionada em 29 de agosto de 2012, instituiu o sistema de cotas nas instituições federais de ensino superior. Essa lei estabelece que, em cada instituição, parte das vagas seja preenchida por autodeclarados pretos, pardos e indígenas, em proporção no mínimo igual à verificada na população da unidade da Federação onde a instituição está instalada, conforme o último censo do IBGE. A lei estabelece ainda a reserva de pelo menos 50% das vagas nas instituições federais de educação superior ligadas ao Ministério da Educação para estudantes que concluírem integralmente o ensino médio em escolas públicas. No preenchimento dessas vagas, 50% deverão ser reservados aos estudantes oriundos de famílias com renda igual ou inferior a um salário mínimo e meio *per capita* (BRASIL, 2012a).

A Universidade Federal da Paraíba Universidade Federal da Paraíba (UFPB), assim como outras instituições de ensino superior brasileiras, adotou ações afirmativas antes mesmo da promulgação da Lei nº 12.711/2012. Em março de 2010, o Conselho Superior de Ensino, Pesquisa e Extensão (CONSEPE) da UFPB aprovou um projeto que instituiu a reserva de vagas com recortes sociais e raciais. Essa política foi formalizada em abril do mesmo ano, com a publicação da Resolução nº 09/2010, que estabeleceu a modalidade de ingresso via reserva de vagas nos cursos de graduação da instituição (FERREIRA, 2021).

O primeiro Processo Seletivo Sequenciado (PSS) da UFPB a adotar o sistema de cotas ocorreu em 2011, quando as vagas foram divididas em dois grupos: (a) ampla concorrência; e (b) reserva de vagas. Naquele ano, 25% das vagas foram destinadas a candidatos que haviam cursado integralmente o ensino médio e, ao menos, três séries do ensino fundamental em escolas públicas. Dentre essas vagas reservadas, 56% foram destinadas a candidatos autodeclarados negros e pardos, 0,29% a indígenas e 5% a pessoas com deficiência (FERREIRA, 2021).

Contudo, Lopes (2017) indica que, embora as políticas de ação afirmativa tenham aumentado o acesso ao ensino superior de estudantes de origens socioeconômicas desfavorecidas, elas ainda enfrentam limitações na reversão das desigualdades sociais no Brasil. Isso porque os beneficiários dessas políticas tendem a se matricular em cursos de menor prestígio e que estão associados a menores oportunidades de emprego e rendimentos mais baixos.

Linhares *et al.* (2023), por sua vez, argumenta que as estruturas social, política

e econômica colocam o Brasil como um dos países mais desiguais do mundo atual e que a sociedade, em função da sua formação histórica, busca a manutenção das tradicionais formas de exclusão. Assim, existe uma menor chance desses grupos sociais menos privilegiados atingirem níveis maiores de educação, pois passar em uma universidade pública se torna mais difícil em um ambiente de ampla concorrência. Para os autores, as ações afirmativas, sobretudo, as políticas de cotas, têm sido uma das medidas mais relevantes nesse sentido, permitindo que grupos sociais que foram historicamente subjugados tenham a oportunidade de ingressar na educação superior.

Durante a pandemia da COVID-19, os grupos mais vulneráveis — que, em grande medida, compõem o público-alvo das políticas de cotas nas universidades — foram afetados de maneira desproporcional (NOGUEIRA; MOREIRA, 2023; GENTILINI *et al.*, 2022). Esses indivíduos, muitas vezes inseridos em ocupações informais e de baixa remuneração, enfrentaram maiores dificuldades econômicas e, por isso, recorreram com mais frequência ao Auxílio Emergencial implementado pelo Governo Federal. Evidências empíricas indicam que esse programa atuou como um mecanismo crucial de compensação de perdas de renda, beneficiando sobretudo os segmentos mais pobres da população (CEREDA *et al.*, 2020; NAZARENO; GALVAO, 2023).

Diante disso, qual terá sido o impacto da política de cotas sobre a probabilidade de egressos da UFPB demandarem o Auxílio Emergencial durante a pandemia da COVID-19?

Portanto, o objetivo desse estudo é avaliar o impacto da política de cotas da UFPB sobre a probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial durante a pandemia. Assim, este estudo formula e testa as seguintes hipóteses:

H1: Egressos cotistas da UFPB apresentaram maior probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial durante a pandemia, refletindo a persistência de desigualdades socioeconômicas mesmo após a conclusão do ensino superior.

H2: Egressos cotistas e não cotistas apresentaram probabilidades estatisticamente semelhantes de demandar o Auxílio Emergencial.

Essa pesquisa se torna relevante devido à necessidade de compreender como as políticas de cotas podem influenciar a vulnerabilidade econômica de grupos sociais historicamente menos favorecidos durante cenários de estresse econômico. É fundamental investigar se a implementação das políticas de cotas no ensino superior está de fato contribuindo para a redução de desigualdades sociais, pois a mera entrada no ensino superior não garante automaticamente uma renda melhor e uma melhor qualidade de vida. Dessa forma, ao realizar esta pesquisa, será possível identificar os efeitos das políticas de cotas da UFPB sobre indicadores de vulnerabilidade

socioeconômica dos egressos beneficiários em contexto de crise, contribuindo para embasar a formulação e o aprimoramento das políticas de ações afirmativas.

A próxima seção deste capítulo apresenta a revisão de literatura. A seção três descreve os dados utilizados e apresenta os métodos aplicados. Já a seção quatro discute os resultados para o impacto das ações afirmativas da UFPB na vulnerabilidade socioeconômica dos egressos beneficiários durante a pandemia. Por fim, a seção cinco apresenta as considerações finais.

4.2 Revisão de literatura

As políticas de cotas também são conhecidas como ações afirmativas, pois fazem parte de um conjunto mais amplo de diferentes medidas e políticas destinadas a combater a discriminação e promover a igualdade de oportunidades (FERES JÚNIOR *et al.*, 2018). Essas políticas têm sido amplamente estudadas em diferentes contextos, com destaque para seus efeitos sobre o acesso ao ensino superior, o desempenho acadêmico e os resultados no mercado de trabalho. No entanto, ainda há controvérsias sobre os seus efeitos na reversão das desigualdades sociais no Brasil, especialmente no que diz respeito à inserção econômica dos beneficiários após a graduação (FERREIRA; ALMEIDA, 2022; FERREIRA, 2021; LOPES, 2017).

Dentre os primeiros estudos que analisaram os efeitos das ações afirmativas sobre o mercado de trabalho, destaca-se a pesquisa de Arcidiacono (2005), que analisou o sistema de admissão universitária dos Estados Unidos e foi o primeiro a estimar estruturalmente como os indivíduos decidem onde enviar suas candidaturas, modelando as expectativas dos indivíduos sobre admissão, auxílio financeiro e rendimentos futuros. Ao simular como as escolhas educacionais de estudantes negros mudariam se eles enfrentassem as mesmas regras de admissão aplicadas a estudantes brancos, os resultados mostram que as vantagens baseadas em raça tiveram pouco efeito sobre os rendimentos futuros. No entanto, observou-se que a eliminação dessas vantagens nas admissões reduziria substancialmente o número de estudantes negros em instituições de alto nível.

Outras pesquisas buscaram relacionar a área de formação com os resultados no mercado de trabalho. Melguizo e Wolniak (2012), ao analisarem o caso dos Estados Unidos, investigaram a associação entre a formação universitária nas áreas de Ciência, Tecnologia, Engenharia e Matemática — *Science, Technology, Engineering and Math* (STEM) — e os rendimentos iniciais da carreira em uma amostra de estudantes de minorias com alto nível

acadêmico. Os autores observaram vantagens consideráveis nos rendimentos dos estudantes que se formaram nas áreas de STEM. Esses estudantes relataram rendimentos de 26% a quase 40% maiores do que seus colegas que se concentraram em humanidades ou educação, sugerindo que a participação de minorias nos cursos de Ciência, Tecnologia, Engenharia e Matemática pode impactar positivamente suas perspectivas salariais.

Já Alon e Malamud (2014) examinaram os efeitos da elegibilidade para uma política de ação afirmativa em quatro universidades seletivas de Israel, com foco nas admissões e nos resultados acadêmicos. Utilizando o método de regressão descontínua, os autores mostraram que a elegibilidade para a ação afirmativa aumentou a probabilidade de admissão em programas mais seletivos. Além disso, após o ingresso, os estudantes beneficiários da política não apresentaram desempenho acadêmico inferior ao dos demais. Esses resultados sugerem que as políticas de ação afirmativa podem contribuir para ampliar as oportunidades educacionais de grupos historicamente desfavorecidos e gerar efeitos positivos sobre a mobilidade socioeconômica.

Em contraste, Frisancho e Krishna (2016) observaram resultados menos animadores ao analisar os efeitos das cotas no Instituto de Engenharia de Elite (EEI) da Índia. Utilizando dados da turma de formandos de 2008, os autores descobriram que os alunos de minorias, especialmente aqueles em cursos mais seletivos, ficam para trás de seus colegas do mesmo curso em termos de notas à medida que progrediram na faculdade. Além disso, também identificaram evidências de que esses alunos não se beneficiaram de estar em cursos mais seletivos para os quais são atraídos pelas ações afirmativas, pois acabaram ganhando menos do que ganhariam se tivessem escolhido cursos menos competitivos. Esses achados sugerem que os efeitos das ações afirmativas sobre a trajetória profissional não são automáticos e dependem de diversos fatores, como o tipo de curso e o capital social dos estudantes.

No Brasil, estudos mais recentes têm investigado os efeitos da política de cotas sobre a inserção dos egressos no mercado de trabalho. Arabage e Souza (2017) investigam como a introdução das cotas na Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ) e na Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) afetou a percepção dos empregadores sobre os estudantes e graduados dessas universidades, utilizando uma abordagem de diferenças em diferenças. Embora não tenham encontrado impactos sobre a probabilidade de ser empregado no setor formal, os autores observaram efeitos negativos sobre os salários por hora de homens potencialmente elegíveis para as cotas e que estudaram em um ambiente com cotas, sugerindo que a política pode ter alterado as expectativas dos empregadores em relação à qualidade dos egressos.

Especificamente na UFPB, algumas pesquisas vêm explorando os impactos da política de cotas implementada em 2011. Silva *et al.* (2019) avaliam os efeitos sobre indicadores educacionais de esforço e evasão, utilizando como medida de esforço o Coeficiente de Rendimento Acadêmico (CRA) relativo. Observou-se que, embora os cotistas apresentem média de rendimento inferior, eles demonstram maior persistência no ensino superior em comparação aos não cotistas.

Já Ferreira e Almeida (2022) examinam os efeitos da reserva de vagas sobre os salários iniciais dos egressos da UFPB. Os resultados indicaram que os cotistas tendem a ganhar cerca de 10% a menos por hora trabalhada em relação aos não cotistas. Esse diferencial parece estar relacionado à menor presença dos cotistas em cursos de maior retorno econômico, como Direito, Medicina e Engenharia, bem como a um capital social mais limitado e a heterogeneidade nas turmas, que pode afetar negativamente o desempenho acadêmico e, por consequência, os resultados no mercado de trabalho.

Além disso, Ferreira (2021) mensura a probabilidade dos egressos cotistas da UFPB estarem trabalhando em ocupações que exigem menor grau de escolaridade, situação conhecida como *overeducation*. Os resultados indicaram que a reserva de vagas não apresenta efeitos sobre a probabilidade de os egressos cotistas estarem em situação de *overeducation*. Contudo, os egressos cotistas que se encontram no topo da distribuição de salários (quantil 0.75) ou formados em Ciências Humanas e Ciências Sociais Aplicadas apresentam maior probabilidade de ocupar postos de trabalho que não necessitam de formação universitária, ou seja, de serem subutilizados no mercado de trabalho.

Em conjunto, esses estudos sugerem que, embora a política de cotas contribua para o acesso e a permanência no ensino superior, ainda existem desigualdades socioeconômicas, as quais geram barreiras à inserção qualificada dos egressos no mercado de trabalho. Essas desigualdades podem se manifestar, por exemplo, em uma maior vulnerabilidade a choques socioeconômicos, como o ocorrido durante a pandemia da COVID-19.

4.3 Metodologia

Esta seção descreve a estratégia empírica adotada para avaliar o impacto da política de cotas da UFPB sobre a probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial durante a pandemia. Para reduzir potenciais vieses de seleção decorrentes de diferenças observáveis entre os grupos, são empregados métodos quase-experimentais de pareamento. Especificamente, utilizam-se o

PSM, o MDM e o método de entropia, que permitem balancear as características observáveis entre os grupos analisados e construir contrafactuais plausíveis para os indivíduos tratados. A comparação entre os resultados obtidos por diferentes técnicas também contribui para avaliar a robustez das estimativas.

Além da apresentação dos procedimentos econométricos, esta seção descreve a base de dados utilizada na pesquisa e as variáveis consideradas nas estimações. A seção está organizada em quatro subseções: a primeira (4.3.1) apresenta o método PSM; a segunda (4.3.2) descreve o MDM; a terceira (4.3.3) discute o método de entropia; e a quarta (4.3.4) apresenta a base de dados.

4.3.1 *Propensity Score Matching (PSM)*

O método PSM cria um grupo de controle estatisticamente semelhante ao grupo tratado com base em um vetor de características observáveis, o qual representará o contrafactual dos egressos cotistas. Esse método foi proposto por Rosenbaum e Rubin (1983) e é baseado no cálculo do *Propensity Score* (escore de propensão), que é a probabilidade de um indivíduo ter sido exposto ao tratamento com base em suas características observáveis. O *Propensity Score* resume a influência de todas as características observáveis sobre a probabilidade de ter sido tratado.

O escore de propensão, nesse caso, é definido como a probabilidade condicional do egresso ter recebido o tratamento, dado um vetor $\mathbf{X}$ de características observáveis. Esse escore pode ser estimado por meio de uma regressão *logit*, na qual a variável dependente é uma *dummy* que assume valor 1 caso o egresso tenha sido cotista e 0, caso contrário, e as variáveis explicativas correspondem ao vetor de características observáveis $\mathbf{X}_i$:

$$Pr[Cota_i = 1 \mid \mathbf{X}_i] = G(\mathbf{X}_i\beta) \quad (4.1)$$

em que $Cota_i$ denota a exposição à política de cotas e G é a função de distribuição acumulada, assumindo uma distribuição de probabilidade logística.

O PSM se fundamenta em duas suposições: a primeira é a de ignorabilidade, também conhecida como hipótese de independência condicional (CIA), a qual assume que os resultados potenciais independem do *status* de tratamento condicional a $\mathbf{X}_i$:

$$(Y_{i0}, Y_{i1}) \perp Cota_i \mid \mathbf{X}_i \quad (4.2)$$

onde Y_{i1} e Y_{i0} representam os resultados potenciais para o indivíduo i nos grupos tratado e controle, respectivamente.

Caso a unidade tratada não encontre seu correspondente no grupo de controle, temos a segunda hipótese, denominada de sobreposição ou suporte comum entre os grupos tratados e não tratados. Essa hipótese garante que haja uma região em $\mathbf{X}_i$ que represente os dois grupos.

$$0 < \Pr(Cota_i = 1 \mid \mathbf{X}_i) < 1 \quad (4.3)$$

Com base nos pressupostos acima, os indivíduos são pareados de acordo com suas características observáveis disponíveis, permitindo estimar o efeito médio do tratamento sobre o tratado (ATT) sobre a variável de resultado. O ATT é obtido por meio do cálculo da diferença entre a média do resultado para os indivíduos tratados e a média estimada do contrafactual para esses mesmos indivíduos:

$$\hat{\tau}_{ATT} = E[Y_{i1} - \hat{Y}_{i0} \mid Cota_i = 1] = E[Y_{i1} \mid Cota_i = 1] - E[\hat{Y}_{i0} \mid Cota_i = 1] \quad (4.4)$$

O pareamento dos grupos foi executado através do algoritmo do vizinho mais próximo (*nearest-neighbor matching*), com (CR) e sem reposição (SR), além de *caliper* em todas as especificações.

4.3.2 Pareamento por Mahalanobis Distance Matching (MDM)

Além do PSM, este estudo emprega o pareamento por distância de Mahalanobis (MDM) para avaliar a robustez dos resultados. Conforme Rubin e Thomas (2000), esse método consiste em selecionar, para cada unidade tratada, uma unidade de controle cujos valores de covariáveis sejam semelhantes. A semelhança é calculada pela seguinte relação:

$$M(\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2) = \left[(\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_2)^\top S_c^{-1} (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_2) \right]^{1/2}, \quad (4.5)$$

onde $\mathbf{X}_1$ e $\mathbf{X}_2$ são vetores de características observáveis nos grupos tratados e controle, respectivamente, e S_c é a matriz de covariância das covariáveis calculada a partir do grupo de controle. Como essa métrica utiliza a matriz de covariância da amostra de controle, ela ajusta automaticamente diferenças de escala entre as covariáveis, bem como suas variâncias e correlações.

4.3.3 Pareamento por entropia

Outro método utilizado é o método de balanceamento por entropia. Proposto por Hainmueller (2012), esse método de pré-processamento de dados permite criar amostras equilibradas para a estimativa subsequente dos efeitos do tratamento. O pré-processamento consiste em um esquema de reponderação que atribui um peso escalar a cada unidade da amostra, de modo que os grupos reponderados atendam a um conjunto de restrições de balanceamento impostas aos momentos amostrais das distribuições das covariáveis. O objetivo é alcançar um equilíbrio exato nos momentos amostrais, como a média (primeiro momento) e a variância (segundo momento), podendo incluir momentos superiores das distribuições das covariáveis entre os grupos. Assim, o balanceamento por entropia ajusta exatamente as desigualdades na representação das covariáveis, assegurando que as distribuições dos grupos de tratamento e controle sejam comparáveis.

Para estimar a média esperada dos resultados para o grupo tratado $Cota_i = 1$, caso eles não tivessem recebido o tratamento, é realizada a reponderação do grupo controle $Cota_i = 0$, de modo que as distribuições de covariáveis entre os dois grupos sejam equilibradas. Para reponderar o grupo de controle de modo a coincidir com os momentos do grupo tratado, a média do contrafactual $E(Y^0|Cota_i = 1)$ nos dados pré-processados pode ser estimada utilizando a abordagem tradicional de Hirano *et al.* (2003):

$$E(Y^0|Cota_i = 1) = \frac{\sum_{\{i|Cota_i=0\}} Y_i w_i}{\sum_{\{i|Cota_i=0\}} w_i} \quad (4.6)$$

Aqui, w_i são os pesos atribuídos a cada unidade do grupo controle, determinados de modo a atender a um conjunto de restrições de equilíbrio. w_i é obtido resolvendo o seguinte problema de otimização:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|Cota_i=0\}} w_i \log \left(\frac{w_i}{q_i} \right) \quad (4.7)$$

sujeito às restrições de equilíbrio e normalização:

$$\sum_{\{i|Cota_i=0\}} w_i c_{ri}(\mathbf{X}_i) = m_r \quad \text{para } r = 1, \dots, R, \quad (4.8)$$

$$\sum_{\{i|Cota_i=0\}} w_i = 1, \quad w_i \geq 0 \quad \forall i | Cota_i = 0, \quad (4.9)$$

em que: i) $q_i = 1/N_0$ é um peso base amostral, sendo N_0 o número de unidades no grupo de controle; e ii) $c_{ri}(\mathbf{X}_i) = m_r$ descreve um conjunto de restrições de balanceamento R impostas aos momentos das covariáveis no grupo de controle reponderado.

4.3.4 *Dados*

A implementação da estratégia empírica foi viabilizada por duas fontes de dados. A primeira, também utilizada por Ferreira e Almeida (2022), corresponde aos registros administrativos e acadêmicos da UFPB, que reúnem informações sobre a trajetória acadêmica dos ex-alunos. A amostra é composta por indivíduos admitidos nos vestibulares de 2010 e 2011. Após a exclusão de observações com dados faltantes, obtém-se um total de 469 cotistas e 4.711 não cotistas. Os cotistas correspondem exclusivamente aos ingressantes de 2011, ano de implementação da política de cotas. O grupo de não cotistas inclui tanto ingressantes de 2011 (que não optaram ou não se enquadraram nas cotas) quanto ingressantes de 2010. A inclusão da coorte de 2010 no grupo de controle tem como objetivo reduzir potenciais problemas de seleção, uma vez que esses indivíduos foram submetidos ao mesmo sistema de seleção, mas não tiveram a possibilidade de ingressar por cotas, uma vez que a política ainda não existia naquele ano. Dessa forma, busca-se reduzir diferenças não observáveis entre cotistas e não cotistas que poderiam comprometer a comparabilidade entre os grupos.

A segunda fonte de informações foi o Cadastro Único para Programas Sociais (CadÚnico), que reúne informações socioeconômicas de famílias de baixa renda no Brasil. A partir do Cadastro de Pessoas Físicas (CPF) dos egressos, foi possível realizar o cruzamento das bases de dados e identificar quais ex-alunos demandaram o Auxílio Emergencial durante a pandemia de COVID-19. Dessa forma, o banco de dados final combina informações sobre a trajetória acadêmica dos egressos com indicadores de vulnerabilidade socioeconômica observados durante o período da crise sanitária.

A escolha da UFPB ocorre por algumas razões. Primeiramente, é inviável analisar as políticas de cotas de todas as universidades brasileiras, uma vez que é impossível ter acesso aos bancos de dados das demais instituições. Outro motivo é a representatividade da UFPB na região Nordeste, sendo a quarta universidade em número de alunos na região. Vale destacar ainda que a UFPB apresenta características semelhantes a outras universidades do Nordeste, fazendo com que os resultados obtidos sejam relevantes para o contexto regional (FERREIRA, 2021).

Quanto às variáveis utilizadas na pesquisa, estas incluem características demográficas e educacionais, condições socioeconômicas da família, situação no mercado de trabalho e características do curso. A descrição detalhada e a codificação de cada variável são apresentadas na Tabela 39.

Tabela 39 – Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa

Tipo	Nome da variável	Descrição e forma de codificação
Variável de tratamento	Ingresso por cotas	1 = sim; 0 = não
Características demográficas	Cor branca	1 = sim; 0 = não
	Sexo feminino	1 = sim; 0 = não
	Naturalidade da Paraíba	1 = sim; 0 = não
Características educacionais	Proveniente de escola pública	1 = sim; 0 = não
	Pai com ensino superior	1 = sim; 0 = não
	Mãe com ensino superior	1 = sim; 0 = não
	Média no vestibular	Nota média obtida no vestibular
Condições socioeconômicas	Renda familiar até dois salários mínimos	1 = sim; 0 = não
	Possui computador	1 = sim; 0 = não
	Acessa internet	1 = sim; 0 = não
	Demandou Auxílio Emergencial	1 = sim; 0 = não
Situação no mercado de trabalho	Ocupado	1 = sim; 0 = não
	Pai desempregado	1 = sim; 0 = não
Características do curso	Turno noturno	1 = sim; 0 = não
	Grande área do curso	Variável categórica

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados administrativos da UFPB.

4.4 Resultados

Nesta seção, são apresentados os principais resultados desta pesquisa. Inicialmente, expõem-se as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise geral, que corresponde à avaliação do impacto da política de cotas da UFPB sobre a probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial considerando todos os cursos de forma agregada. Na sequência, são discutidos os resultados referentes aos efeitos da política de cotas sobre a probabilidade dos egressos da UFPB de demandarem o Auxílio Emergencial durante a pandemia. A análise é conduzida em duas etapas: (i) de forma geral, abrangendo todos os cursos; e (ii) de forma desagregada, distinguindo os efeitos por grande área do conhecimento.

4.4.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 40 apresenta a distribuição percentual dos estudantes por grande área do curso entre os grupos tratado e controle. Observa-se uma distribuição relativamente equilibrada entre os dois grupos.

Tabela 40 – Distribuição percentual dos estudantes por grande área do curso, segundo grupos tratado e controle

Variável	Categoria	Tratado (%)	Controle (%)
Grande área do curso	Ciências Agrárias	7.89	6.87
	Ciências da Saúde	23.45	19.14
	Ciências Exatas e da Terra	3.84	4.69
	Ciências Humanas	17.48	21.26
	Ciências Sociais Aplicadas	19.83	21.92
	Engenharias	7.25	8.32
	Linguística, Letras e Artes	17.70	16.15
	Outra	2.56	1.65

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados administrativos da UFPB e do CadÚnico.

A Tabela 41 mostra a distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos tratado e controle. Observa-se que o grupo tratado (cotistas) é caracterizado por uma maior proporção de egressos não brancos, oriundos de escolas públicas, com renda familiar de até dois salários mínimos e pais desempregados em comparação ao grupo de controle. Além disso, esse grupo possui um menor percentual de estudantes com pais com ensino superior e um maior percentual de egressos sem computador, sem acesso à internet, além de possuir uma parcela ligeiramente superior de demandantes do Auxílio Emergencial. Essas diferenças indicam que os cotistas tendem a apresentar um perfil socioeconômico mais vulnerável, o que reforça a importância de controlar essas características na estimação dos efeitos do programa.

Tabela 41 – Distribuição percentual das variáveis binárias entre os grupos tratado e controle

Variável	Categoria	Tratado (%)	Controle (%)
Cor branca	1 (Sim)	40.94	48.97
	0 (Não)	59.06	51.03
Sexo feminino	1 (Sim)	58.42	62.11
	0 (Não)	41.58	37.89
Proveniente de escola pública	1 (Sim)	92.32	44.07
	0 (Não)	07.68	55.93
Pai com ensino superior	1 (Sim)	04.26	24.73
	0 (Não)	95.74	75.27
Mãe com ensino superior	1 (Sim)	07.68	30.65
	0 (Não)	92.32	69.35
Renda de até dois salários mínimos	1 (Sim)	72.71	40.31
	0 (Não)	27.29	59.69
Possui computador	1 (Sim)	45.84	64.14
	0 (Não)	54.16	35.86
Acesso à internet	1 (Sim)	52.88	72.54
	0 (Não)	47.12	27.46
Pai desempregado	1 (Sim)	23.67	09.91
	0 (Não)	76.33	90.09
Ocupado	1 (Sim)	26.87	18.53
	0 (Não)	73.13	81.47
Turno noturno	1 (Sim)	32.84	29.33
	0 (Não)	67.16	70.66
Natural da Paraíba	1 (Sim)	86.99	85.88
	0 (Não)	13.01	14.12
Demandou Auxílio Emergencial	1 (Sim)	27.29	25.48
	0 (Não)	72.71	74.52

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados administrativos da UFPB e do CadÚnico.

A Tabela 42 apresenta a estimativa ingênua da diferença de médias na demanda de Auxílio Emergencial entre cotistas e não-cotistas. Observamos que os egressos cotistas possuem uma probabilidade de 1,81% maior de demandar o benefício em relação aos não cotistas.

Tabela 42 – Média e desvio-padrão da demanda pelo Auxílio Emergencial

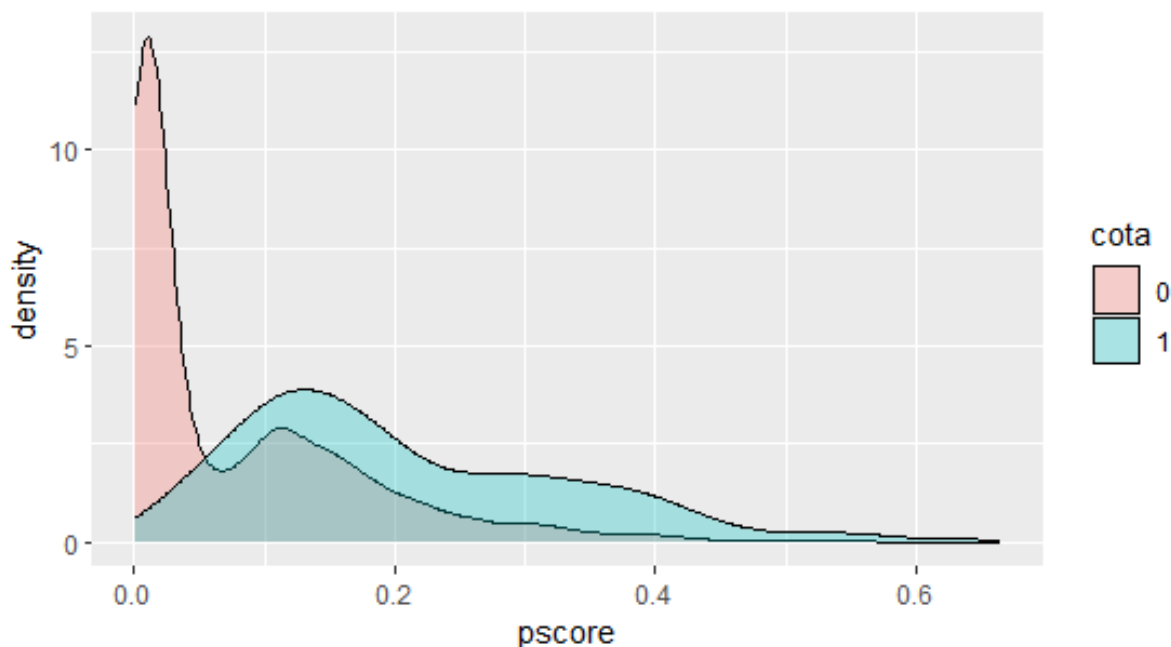
Grupo	N	Média	Desvio-padrão
Não cotistas	4713	0.2548	0.4358
Cotistas	469	0.2729	0.4459
Diferença de médias		+0.0181	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados administrativos da UFPB e do CadÚnico.

A Figura 4 apresenta a distribuição dos escores de propensão para os grupos tratado e controle. Observa-se uma grande área de sobreposição, indicando a existência de suporte

comum entre os grupos. Isso sugere que, para muitos indivíduos tratados, há contrafactuais observacionalmente semelhantes no grupo de controle.

Figura 4 – Área de suporte comum



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados administrativos da UFPB e do CadÚnico.

4.4.2 Impacto da política de cotas da UFPB sobre a probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial

A Tabela 43 apresenta os resultados dos efeitos da política de cotas da UFPB sobre a demanda pelo Auxílio Emergencial. Nos três métodos de pareamento utilizados (PSM, MDM e Entropia), os coeficientes associados à variável *Cota* não são estatisticamente significativos. Os resultados indicam que, para a amostra analisada, não existem evidências estatísticas de diferenças na probabilidade de demandar o benefício entre egressos cotistas e não cotistas de perfil socioeconômico e acadêmico semelhante durante a pandemia da COVID-19.

Os resultados são consistentes com a hipótese de que, no contexto de uma crise econômica generalizada, egressos cotistas e não cotistas apresentaram níveis semelhantes de exposição à vulnerabilidade econômica, ao menos no que se refere à vulnerabilidade medida pela demanda ao Auxílio Emergencial.

Tabela 43 – Resultados dos métodos de PSM, MDM e entropia

	<i>Variável dependente: Auxílio Emergencial</i>				
	PSM		MDM		Entropia
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	
Cota	0.019 (0.030)	−0.000 (0.029)	−0.038 (0.031)	−0.043 (0.030)	−0.004 (0.022)
Constante	0.254*** (0.022)	0.275*** (0.021)	0.311*** (0.023)	0.316*** (0.021)	0.277*** (0.007)
Observações	855	922	857	938	5 180

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados administrativos da UFPB e do CadÚnico.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. O método PSM utilizou caliper de 0.1 para limitar a distância máxima entre tratados e controles pareados, assegurando maior similaridade entre os grupos.

Os resultados obtidos nesta pesquisa são complementares aos achados de Ferreira (2021) e Ferreira e Almeida (2022), que também utilizaram como fonte de dados os registros administrativos da UFPB referentes às coortes de 2010 e 2011 e identificaram diferenças em salários e padrões ocupacionais entre egressos cotistas e não cotistas. A ausência de evidências estatísticas de diferenças na probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial entre cotistas e não cotistas sugere que os diferenciais identificados em salários e padrões ocupacionais nas pesquisas empíricas anteriores não se traduziram, necessariamente, em diferenças detectáveis na vulnerabilidade econômica durante a pandemia.

4.4.3 Heterogeneidade dos efeitos por grande área do curso

Os resultados desagregados por grande área de conhecimento revelam heterogeneidade nos efeitos estimados da política de cotas da UFPB sobre a demanda do Auxílio Emergencial durante a pandemia da COVID-19. Conforme mostrado na Tabela 44, apenas para os egressos de Ciências Sociais Aplicadas o efeito estimado da variável *Cota* foi negativo e estatisticamente significativo para os métodos MDM e entropia, indicando que egressos cotistas formados nesta área apresentaram menor probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial em comparação com egressos não cotistas de perfil socioeconômico e acadêmico semelhante. No entanto, esse achado não é robusto, pois não é observado quando utilizado o método de PSM.

Nas demais áreas analisadas (Ciências da Saúde, Ciências Humanas, Linguística, Letras e Artes, Ciências Agrárias, Engenharias e Ciências Exatas e da Terra), os coeficientes estimados não foram estatisticamente significantes. Isso indica que, nessas áreas, a política de cotas não gerou diferenças estatisticamente detectáveis na vulnerabilidade econômica captada

pela demanda do Auxílio Emergencial.

Tabela 44 – Efeitos por grande área de conhecimento

	PSM		MDM		Entropia
	Com reposição	Sem reposição	Com reposição	Sem reposição	
Ciências Sociais Aplicadas	−0.066 (0.062)	−0.045 (0.059)	−0.108* (0.063)	−0.108* (0.061)	−0.114** (0.048)
Ciências da Saúde	−0.027 (0.063)	−0.036 (0.057)	0.073 (0.056)	0.064 (0.052)	0.030 (0.039)
Ciências Humanas	−0.025 (0.071)	0.013 (0.068)	−0.085 (0.071)	−0.049 (0.067)	−0.023 (0.049)
Letras, Literatura e Artes	0.070 (0.083)	0.056 (0.080)	−0.084 (0.080)	−0.072 (0.076)	0.016 (0.055)
Ciências Agrárias	−0.028 (0.122)	0.059 (0.122)	−0.027 (0.120)	0.000 (0.116)	0.071 (0.087)
Engenharias	0.167 (0.122)	0.185 (0.122)	0.118 (0.118)	0.147 (0.109)	0.097 (0.079)
Ciências Exatas e da Terra	−0.083 (0.193)	−0.083 (0.193)	0.000 (0.170)	0.056 (0.158)	−0.063 (0.120)

Fonte: Elaboração própria com dados da UFPB e do CadÚnico.

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. O método PSM utilizou caliper de 0.1 para limitar a distância máxima entre tratados e controles pareados, assegurando maior similaridade entre os grupos.

4.4.4 Análise de sensibilidade

Para verificar se os resultados são sensíveis em relação a presença de variáveis omitidas, as estimações que apresentaram achados com coeficientes estatisticamente significantes foram testadas através dos limites de Rosenbaum (*Rosenbaum bounds*). Proposta por Rosenbaum (2002), essa metodologia propõe um parâmetro Γ como medida do possível viés decorrente de variáveis não observadas. Para cada Γ , obtém-se o valor p^+ , que corresponde ao *upper bound* da significância estatística associado ao pior cenário compatível com esse nível de viés.

A Tabela 45 apresenta os limites de Rosenbaum para os resultados referentes à área de Ciências Sociais Aplicadas. A tabela reporta o menor valor de Γ para o qual o efeito estimado deixa de ser estatisticamente significativo ao nível de 5% sob a hipótese de superestimação do efeito verdadeiro da política de cotas, induzida por uma covariável não observada, bem como o respectivo valor de p^+ (upper bound p-value).

Tabela 45 – Análise de sensibilidade para os resultados da área de Ciências Sociais Aplicadas

Modelo	Limite (Γ)	p^+
MDM (CR)	2.56	0.0052
MDM (SR)	2.56	0.0052

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados administrativos da UFPB e do CadÚnico.

Nota 1: Γ é o menor valor do parâmetro de sensibilidade para o qual o efeito do tratamento permanece estatisticamente significativo sob a hipótese de superestimação. p^+ representa a significância estatística do efeito assumindo a presença de viés não observado que favorece o tratamento. CR = Com reposição; SR = Sem reposição.

Os resultados da análise de sensibilidade mostram que os efeitos estimados permanecem significativos no nível de 5% para $\Gamma > 2$, ou seja, seria necessário mais que o dobro da probabilidade de um indivíduo receber tratamento devido a uma característica não observável para invalidar a significância do efeito estimado. Esse resultado indica que as estimativas referentes ao impacto da política de cotas da UFPB sobre a demanda de Auxílio Emergencial possuem robustez substancial. A regra prática da literatura interpreta valores de $\Gamma > 2$ como evidência de que efeito do tratamento é robusto a grandes vieses (ROSENBAUM, 2005; PROSERPIO; ZERVAS, 2017).

4.4.5 Considerações finais

O presente estudo teve como objetivo avaliar o efeito da política de cotas da UFPB sobre a vulnerabilidade socioeconômica dos seus egressos, medida pela demanda do Auxílio Emergencial durante a pandemia da COVID-19. Utilizando dados dos registros administrativos da universidade, referentes aos anos de 2010 e 2011, e do CadÚnico, foram estimados três métodos de pareamento (PSM, MDM e Entropia), a fim de comparar egressos cotistas e não cotistas de perfil semelhante.

A hipótese H1, que previa uma maior probabilidade dos egressos cotistas de demandar o Auxílio Emergencial durante a pandemia, não foi corroborada pelos resultados. As estimativas indicaram a ausência de efeitos estatisticamente significativos da política de cotas sobre a demanda pelo Auxílio Emergencial. Ou seja, na amostra analisada, egressos cotistas e não cotistas apresentaram probabilidades estatisticamente semelhantes de recorrer ao benefício durante o período de crise econômica. Esse resultado sugere que, ao menos no que se refere a esse indicador específico de vulnerabilidade e dentro das limitações amostrais do estudo, não se observam disparidades estatisticamente detectáveis entre os grupos.

Quando considerados os efeitos heterogêneos por grande área de formação, os resultados mostraram-se, em sua maioria, qualitativamente semelhantes aos efeitos gerais. A

exceção foi observada na área de Ciências Sociais Aplicadas, para a qual o coeficiente associado à variável *Cota* foi negativo e estatisticamente significativo, porém esse achado não é robusto, sendo observado em apenas dois dos métodos de pareamento utilizados na pesquisa. Diante disso, rejeita-se a hipótese H1.

Esses achados complementam evidências de pesquisas anteriores que investigaram os impactos da política de cotas da UFPB sobre o mercado de trabalho, como Ferreira (2021) e Ferreira e Almeida (2022), que identificaram diferenciais salariais e padrões de inserção ocupacional menos favoráveis aos egressos cotistas. Os resultados aqui apresentados, por sua vez, sugerem que tais diferenças não necessariamente se traduzem em maior vulnerabilidade econômica em um contexto de crise generalizada, como a pandemia da COVID-19, o que pode indicar uma possível convergência das condições socioeconômicas ao longo do tempo.

Uma limitação importante deste estudo refere-se ao tamanho da amostra disponível para a análise da política de cotas. Embora os métodos utilizados garantam comparabilidade entre os grupos de tratamento e controle, a redução do número de observações pode ter limitado o poder estatístico das estimações, dificultando a detecção de efeitos de pequena magnitude. Nesse sentido, a ausência de coeficientes estatisticamente significantes nos resultados gerais não deve ser interpretada como evidência conclusiva de inexistência de efeito, mas sim como indicativo de que, na amostra analisada, não foram identificadas diferenças estatisticamente detectáveis entre cotistas e não cotistas em relação à demanda pelo Auxílio Emergencial.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese avaliou os efeitos das políticas de transferência de renda e da política de ação afirmativa sobre o mercado de trabalho e a vulnerabilidade socioeconômica dos indivíduos durante a pandemia da COVID-19. O primeiro programa analisado foi o Auxílio Emergencial (PAE), do Brasil, caracterizado como um PTRI. O segundo foi o AFAM-PE, do Uruguai, um PTRC com valores monetários relativamente menores. Ambos os programas possuem critérios de elegibilidade baseados em renda e situação ocupacional, embora com diferenças relevantes em seus desenhos institucionais. Por fim, o terceiro programa analisado no contexto da pandemia foi a política de cotas da UFPB, onde avaliamos se os egressos cotistas tiveram maior probabilidade de demandar o Auxílio Emergencial em relação aos egressos não cotistas de perfil socioeconômico semelhante.

No caso do PAE, os achados sugerem a ocorrência de um processo de realocação da situação ocupacional em direção a informalidade, uma vez que as estimativas apontaram impacto positivo sobre o trabalho por conta própria e impacto negativo sobre o emprego com carteira assinada. Observaram-se também evidências da presença de um efeito renda, manifestado na redução das horas trabalhadas e na menor participação recente no mercado de trabalho entre os beneficiários, notadamente entre trabalhadores informais. Além disso, foram identificados indícios de efeito estigma e *scarring effects*, na medida em que os beneficiários relataram maior disposição para trabalhar e maior engajamento na procura por emprego.

No caso do AFAM-PE, verificou-se que seus efeitos sobre o mercado de trabalho foram pequenos. As evidências de impacto positivo sobre a informalidade e de efeitos negativos sobre as atividades por conta própria com maior estrutura produtiva e exigência de capital são frágeis. Os resultados também apontaram para a ausência de efeito renda, tendo em vista que não foram encontradas evidências de efeitos negativos sobre a oferta de trabalho. Além disso, não foram identificadas evidências robustas da presença de *scarring effects* e de efeito estigma. Esse padrão pode estar relacionado a características institucionais do programa, como seu desenho mais sofisticado, sendo mais bem direcionado e com valores das transferências relativamente menores em comparação ao PAE.

Assim, os resultados sugerem que PTRs sejam desenhados de modo a equilibrar proteção social e incentivos à formalização do trabalho. Em um contexto global marcado por elevados níveis de desigualdade, tais programas desempenham papel fundamental na mitigação de choques econômicos adversos. Contudo, diante dos potenciais incentivos à informalidade,

torna-se relevante que os formuladores de políticas públicas revisem critérios de elegibilidade, valores dos benefícios e implementem políticas complementares de incentivo à formalização laboral.

O terceiro ensaio examinou um mecanismo de promoção social de natureza distinta: a política de cotas da UFPB. Os resultados gerais indicaram ausência de efeitos estatisticamente significativos da política de cotas sobre a demanda pelo Auxílio Emergencial. Isso implica que, no contexto da pandemia, egressos cotistas e não cotistas apresentaram probabilidades semelhantes de requerer o benefício assistencial, sugerindo que a política contribuiu para reduzir desigualdades socioeconômicas no pós-formatura, ao menos no que se refere à vulnerabilidade medida pela necessidade de apoio emergencial.

Em conjunto, os três ensaios demonstram que políticas de proteção social podem operar de forma complementar. Enquanto os PTRs atuam predominantemente no curto prazo e apresentam efeitos relevantes, mas ambíguos sobre o mercado de trabalho, políticas educacionais inclusivas parecem operar em horizontes mais longos, contribuindo para a redução de desigualdades estruturais e ampliando a capacidade de grupos sociais de enfrentar choques econômicos adversos, sem cair rapidamente na pobreza ou depender de ajuda emergencial.

REFERÊNCIAS

- ALAIMO, V.; CARBAJAL, F.; GARGANTA, S.; PESSINO, C. The cost and distributive impact of the informality Incentives from non-contributory spending: the cases of AUH in Argentina and AFAM-PE in Uruguay. In: **Proceedings of the LIII Annual Meeting of the Asociación Argentina de Economía Política**. La Plata: Asociación Argentina de Economía Política, 2018. Disponível em: <https://bd.aaep.org.ar/anales/works/works2018/garganta.pdf>. Acesso em: 6 Jun. 2025.
- ALON, S.; MALAMUD, O. The impact of israel's class-based affirmative action policy on admission and academic outcomes. **Economics of Education Review**, Elsevier, v. 40, p. 123–139, 2014. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2014.02.004>.
- AMARANTE, V.; SCALESE, F. **Tax-benefit responses in Uruguay during the COVID-19 pandemic**. [S. l.]: WIDER Working Paper, 2022. <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2022/294-2>.
- AQUINO, E. M.; SILVEIRA, I. H.; PESCARINI, J. M.; AQUINO, R.; SOUZA-FILHO, J. A. d.; ROCHA, A. d. S.; FERREIRA, A.; VICTOR, A.; TEIXEIRA, C.; MACHADO, D. B. *et al.* Medidas de distanciamento social no controle da pandemia de COVID-19: potenciais impactos e desafios no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, SciELO Brasil, v. 25, n. suppl 1, p. 2423–2446, 2020. <https://doi.org/10.1590/1413-81232020256.1.10502020>.
- ARABAGE, A. C.; SOUZA, A. P. Quotas in public universities and labor outcomes: evidence for rio de janeiro. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, v. 45, 2017. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2017/submissao/files_I/i12-b5f4ed270a38c87ebfd4108955315997.pdf. Acesso em: 6 Jun. 2025.
- ARCIDIACONO, P. Affirmative action in higher education: How do admission and financial aid rules affect future earnings? **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 73, n. 5, p. 1477–1524, 2005. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2005.00627.x>.
- ARULAMPALAM, W.; GREGG, P.; GREGORY, M. Unemployment scarring. **The Economic Journal**, Oxford University Press Oxford, UK, v. 111, n. 475, p. F577–F584, 2001. <https://www.jstor.org/stable/798306>.
- BAIRD, S.; MCKENZIE, D.; ÖZLER, B. The effects of cash transfers on adult labor market outcomes. **IZA Journal of Development and Migration**, Springer, v. 8, p. 1–20, 2018. <https://doi.org/10.1186/s40176-018-0131-9>.
- BARBOSA, A. L. N. d. H.; CORSEUIL, C. H. L. Bolsa Família, escolha ocupacional e informalidade no Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2014. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3026>. Acesso em: 11 nov. 2025.
- BECCARIA, L.; MAURIZIO, R.; MARTINEZ, S. The distribute impact of labour market and cash transfer policies during the covid-19 pandemic in latin america. **Research Square**, 2024. <https://doi.org/10.1017/S0022216X25000070>.
- BERGOLO, M.; GALVÁN, E. Intra-household behavioral responses to cash transfer programs. evidence from a regression discontinuity design. **World Development**, Elsevier, v. 103, p. 100–118, 2018. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.10.030>.

BLANCHET, R. N. Welfare stigma after take-up: Evidence from public cash transfers in uruguay. **Serie Documentos de Trabajo; 14/23**, Udelar. FCEA. Iecon, 2023. Disponível em: https://www.iecon.fcea.udelar.edu.uy/images/DT_14_-_23.pdf. Acesso em: 11 nov. 2025.

BRASIL. **Lei nº 12.711, de 29 de agosto de 2012**. Presidência da República, 2012a. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/l12711.htm. Acesso em: 06 jun. 2025.

BRASIL. **Decreto nº 10.412, de 30 de junho de 2020**. Presidência da República, 2020b. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2020/decreto/d10412.htm. Acesso em: 06 jun. 2025.

BRASIL. **Lei nº 13.982, de 2 de abril de 2020**. Presidência da República, 2020c. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2020/lei/l13982.htm. Acesso em: 06 jun. 2025.

BRASIL. **Medida provisória nº 1.000, de 2 de setembro de 2020**. Presidência da República, 2020d. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2020/Mpv/mpv1000.htm. Acesso em: 06 jun. 2025.

BRASIL. **Lei nº 13.979, de 6 de fevereiro de 2020**. Presidência da República, 2020f. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2020/lei/l13979.htm. Acesso em: 12 fev. 2026.

BRASIL. **Decreto nº 10.282, de 20 de março de 2020**. Presidência da República, 2020g. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2020/decreto/d10282.htm. Acesso em: 12 fev. 2026.

CASAÑA, M. S. C. *et al.* Programa de Asignación Familiar do Plan de Equidad (AFAM-PE) do Uruguai: uma avaliação política da política. Universidade Federal do Maranhão, 2018. Disponível em: <https://tedebc.ufma.br/jspui/handle/tede/2109>. Acesso em: 12 nov. 2025.

CAVALCANTI, M. A. F. d. H.; LAMEIRAS, M. A. P. Pnad covid-19-divulgação de 24/06/2020-principais destaques. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**, Carta de Conjuntura, nº. 48, 2020. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/200624_cc47_mercado_de_trabalho.pdf. Acesso em: 12 nov. 2025.

CENI, R.; SALAS, G. Transfer program enforcement and children's time allocation. **Review of Economics of the Household**, Springer, p. 1–39, 2021. <https://doi.org/10.1007/s11150-020-09531-w>.

CEREDA, F.; RUBIAO, R. M.; SOUSA, L. D. **COVID-19, labor market shocks, poverty in Brazil: A microsimulation analysis**. 2020. Disponível em: <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/2ba8a69d-ad72-589a-b89f-23383d0956a8/content>. Acesso em: 12 nov. 2025.

CONTINI, D.; RICHIARDI, M. G. Reconsidering the effect of welfare stigma on unemployment. **Journal of Economic Behavior & Organization**, Elsevier, v. 84, n. 1, p. 229–244, 2012. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2012.02.010>.

COSTA, E. de F.; FREIRE, M. A. dos S. Estudo de avaliação do programa de auxílio emergencial: uma análise sobre focalização e eficácia a nível municipal.

Brazilian Journal of Development, v. 7, n. 3, p. 24363–24387, 2021. Disponível em: <https://www.brazilianjournals.com/index.php/BRJD/article/view/26105>. Acesso em: 12 nov. 2025.

DIPRETE, T. A.; GANGL, M. Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. **Sociological methodology**, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 34, n. 1, p. 271–310, 2004. <https://doi.org/10.1111/j.0081-1750.2004.00154.x>.

FAILACHE, E.; GIACCOBASSO, M.; RAMIREZ, L. Transferencias de ingresos y mercado de trabajo: Evaluación de impacto de asignaciones familiares – plan de equidad sobre la informalidad laboral. Disertación de Grado, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay, 2013. Disponível em: <https://www.gub.uy/ministerio-desarrollo-social/sites/ministerio-desarrollo-social/files/documentos/publicaciones/380.pdf>. Acesso em: 12 nov. 2025.

FAILACHE, E.; GIACCOBASSO, M.; RAMÍREZ, L. **Transferencias de Ingresos y Mercado de Trabajo: El impacto de Asignaciones Familiares – Plan de Equidad sobre la informalidad laboral**. [S. l.], 2016. <https://fcea.udelar.edu.uy/images/IECON/archivos/526/die-01-16.pdf>. Acesso em: 12 nov. 2025.

FERES JÚNIOR, J.; CAMPOS, L. A.; DAFLON, V. T.; VENTURINI, A. C. **Ação afirmativa: conceito, história e debates**. [S. l.]: EdUERJ, 2018. <https://doi.org/10.7476/9786599036477>.

FERREIRA, F. D. d. S. Avaliação de política de cotas no ensino superior sobre o desempenho acadêmico e o mercado de trabalho. Universidade Federal da Paraíba, 2021. Disponível em: <https://repositorio.ufpb.br/jspui/handle/123456789/22569>. Acesso em: 12 nov. 2025.

FERREIRA, F. D. d. S.; ALMEIDA, A. T. C. d. Ação afirmativa e ganhos iniciais após a graduação: uma análise para egressos da universidade federal da paraíba. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2022. <https://doi.org/10.38116/ppp64art3>.

FREIRE, D.; DOMINGUES, E.; MAGALHÃES, A.; SIMONATO, T.; MIYAJIMA, D. Renda básica emergencial: uma resposta suficiente para os impactos econômicos da pandemia da COVID-19 no Brasil. **Nota Técnica. NEMEA-Cedeplar**, 2020. Disponível em: https://pesquisas.face.ufmg.br/nemea/wp-content/uploads/sites/20/2020/05/Nota_Tecnica_RBE_VF.pdf. Acesso em: 12 nov. 2025.

FREIRE, D.; DOMINGUES, E.; MAGALHÃES, A.; SIMONATO, T.; MIYAJIMA, D. "Auxílio Emergencial - Uma política fiscal contracíclica?": Impactos do auxílio emergencial na economia brasileira em 2020. **Nota Técnica. NEMEA-Cedeplar**, 2021. Disponível em: https://pesquisas.face.ufmg.br/nemea/wp-content/uploads/sites/20/2021/09/Auxilio_Emergencial.pdf. Acesso em: 30 dez. 2023.

FRISANCHO, V.; KRISHNA, K. Affirmative action in higher education in india: targeting, catch up, and mismatch. **Higher Education**, Springer, v. 71, p. 611–649, 2016. <https://doi.org/10.1007/s10734-015-9927-1>.

GENTILINI, U.; ALMENFI, M.; SCHMIDT, T.; ZAFAR, U. **Cash Transfers in Pandemic Times: Evidence, Practices, and Implications from the Largest Scale-Up in History**. 2022. <https://doi.org/10.1596/37700>.

HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. **Political analysis**, Cambridge University Press, v. 20, n. 1, p. 25–46, 2012. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr025>.

HECKMAN, J. J.; BORJAS, G. J. Does unemployment cause future unemployment? definitions, questions and answers from a continuous time model of heterogeneity and state dependence. **Economica**, JSTOR, v. 47, n. 187, p. 247–283, 1980. <https://doi.org/10.2307/2553150>.

HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 71, n. 4, p. 1161–1189, 2003. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00442>.

HORNSTEIN, A.; KARABARBOUNIS, M.; KURMANN, A.; LALÉ, E.; TA, L. **Disincentive effects of pandemic unemployment benefits**. [S. l.], 2022. Disponível em: <https://www.frbsf.org/wp-content/uploads/sites/4/10-21-2022-Karabarbounis-paper.pdf>. Acesso em: 12 nov. 2025.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua): Principais destaques da evolução do mercado de trabalho no Brasil: 2012-2020**. Rio de Janeiro, 2021. Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Principais_destaque_PNAD_continua/2012_2020/PNAD_continua_retrospectiva_2012_2020.pdf. Acesso em: 25 nov. 2025.

IBGE. **Síntese de Indicadores Sociais: Uma análise das condições de vida da população brasileira**. Rio de Janeiro, 2024. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv102144.pdf>. Acesso em: 12 nov. 2025.

International Labour Organization. **As Job Losses Escalate, Nearly Half of Global Workforce at Risk of Losing Livelihoods**. 2020. <https://www.ilo.org/resource/news/ilo-job-losses-escalate-nearly-half-global-workforce-risk-losing-0>. Acesso em: 10 nov. 2025.

KEKRE, R. Unemployment insurance in macroeconomic stabilization. **Review of Economic Studies**, Oxford University Press US, v. 90, n. 5, p. 2439–2480, 2021. <https://doi.org/10.1093/restud/rdac080>.

KING, G.; NIELSEN, R. Why propensity scores should not be used for matching. **Political analysis**, Cambridge University Press, v. 27, n. 4, p. 435–454, 2019. <https://doi.org/10.1017/pan.2019.11>.

KROFT, K.; LANGE, F.; NOTOWIDIGDO, M. J. Duration dependence and labor market conditions: Evidence from a field experiment. **The Quarterly journal of economics**, MIT Press, v. 128, n. 3, p. 1123–1167, 2013. <https://doi.org/10.1093/qje/qjt015>.

LANA, R. M.; COELHO, F. C.; GOMES, M. F. d. C.; CRUZ, O. G.; BASTOS, L. S.; VILLELA, D. A. M.; CODEÇO, C. T. Emergência do novo coronavírus (SARS-CoV-2) e o papel de uma vigilância nacional em saúde oportuna e efetiva. **Cadernos de Saúde Pública**, SciELO Public Health, v. 36, n. 3, 2020. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00019620>.

LEI N° 18.227. **Nuevo Sistema de Asignaciones Familiares a menores en situación de vulnerabilidad servidas por el BPS**. 2008. Disponível em: <https://www.impo.com.uy/bases/leyes/18227-2007>. Acesso em: 01 agos. 2024.

- LEON, F. L. L. de; MALDE, B.; MCQUILLIN, B. The effects of emergency government cash transfers on beliefs and behaviours during the covid pandemic: Evidence from brazil. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 208, p. 140–155, 2023. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2023.01.006>.
- LEVY, S. M.; FILHO, N. M. The impact of the covid emergency aid transfers on female labor supply in brazil. **SSRN Electronic Journal**, 2022. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4139023>.
- LINHARES, A. C. d. L.; BONA, R. J.; COIMBRA, E. A. D.; LAMAR, A. R. Cotas na educação para quem? a política de ação afirmativa de reserva de vagas numa universidade federal no sul do brasil. **Boletim de Conjuntura (BOCA)**, v. 14, n. 41, p. 309–324, 2023. <https://doi.org/10.5281/zenodo.7920801>.
- LOPES, A. D. Affirmative action in brazil: how students' field of study choice reproduces social inequalities. **Studies in Higher Education**, Taylor & Francis, v. 42, n. 12, p. 2343–2359, 2017. <https://doi.org/10.1080/03075079.2016.1144180>.
- LUPION, B. **Pandemia completa um ano no Brasil em seu pior momento**. DW.COM, 2021. Disponível em: <https://p.dw.com/p/3pv1W>. Acesso em: 10 nov. 2025.
- MATTOS, E.; PONCZEK, V. P. **O efeito do estigma sobre os beneficiários de programas de transferência no Brasil**. Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, 2009. Disponível em: <https://repositorio.fgv.br/bitstreams/0e145cd1-2823-4259-a065-775f77a3afda/download>. Acesso em: 12 nov. 2025.
- MEGALE, R. U. **Cash transfer and labour supply: effects of a large-scale emergency programme in Brazil**. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2024. Disponível em: https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/96/96131/tde-22052024-160150/publico/RodrigoUlianMegale_Original.pdf. Acesso em: 12 nov. 2025.
- MELGUIZO, T.; WOLNIAK, G. C. The earnings benefits of majoring in stem fields among high achieving minority students. **Research in Higher Education**, Springer, v. 53, p. 383–405, 2012. <https://doi.org/10.1007/s11162-011-9238-z>.
- MOFFITT, R. An economic model of welfare stigma. **The American Economic Review**, JSTOR, v. 73, n. 5, p. 1023–1035, 1983. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1814669>. Acesso em: 12 nov. 2025.
- NAZARENO, L.; GALVAO, J. de C. The impact of conditional cash transfers on poverty, inequality, and employment during covid-19: A case study from brazil. **Population Research and Policy Review**, Springer, v. 42, n. 2, p. 22, 2023. <https://doi.org/10.1007/s11113-023-09749-3>.
- NAZARENO, L. de A. O Programa Bolsa Família e o mercado de trabalho informal: Uma análise de impacto da ação Brasil Carinhoso. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 4, p. 457–470, 2016. <https://doi.org/10.11606/1413-8050/ea153891>.
- NOGUEIRA, M. O.; MOREIRA, R. D. F. C. **A Covid Deixa Sequelas: a destruição do estoque de capital das micro e pequenas empresas como consequência da pandemia de covid-19**. [S. l.], 2023. Disponível em: <https://www.econstor.eu/handle/10419/285016>. Acesso em: 12 fev. 2026.

NUNES, J. A.; MARIANO, J. L. Efeitos dos programas de transferência de renda sobre a oferta de trabalho não agrícola na área rural da região Nordeste. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, SciELO Brasil, v. 53, p. 71–90, 2015. <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005301004>.

OLIVEIRA, L. F. B. d.; SOARES, S. S. D. O que se sabe sobre os efeitos das transferências de renda sobre a oferta de trabalho. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2012. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/entities/publication/83f59a60-4079-48fe-b185-63ea47518fba>. Acesso em: 12 nov. 2025.

OPAS/OMS. **OMS declara emergência de saúde pública de importância internacional por surto de novo coronavírus**. Organização Pan-Americana da Saúde/Organização Mundial da Saúde, 2020a. Disponível em: <https://www.paho.org/pt/news/30-1-2020-who-declares-public-health-emergency-novel-coronavirus>. Acesso em: 23 out. 2025.

OPAS/OMS. **OMS afirma que COVID-19 é agora caracterizada como pandemia**. Organização Pan-Americana da Saúde/Organização Mundial da Saúde, 2020b. Disponível em: <https://www.paho.org/pt/news/11-3-2020-who-characterizes-covid-19-pandemic>. Acesso em: 23 out. 2025.

Organização Internacional do Trabalho. Garantir a segurança e a saúde no trabalho durante a pandemia. Organização Internacional do Trabalho, Genebra, 2020. Disponível em: <https://www.ilo.org/pt-pt/publications/garantir-segurança-e-saúde-no-trabalho-durante-pandemia>. Acesso em: 15 nov. 2023.

PROSERPIO, D.; ZERVAS, G. Online reputation management: Estimating the impact of management responses on consumer reviews. **Marketing Science**, v. 36, n. 5, p. 645–665, 2017. <https://doi.org/10.1287/mksc.2017.1043>.

RIBERO, X. La insuficiencia de la suficiencia: transferencias monetarias en Uruguay durante la pandemia. **Polis (Santiago)**, SciELO Chile, v. 22, n. 65, p. 291–332, 2023. Disponível em: https://www.scielo.cl/scielo.php?pid=S0718-65682023000200291&script=sci_arttext&tlng=en. Acesso em: 12 nov. 2025.

ROSENBAUM, P. R. Attributing effects to treatment in matched observational studies. **Journal of the American statistical Association**, Taylor & Francis, v. 97, n. 457, p. 183–192, 2002. <https://doi.org/10.1198/016214502753479329>.

ROSENBAUM, P. R. Sensitivity analysis in observational studies. In: EVERITT, B. S.; HOWELL, D. C. (Ed.). **Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science**. Chichester, England: John Wiley & Sons, 2005. p. 1809–1814. <https://doi.org/10.1002/0470013192.bsa606>.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, Oxford University Press, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>.

RUBIN, D. B. Assignment to treatment group on the basis of a covariate. **Journal of educational Statistics**, Sage Publications Sage CA: Thousand Oaks, CA, v. 2, n. 1, p. 1–26, 1977. <https://doi.org/10.3102/10769986002001001>.

RUBIN, D. B.; THOMAS, N. Combining propensity score matching with additional adjustments for prognostic covariates. **Journal of the American Statistical Association**, v. 95, n. 450, p. 573–585, 2000. <https://doi.org/10.2307/2669400>.

SILVA, A. d.; ALMEIDA, A.; FILHO, S. C. L.; RAMALHO, H. Efeitos de políticas afirmativas sobre esforço e abandono: Evidências a partir da universidade federal da paraíba. **XXIV ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA**, 2019. Disponível em: https://www.anpec.org.br/nordeste/2019/submissao/arquivos_identificados/050-ce1afaf5480238389cb368b73ff0451b.pdf. Acesso em: 12 dez. 2025.

TAVARES, P. A. Efeito do programa bolsa família sobre a oferta de trabalho das mães. **Economia e sociedade**, SciELO Brasil, v. 19, p. 613–635, 2010. Disponível em: <https://periodicos.sbu.unicamp.br/ojs/index.php/ecos/article/view/8642682>. Acesso em: 12 dez. 2025.

Tribunal de Contas da União. **Balanço da Fiscalização do Auxílio Emergencial**. Brasília: [S. n.], 2021. Acesso em: 14 abr. 2026. Disponível em: https://atricaon.org.br/wp-content/uploads/2023/07/00_cartilha_acomp_auxilio-emergencial_TCU_v3.pdf.