



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

Ensaaios em Economia Aplicada: Migração, Reservas ambientais e Inclusão Digital Financeira

Paulo Domingos da Silva Matos

João Pessoa - PB, 2023

Paulo Domingos da Silva Matos

Ensaaios em Economia Aplicada: Migração, Reservas ambientais e Inclusão Digital Financeira

Tese de doutorado a ser apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba – PPGE/UFPB, em cumprimento às exigências de conclusão do Curso de Doutorado em Economia Aplicada.

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

Orientador: Prof. Dr. Erik Alencar de Figueiredo

João Pessoa - PB
2023

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

M433e Matos, Paulo Domingos da Silva.

Ensaio em economia aplicada : migração, reservas ambientais e inclusão digital financeira / Paulo Domingos da Silva Matos. - João Pessoa, 2023.
141 f. : il.

Orientação: Erik Alencar de Figueiredo.
Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

1. Economia aplicada. 2. Desigualdade de renda. 3. Imigração - Situação de pobreza. 4. Reservas indígenas. I. de Figueiredo, Erik Alencar. II. Título.

UFPB/BC

CDU 33(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 **Paulo Domingos da Silva Matos**, submetida para obtenção do grau de doutor em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**.

Aos vinte e seis dias, do mês de janeiro, do ano dois mil e vinte quatro, às quatorze horas, no Programa de Pós-Graduação em Economia, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal da Paraíba, reuniram-se virtualmente os membros da Banca Examinadora, constituída pelos professores doutores **Erik Alencar de Figueiredo** (Orientador), da Universidade Federal da Paraíba; **Luiz Renato Régis de Oliveira Lima** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Wallace Patrick Santos de Farias Souza** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Francisco Soares de Lima** (Examinador Externo), da Universidade Estadual do Rio Grande do Norte; **Bernardo Borba de Andrade** (Examinador Externo), da Universidade de Brasília, a fim de examinarem o candidato ao grau de doutor em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**, **Paulo Domingos da Silva Matos**. Além dos examinadores e do examinando, compareceram também, representantes do Corpo Docente e do Corpo Discente. Iniciando a sessão, o professor **Erik Alencar de Figueiredo**, na qualidade de presidente da Banca Examinadora, comunicou aos presentes a finalidade da reunião e os procedimentos de encaminhamento desta. A seguir, concedeu à palavra ao candidato, para que fizesse oralmente a exposição do trabalho, apresentado sob o título: **“Ensaio em Economia Aplicada: Migração, Reservas ambientais e Inclusão Digital Financeira”**. 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 às 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 **Paulo Domingos da Silva Matos**. E, para constar, eu, **Waleska Christina de Castro**, 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, 26 de janeiro de 2024.

Prof. Dr. Erik Alencar de Figueiredo
Orientador – UFPB



Documento assinado digitalmente
ERIKALENCAR DE FIGUEIREDO
Data: 29/01/2024 17:41:58-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Luiz Renato Régis de Oliveira Lima
Examinador Interno – UFPB



Documento assinado digitalmente
WALLACE PATRICK SANTOS DE FARIAS SOUZA
Data: 30/01/2024 14:03:51-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Examinador Interno – UFPB

Prof. Dr. Francisco Soares de Lima
Examinador Externo – UERN



Documento assinado digitalmente
FRANCISCO SOARES DE LIMA
Data: 30/01/2024 09:46:24-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Bernardo Borba de Andrade
Examinador Externo – UNB



Documento assinado digitalmente
BERNARDO BORBA DE ANDRADE
Data: 30/01/2024 10:48:09-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Waleska Castro
Waleska Christina de Castro
Secretária Ad Hoc – PPGE/ UFPB

Aos meus familiares e amigos

Agradecimentos

Agradeço a Deus.

Aos meus pais, José Carlos de Matos e Karla Sena da Silva Matos.

A minha irmã, Maria Letícia da Silva Matos.

A minha noiva, Ana Beatriz Cavalcante.

Agradeço ao meu orientador, Dr. Erik Alencar de Figueiredo, por todos os conselhos, pela paciência e ajuda nesse período.

Aos professores Dr. Luiz Renato Regis de Oliveira Lima, Dr. Cássio da Nobrega Besarria e Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza.

*Não há lugar para a sabedoria onde não há paciência.
(Santo Agostinho de Hipona)*

Resumo

Capítulo 1 - *Entrada massiva de imigrantes Venezuelanos no Estado de Roraima: um estudo de caso comparativo*

Este estudo examina como o influxo massivo de imigrantes venezuelanos impactou os salários e o emprego no setor formal e informal de Roraima. Utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc) e Métodos de Controle Sintético (MCS), documentamos a existência de um efeito assimétrico da migração sobre a distribuição salarial de Roraima. Os indivíduos situados no extremo inferior da distribuição são os mais afetados, apresentando um declínio médio ao longo do tempo de aproximadamente 16%. Enquanto isso, os indivíduos situados nos quantis superiores praticamente não foram afetados. Além disso, nossas estimativas revelam um aumento substancial na desigualdade de renda após os influxos migratórios. Quanto ao emprego, observamos um aumento no número de trabalhadores informais, sugerindo que alguns indivíduos perderam seus empregos formais e foram empurrados para o setor informal. Essas descobertas mantiveram-se consistentes quando submetidas à diferentes testes de robustez.

Palavras-chave: Desigualdade. Emprego. Imigração. Salário

Capítulo 2 - *Consequências não esperadas das boas intenções: o caso Raposa Serra do Sol*

Neste trabalho, examinamos o impacto da criação de reservas indígenas e das decisões judiciais sobre a produção agrícola (*losers*) e o desmatamento (*winners*) do estado de Roraima. Utilizando o método *Bayesian Control Synthetic Alternative*, nossas descobertas apontam que a rizicultura e a produção de milho foram fortemente afetadas pela demarcação das terras indígenas da região de Raposa Serra do Sol. Os efeitos sobre a produção agrícola aumentaram ao longo do tempo, resultando em uma retração de 1,6 bilhão de reais após dez anos, o que corresponde a quase 10% do Produto Interno Bruto de Roraima. Por outro lado, não encontramos efeitos expressivos sobre a redução do desmatamento. É importante destacar que nossas estimativas se mantiveram consistentes para diferentes modificações na estrutura original.

Palavras-chave: Controle Sintético. Reservas Indígenas. Supremo Tribunal Federal.

Capítulo 3 - *Resiliência dos Migrantes aos Choques Econômicos*

Este ensaio examina os efeitos da liberalização comercial sobre trabalhadores migrantes e não migrantes para diferentes níveis de qualificação, *high-skilled* e *low-skilled*. Usando o modelo de fatores regionais específicos, documentamos que o choque induzido pela abertura comercial afeta de forma diferenciada migrantes e nativos. As regiões que experimentaram maiores reduções tarifárias apresentaram declínios expressivos nos rendimentos e emprego dos nativos, ao passo que o impacto sobre os migrantes é praticamente nulo ou relativamente menor. A explicação para essa descoberta pode estar associada ao mecanismo de migração e ao mecanismo de mudança tecnológica causada pela liberalização do comércio. Esses resultados são consistentes com a hipótese de que migrantes são mais resilientes aos choques econômicos do que os nativos. Além disso, constatamos que o choque comercial acentua os fluxos migratórios dos *low-skilled* em direção as regiões menos expostas ao choque comercial, uma vez que estes são mais afetados do que os migrantes *high-skilled*. Embora o mecanismo da migração exista, este não é suficiente para induzir à equalização dos rendimentos entre as regiões, o que contribui para o aumento das divergências regionais duas décadas depois.

Palavras-chave: Emprego. Liberalização Comercial. Migração. Modelo de Fatores Específicos. Salários

Capítulo 4 - Inclusão Financeira: um caminho para redução da pobreza?

Este estudo examinou a relação entre inclusão financeira e pobreza, constatando uma forte correlação negativa entre essas variáveis. Utilizando modelos qualitativos e microdados do Banco Mundial, os resultados indicam que a inclusão financeira, especialmente por meio de contas digitais, pode ser uma poderosa ferramenta para reduzir a pobreza em países em desenvolvimento, como o Brasil. Além disso, foram encontrados efeitos moderadores relevantes. A interação entre *Conta Digital* e *Transferência Governamental* amplificou o impacto positivo da inclusão financeira na redução da pobreza quando o indivíduo também recebe transferências governamentais. Da mesma forma, a interação entre *Conta Digital* e *Mulher* intensificou o impacto positivo da inclusão financeira na redução da pobreza para mulheres em comparação com outros grupos. Essas descobertas destacam a importância de políticas públicas que promovam a inclusão financeira em países em desenvolvimento, considerando esses efeitos moderadores, para combater a exclusão social e econômica de forma mais efetiva.

Palavras-chave: Finanças Digitais. Fintech. Inclusão Financeira. Pobreza.

Abstract

Chapter 1 - *Massive inflow of Venezuelan refugees in the State of Roraima: a comparative case study*

This study examines how the massive influx of Venezuelan immigrants has impacted wages and employment in both the formal and informal sectors of Roraima. Utilizing data from the Continuous National Household Sample Survey (PNADc) and Synthetic Control Methods (MCS), we document the existence of an asymmetric effect of migration on Roraima's wage distribution. Individuals at the lower end of the distribution are the most affected, experiencing an average decline over time of approximately 16%. Meanwhile, individuals at the higher quantiles were virtually unaffected. Additionally, our estimates reveal a substantial increase in income inequality following migration influxes. Regarding employment, we observe a rise in the number of informal workers, suggesting that some individuals lost their formal jobs and shifted to the informal sector. These findings remained consistent when subjected to various robustness tests.

Keywords: Employment. Inequality. Immigration. Wages.

Chapter 2 - *Unintended Consequences of Good Intentions: the Raposa Serra do Sol Case.*

In this paper, we examine the impact of the creation of indigenous reserves and judicial decisions on agricultural production (*losers*) and deforestation (*winners*) in the State of Roraima. Using the or *Bayesian Control Synthetic Alternative*, our findings indicate that rice cultivation and corn production were strongly affected by the demarcation of the Raposa Serra do Sol indigenous lands. The effects on agricultural production are increasing over time and reach a retraction of 1.6 billion Brazilian reais after ten years, which corresponds to almost 10% of Roraima's Gross Domestic Product. On the other hand, we did not find significant effects on deforestation reduction. We further emphasize that our estimates remained consistent for different modifications in the original structure.

Keywords: Federal Court of Justice. Indian Reservations. Synthetic control.

Chapter 3 - *Resilience of Migrants to Economic Shocks*

This essay examines the effects of trade liberalization on migrant and non-migrant workers for different skill levels, *high-skilled* and *low-skilled*. Using the model of specific

regional factors, we document that the shock induced by trade openness affects migrants and natives differently. The regions that experienced greater tariff reductions showed significant declines in the income and employment of natives, while the impact on migrants is practically nil or relatively minor. The explanation for this finding may be associated with the mechanism of migration and the mechanism of technological change caused by trade liberalization. These results are consistent with the hypothesis that migrants are more resilient to economic shocks than natives. Furthermore, we found that the trade shock accentuates the migration flows of the *low-skilled* towards regions less exposed to the trade shock, since these are more affected than the *high-skilled* migrants. Although the migration mechanism exists, it is not enough to induce the equalization of incomes between regions, which contributes to the increase of regional divergences two decades later.

Key-words: Migration. Specific Factors Model. Trade Liberalization. Wages

Chapter 4 - Financial Inclusion: a path to poverty reduction?

This study examined the relationship between financial inclusion and poverty, finding a strong negative correlation between these variables. Using qualitative models and World Bank microdata, the results indicate that financial inclusion, especially through digital accounts, can be a powerful tool to reduce poverty in developing countries such as Brazil. In addition, relevant moderating effects were found. The interaction between *Digital Account* and *Government Transfer* amplified the positive impact of financial inclusion on poverty reduction when the individual also receives government transfers. Likewise, the interaction between *Conta Digital* and *Mulher* intensified the positive impact of financial inclusion on poverty reduction for women compared to other groups. These findings highlight the importance of public policies that promote financial inclusion in developing countries, considering these moderating effects, to combat social and economic exclusion more effectively.

Key-words: Digital Finance. Financial Inclusion. Fintech. Poverty.

Lista de ilustrações

Figura 1.1 – Crise na Venezuela e Solicitações de Refúgio em Roraima	5
Figura 1.2 – Crise na Venezuela e emissões de CTPS em Roraima	7
Figura 1.3 – Resultados para o Logaritmo do Salário Real Formal	14
Figura 1.4 – Teste de Permutação para o Salário Real Formal	16
Figura 1.5 – Curvas de Lorenz para o ano de 2018	18
Figura 1.6 – Controle Sintético para o Emprego Formal	19
Figura 1.7 – Teste de permutação para o Emprego Formal	20
Figura 1.8 – Controle Sintético para o Emprego Informal	21
Figura 1.9 – Bayesian Controle Sintético para o Emprego Informal	22
Figura 1.10–Validação <i>Leave-one-out</i>	23
Figura 1.11–Razão RMSPE Pós-Pré para variáveis de resultado do mercado de trabalho	25
Figura 1.12–Robustness para variáveis de resultado do mercado de trabalho	27
Figura 1.13–Trace Test	29
Figura 2.1 – Mapa	32
Figura 2.2 – Comparação entre a Produção de Arroz de Roraima e Brasil	37
Figura 2.3 – Comparação entre a Produção de Milho de Roraima e Brasil	37
Figura 2.4 – Comparação entre o Desmatamento de Roraima e Brasil	38
Figura 2.5 – Efeito da demarcação das Terras Indígenas Raposa Serra do Sol sobre a Produção de Arroz	46
Figura 3.1 – Tarifas Nominais	57
Figura 3.2 – Correlação entre o Logartimo da população de Migrantes e o choque comercial	60
Figura 4.1 – Proporção de Contas Digital e Física para pessoas em situação de pobreza, segundo o gênero	88
Figura 4.2 – Proporção de indivíduos em situação de pobreza por sexo	89
Figura C1 – Trajetórias das variáveis de Resultado por Unidade da Federação . . .	123
Figura C2 – Validação <i>leave-one-out</i>	124
Figura C3 – Teste de Robustez realizado alterando a quantidade de <i>Burn-in</i>	125
Figura C4 – Trace Plot	126

Lista de tabelas

Tabela 1.1 – Efeito por quantil para cada ano após o choque migratório	17
Tabela 2.1 – Descrição das variáveis utilizadas	39
Tabela 2.2 – Participação na produção da Região Norte e na Produção Nacional . .	40
Tabela 3.1 – Variação salarial regional dos migrantes e não migrante após o choque comercial	65
Tabela 3.2 – Variação no emprego formal regional para os migrantes e não migrantes após o choque comercial	66
Tabela 3.3 – Variação na população de migrantes após o choque comercial	67
Tabela 3.4 – Variação no emprego informal dos migrantes e não migrante após o choque comercial	69
Tabela 3.5 – Variação no salário informal dos migrantes e não migrante após o choque comercial	70
Tabela 3.6 – Variação nos salários dos migrantes e não migrante <i>low-skilled</i> após o choque comercial	71
Tabela 3.7 – Variação nos salários dos migrantes e não migrante <i>high-skilled</i> após o choque comercial	72
Tabela 3.8 – Variação no emprego formal (<i>low-skilled</i>) para os migrantes após o choque comercial	73
Tabela 3.9 – Variação no emprego formal (<i>high-skilled</i>) para os migrantes após o choque comercial	74
Tabela 3.10–Variação na população de migrantes após o choque comercial, segundo as habilidades	75
Tabela 3.11–Gap salarial entre migrante e não migrante após o choque comercial .	76
Tabela 4.1 – Descrição das variáveis	86
Tabela 4.2 – Estatísticas Descritivas para os anos de 2017 e 2021	87
Tabela 4.3 – Average Marginal Effect - AME	94
Tabela 4.4 – Average Marginal Effect - AME	95
Tabela 4.5 – Average Marginal Effect - AME	98
Tabela 4.6 – Average Marginal Effect - AME	100
Tabela 4.7 – Average Marginal Effect - AME	101
Tabela A1 – Preditores do Logaritmo do Salário Real Formal	112
Tabela A2 – Pesos do Controle Sintético para as Unidades de Controle - Logaritmo do Salário Real Formal	113
Tabela A3 – Preditores do Emprego Formal	113
Tabela A4 – Pesos do Controle Sintético para os Estados - Emprego Formal	114

Tabela A5 – Preditores do Emprego Informal	114
Tabela A6 – Pesos do Controle Sintético para os Estados - Emprego Informal	115
Tabela B1 – Teste de Robustez para os Rendimentos Formais dos migrantes	117
Tabela B2 – Teste de Robustez para os Rendimentos Formais dos Nativos	118
Tabela B3 – Teste de Robustez para o Emprego Formal dos migrantes	119
Tabela B4 – Teste de Robustez para o Emprego Formal dos Nativos	120
Tabela B5 – Teste de Robustez para os Rendimentos Formais dos migrantes	121
Tabela B6 – Teste de Robustez para os Rendimentos Formais dos Nativos	122

Sumário

1	ENTRADA MASSIVA DE IMIGRANTES VENEZUELANOS NO ESTADO DE RORAIMA: UM ESTUDO DE CASO COMPARATIVO	1
1.1	Introdução	1
1.2	Imigração Venezuelana no Estado de Roraima	4
1.3	Breve Revisão	7
1.4	Estratégia Empírica	10
1.4.1	Dados	10
1.4.2	Controle Sintético	11
1.5	Resultados	14
1.6	Robustness	23
1.7	Considerações Finais	29
2	CONSEQUÊNCIAS NÃO ESPERADAS DAS BOAS INTENÇÕES: O CASO RAPOSA SERRA DO SOL	32
2.1	Introdução	32
2.2	Breve Contextualização	35
2.3	Estratégia de Identificação	38
2.3.1	Dados e Motivação Empírica	38
2.3.2	Método	40
2.4	Resultados	45
2.4.1	Robustness	48
2.5	Considerações Finais	49
3	RESILIÊNCIA DOS MIGRANTES AOS CHOQUES ECONÔMICOS	51
3.1	Introdução	51
3.2	Revisão de Literatura	54
3.3	Considerações sobre a Liberalização Comercial	56
3.4	Estratégia Empírica	58
3.4.1	Dados	58
3.4.2	Método	61
3.5	Resultados	64
3.6	Robustness	77
3.7	Considerações Finais	78
4	INCLUSÃO DIGITAL FINANCEIRA: UM CAMINHO PARA REDUÇÃO DA POBREZA?	79

4.1	Introdução	79
4.2	Revisão de Literatura	82
4.3	Estratégia Empírica	85
4.3.1	Dados	85
4.4	Método	89
4.5	Resultados	92
4.6	Testes de Robustez	98
4.7	Considerações Finais	101
REFERÊNCIAS		104
APÊNDICES		111
APÊNDICE A – CAPÍTULO 1		112
APÊNDICE B – CAPÍTULO 2		116
APÊNDICE C – CAPÍTULO 3		123

1 Entrada massiva de imigrantes Venezuelanos no Estado de Roraima: um estudo de caso comparativo

1.1 Introdução

Estudiosos da economia da imigração têm dedicado décadas à investigação dos efeitos da imigração sobre os salários e o emprego nos mercados de trabalho locais. Essa pesquisa é de suma importância, não apenas por causa das implicações políticas que envolve, mas também por sua capacidade de fornecer *insights* valiosos sobre o funcionamento dos mercados de trabalho diante de choques exógenos de oferta de trabalho (BORJAS, 2017). Apesar das muitas lições aprendidas ao longo do tempo, a literatura ainda não alcançou um consenso definitivo quanto aos efeitos da imigração (CARD; PERI, 2016).

Neste estudo, exploramos um quase-experimento causado pela entrada massiva de venezuelanos no Brasil a partir de 2015, com o Estado de Roraima sendo o principal local impactado por essa onda migratória. Dados do Comitê Nacional para os Refugiados (CONARE) de 2017 revelam um aumento substancial no número de pedidos de refúgio durante esse período, totalizando 22.062 solicitações, sendo que 17.865 foram registradas somente em 2017, o que representou mais de 50% de todas as solicitações feitas nesse ano. Essa migração em massa foi motivada por uma série de eventos na Venezuela que ameaçaram diretamente a sobrevivência dos indivíduos, forçando-os a deixar seu país de origem. Esses fluxos são categorizados como migração forçada e geram um choque completamente exógeno de oferta de mão-de-obra no mercado de trabalho local, configurando, assim, um experimento natural (PERI; YASENOV, 2019). Embora seja uma situação indesejada, essa conjuntura nos proporciona a oportunidade de analisar como a chegada em grande escala de imigrantes venezuelanos impactou as condições do mercado de trabalho em Roraima.

Para identificar os efeitos causais, empregamos o Método de Controle Sintético (MCS), desenvolvido por Abadie e Gardeazabal (2003), Abadie, Diamond e Hainmuel-ler (2010), Abadie (2021), que nos permite construir uma unidade sintética com pesos otimizados para criar um cenário contrafactual ideal. Uma consequência direta desse processo é a eliminação da seleção arbitrária do grupo de comparação. Além disso, adotamos o modelo proposto por Gunsilius (2023) para analisar os impactos da imigração em diferentes pontos da distribuição de salários (0.25, 0.50 e 0.75) e também seus efeitos

sobre a distribuição de renda, com base na abordagem de [Gastwirth \(1971\)](#) e [Gastwirth \(1972\)](#). Dada a complexidade do setor informal, seguimos a estratégia delineada por [Pang, Liu e Xu \(2022\)](#) para examinar os efeitos do choque migratório nesse setor. Para tanto, utilizamos os microdados provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc), elaborados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), abrangendo o período de 2012 a 2019. Esse conjunto de informações proporciona um mapeamento preciso das principais características socioeconômicas e demográficas dos Estados brasileiros, tais como renda, escolaridade, idade, setor de emprego, entre outros.

O experimento que estamos investigando guarda notáveis semelhanças com o evento amplamente conhecido como o "*Maríel Boatlift*", no qual aproximadamente 125.000 cubanos fugiram para os Estados Unidos. Conforme [Card \(1990\)](#), [Borjas \(2017\)](#) e [Peri e Yasenov \(2019\)](#) este evento proporcionou um contexto ideal para examinar como o mercado de trabalho local responde a um choque exógeno na oferta de trabalho. Isso se deve ao fato de que o êxodo cubano foi principalmente motivado pelo agravamento das condições socioeconômicas em Cuba e pela declaração feita por Fidel Castro em 1980, que permitiu que esses indivíduos emigrassem para os Estados Unidos através do porto de Mariel.

Esse contexto difere, por exemplo, da migração econômica, na qual os imigrantes são atraídos pelas melhorias nas condições econômicas locais do destino, como discutido por [Sjaastad \(1962\)](#), [Borjas \(1987\)](#). Quando a migração é principalmente impulsionada por essas melhorias, podem surgir desafios econométricos, tais como a possível má especificação do modelo de estimação, como observado por ([BORUSYAK; DIX-CARNEIRO; KOVAK, 2022](#)). Ignorar essas questões, por sua vez, pode levar a interpretações inadequadas dos resultados.

Desse modo, nosso estudo contribui para a literatura que investiga os efeitos da imigração sobre as condições do mercado de trabalho local. Em contraste com trabalhos anteriores, como os [Card \(1990\)](#), [Borjas \(2017\)](#) e [Peri e Yasenov \(2019\)](#), que analisaram o impacto médio da entrada massiva de cubanos sobre os salários em Miami, nossa pesquisa avança em duas importantes direções.

Primeiramente, conduzimos uma análise estimando o efeito assimétrico do choque migratório em Roraima, utilizando dados individuais. Essa abordagem nos permitiu capturar potenciais heterogeneidades decorrentes do choque exógeno, que afetou diferentes grupos de maneira distinta. Em outras palavras, o impacto estimado na média não reflete completamente as nuances que podem surgir, uma vez que o choque migratório pode criar "ganhadores" e "perdedores" no mercado de trabalho local. A diferenciação entre esses grupos foi possibilitada graças à metodologia inovadora proposta por [Gunsilius \(2023\)](#), que nos permitiu utilizar microdados para construir uma média ponderada de unidades de controle, aproximando-se o máximo possível das

propriedades geométricas da distribuição da unidade tratada. Portanto, nossa pesquisa expande o entendimento sobre os impactos da imigração no mercado de trabalho, considerando as complexidades inerentes às ondas inesperadas de imigrantes, em oposição a uma análise puramente média que pode mascarar variações significativas nos diferentes quantis da distribuição de salários.

Em segundo lugar, os dados à nossa disposição permitiram uma análise mais completa do setor informal da economia. Essa abordagem reveste-se de grande relevância para compreender a dinâmica de adaptação do mercado de trabalho após choques exógenos na oferta de trabalho. Além disso, abre a possibilidade de investigar potenciais mecanismos, à semelhança do que foi observado por [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#). O autor demonstra que choques exógenos frequentemente resultam na perda de empregos no setor formal, empurrando trabalhadores para o setor informal. Essa análise mais aprofundada do setor informal amplia nosso entendimento sobre as consequências de choques migratórios, especialmente no que diz respeito às mudanças nas estruturas ocupacionais e à adaptabilidade do mercado de trabalho em resposta a esses eventos inesperados.

Nossos resultados revelam que o aumento significativo do fluxo migratório teve um impacto negativo considerável sobre os salários médios em Roraima. No ano de 2016, observamos uma redução de aproximadamente 9%, seguida por uma queda ainda mais acentuada de cerca de 12% em 2017. Essas reduções coincidem diretamente com o aumento substancial do número de imigrantes que chegaram à região. Nos anos subsequentes, notamos uma diminuição na magnitude desse efeito negativo. Isso pode ser explicado em grande parte pela intervenção eficaz do governo brasileiro, que implementou medidas de controle mais rigorosas na fronteira, conhecidas como a "Operação Acolhida". Além disso, houve cooperação internacional e auxílio de outros países, o que ajudou a aliviar as pressões exercidas sobre o mercado de trabalho em Roraima.

Ao analisarmos os efeitos médios nos diferentes quantis da distribuição salarial (0.25, 0.50 e 0.75), notamos reduções salariais de 16%, 1.2% e 0.0%, respectivamente. Estes resultados indicam que os indivíduos situados no extremo inferior da distribuição de salários foram os mais afetados pelo choque migratório, sendo categorizados como "perdedores" devido às maiores quedas em seus rendimentos. Essa consequência se torna ainda mais evidente quando calculamos o índice de Gini com base nas curvas de Lorenz estimadas. Observamos um significativo aumento na desigualdade de renda. Em 2018, durante o auge dos influxos de imigrantes, o índice de Gini aumentou consideravelmente, alcançando 0.48, enquanto no cenário contrafactual, na ausência do choque, o índice teria sido de 0.35. No conjunto, nossas descobertas destacam de forma contundente como o choque migratório afetou de maneira desproporcional os estratos mais vulneráveis da população, aumentando substancialmente a desigualdade de renda

na região.

Por outro lado, não identificamos efeitos significativos no emprego formal do Estado. Isso sugere que não houve uma substituição em grande escala de trabalhadores nativos pelos estrangeiros, apesar dos custos potencialmente mais baixos associados a esta última. Essa ausência de substituição pode ser atribuída a diversas barreiras à entrada, incluindo possivelmente desafios linguísticos. No entanto, é plausível que a substituição tenha ocorrido em setores específicos da economia, especialmente naqueles que empregam indivíduos *low-skill*. Essa suposição encontra respaldo quando examinamos o impacto sobre o emprego do setor informal, onde observamos um efeito positivo, indicando um aumento no número de trabalhadores informais. Conjuntamente, esses resultados sugerem que nos setores mais impactados pela imigração, pode ter havido uma perda de empregos para os trabalhadores locais de baixa qualificação, que acabaram sendo empurrados para o mercado informal. Adicionalmente, ressaltamos que nossas descobertas mantiveram-se consistentes quando submetida à diferentes testes de validação e robustez.

O restante deste estudo está organizado da seguinte forma: a seção 2 apresenta o contexto da imigração Venezuelana, a seção 3 dispõe uma breve revisão de literatura, a seção 4 exhibe a estratégia empírica, a seção 5 expõe os principais resultados, a seção 6 apresenta os testes de robustez e a seção 7 é reservada para as considerações finais.

1.2 Imigração Venezuelana no Estado de Roraima

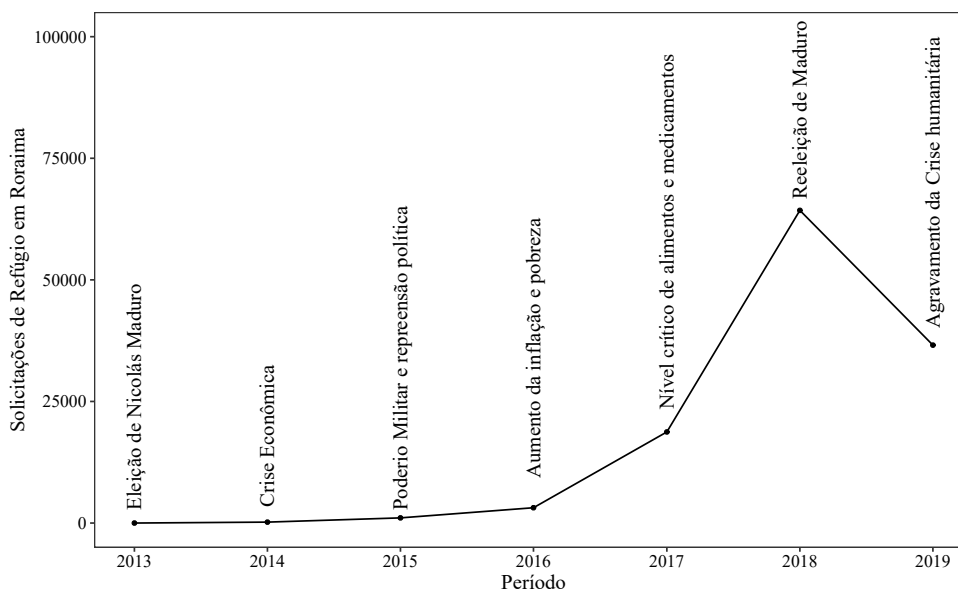
O intenso fluxo de pessoas saindo da Venezuela teve como principal causa a grave crise econômica e social pela qual o País enfrentava desde 2013, quando Nicolás Maduro do partido PSUV (*Pardo Socialista Unido de Venezuela*) assumiu a presidência. Após diversos acontecimentos entre 2013 e 2019, o levantamento realizado pelo Alto Comissariado das Nações Unidas para Refugiados (ACNUR)¹ de 2019 constatou que pelo menos 4 milhões de venezuelanos emigraram do País sul-americano, tornando esse fluxo o mais acentuado da história.

Essa hipermobilidade se concentrou especialmente nos países da América do Sul. No Brasil, os influxos foram recebidos através do Estado de Roraima, que é a principal porta de entrada dos venezuelanos em solo nacional. Diferentemente das migrações econômicas, isto é, aquelas estimuladas pelo cenário econômico do destino, esses influxos são provenientes de eventos acontecidos na Venezuela que impactaram diretamente a sobrevivência de seus habitantes, levando-os a deixarem seu País. Tal contorno qualifica esse fenômeno como fluxo migratório forçado uma vez que os venezuelanos fugiram do seu País visando garantir a própria sobrevivência.

¹ Disponível em: <<https://www.acnur.org/portugues/venezuela/>>

Em 2019, o Ministério da Justiça e Segurança Pública, à pedido do Comitê Nacional para Refugiados (CONARE), elaborou uma nota técnica² enumerando os principais acontecimentos que levaram ao aprofundamento da crise venezuelana e, conseqüentemente, ao intenso fluxo migratório. A Figura 1.1 apresenta a relação entre os eventos ocorridos na Venezuela (origem) e o aumento de solicitações de refúgio em Roraima (destino).

Figura 1.1 – Crise na Venezuela e Solicitações de Refúgio em Roraima



Fonte: Elaboração própria do autor a partir das informações encontradas em relatórios da Polícia Federal.

Conforme pode ser observado, a eleição do Presidente Nicolás Maduro em 2013, e a recessão econômica causada pela queda no preço do petróleo em 2014, são eventos que precedem o intenso fluxo migratório de venezuelanos. A partir de 2015, com o agravamento das tensões internas na Venezuela, as solicitações de refúgio no Estado de Roraima começaram a crescer exponencialmente. Nesse período o governo venezuelano utilizou as forças militares com o discurso de preservar a ordem pública e a paz social, no entanto as repreensões eram, na verdade, instrumentos de violência e perseguição contra opositores do regime.

Em 2016, somados ao aumento da repreensão militar, os níveis de inflação e pobreza atingiram valores extremamente elevados, afetando de forma direta a sobrevivência dos indivíduos. Especificamente em maio do referido ano, o governo destinou as forças armadas para distribuir alimentos e medicamentos decretando, em seguida, Estado de Emergência. No final das contas essas situações resultavam num aumento do domínio sobre a população.

² Disponível em: <https://www.justica.gov.br/news/collective-nitf-content-1564080197.57/sei_mj-8757617-estudo-de-pais-de-origem-venezuela.pdf>

Em 2017, além da escalada nas ondas de violência, a população venezuelana enfrentou de forma mais intensa a falta de alimentos e medicamentos, chegando a atingir 88% de escassez em 2018 e um pico de inflação de 2.350%³. Diante de uma clara ruptura democrática, Nicolás Maduro foi reeleito em 2018, mas países da União Europeia, os Estados Unidos e o Grupo Lima⁴ não reconheceram a reeleição como legítima, levando ao aprofundamento da crise e um intenso êxodo da população venezuelana. Nesse período, de acordo com as Nações Unidas, pelo menos 1,5 milhões de venezuelanos deixaram seu País. O Estado de Roraima, por exemplo, recebeu cerca de 64 mil pedidos de refúgio em 2018, configurando-se como o maior valor da série histórica⁵.

As solicitações de refúgio passaram a ser a estratégia primal de entrada dos venezuelanos no Brasil através do Estado de Roraima, tendo em vista que a regularização da entrada é indispensável para, entre outras coisas, assegurar o direito de exercer atividade no mercado de trabalho formal do Brasil. O Portal de Imigração Laboral, do Ministério da Justiça e Segurança Pública, disponibiliza informações referentes a emissão da Carteira de Trabalho e Previdência Social (CTPS). Esse documento registra a vida profissional do trabalhador e é essencial para garantir os direitos trabalhistas previstos em Lei. Portanto, a análise da emissão da CTPS aos venezuelanos nos permite avaliar se esse fluxo migratório é acompanhado de uma inserção no mercado de trabalho local.

³ Projeção realizada pelo Fundo Monetário Internacional (FMI)

⁴ Grupo formado por chanceleres dos países das Américas (Argentina, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Costa Rica, Guatemala, Honduras, México, Panamá, Paraguai e Peru) criado com objetivo de colaborar com a restituição da democracia na Venezuela e fornecer ajuda humanitária. Embora não integrem oficialmente o grupo, os Estados Unidos participam das reuniões.

⁵ Para mais detalhes ver relatório elaborado pelo Ministério da Justiça e Segurança Pública. Disponível em: <https://www.justica.gov.br/news/collective-nitf-content-1564080197.57/sei_mj-8757617-estudo-de-pais-de-origem-venezuela.pdf>

Figura 1.2 – Crise na Venezuela e emissões de CTPS em Roraima



Fonte: Elaboração própria do autor a partir das informações disponibilizadas pelo OBmigra CTPS/-RAIS/CAGED.

A Figura 1.2 apresenta um mapa de calor com a quantidade total⁶ de CTPS emitidas aos venezuelanos por Estado para o período de 2016 à 2019. Como pode ser visto, o Estado de Roraima apresenta a cor mais escura indicando o maior número de emissões de CTPS aos venezuelanos, ratificando o referido Estado como principal porta entrada dos imigrantes em território nacional. De fato, essa demanda expressiva por carteira de trabalho sugere que os venezuelanos têm interesse, pelo menos temporariamente, em permanecer no Estado de Roraima e ingressar no mercado de trabalho.

Nesse contexto, as evidências apresentadas corroboram a existência de um choque no mercado trabalhado provocado pela imigração venezuelana, que, conforme mencionado, assume caráter forçado. Embora indesejada, essa situação torna o choque mais exógeno, permitindo-nos avaliar como isso afeta o salário e o emprego do mercado de trabalho de Roraima.

1.3 Breve Revisão

Especificamente, podemos identificar duas perspectivas principais na Literatura especializada. A primeira, denominada convencional, sustenta que a chegada de imigrantes tende a diminuir os salários dos trabalhadores nativos, embora suas evidências

⁶ A quantidade total de CTPS emitidas por Estado foram padronizadas da seguinte forma: $z = \frac{x - \mu}{\sigma}$.

sugiram que o impacto é relativamente modesto (GROSSMAN, 1982; GREENWOOD; MCDOWELL, 1986; BORJAS, 1987). Por outro lado, a segunda perspectiva não encontra efeitos significativos e argumenta que a identificação precisa desses impactos deve ser feita considerando fluxos migratórios causados por fatores externos, como conflitos armados, fugas de regimes autoritários, crises econômicas, entre outros (CARD, 1990; BORJAS, 2017; PERI; YASENOV, 2019).

A abordagem convencional é alvo de diversas críticas. Card (1990), por exemplo, aponta dois problemas relativos aos resultados encontrados pela literatura convencional. Primeiro, os estudos econométricos baseados na distribuição do estoque existente de imigrantes certamente subestimam os efeitos da imigração. Isso porque, em média, as diferenças de habilidades entre imigrantes e nativos são relativamente pequenas. Segundo, as escolhas de localização dos imigrantes estão correlacionadas com as oportunidades esperadas no mercado de trabalho, ou seja, eles procuram regiões onde a demanda por trabalho consegue absorver sua oferta. Portanto, mesmo que esses indivíduos fossem para pequenas cidades, à exemplo do que ocorre nos Estados Unidos, a migração intramunicipal de nativos poderia atenuar os efeitos indesejáveis da imigração.

Em outros termos, as considerações de Card (1990) elucidam as dificuldades de usar correlações para medir o impacto da imigração sobre os resultados do mercado de trabalho local. Alternativamente, o autor propõe o uso de experimentos naturais para identificar esses efeitos, uma vez que estes são essencialmente mais próximo de um aumento exógeno na oferta de trabalho dos imigrantes. Em consonância, Peri e Yasenov (2019) argumentam que aumentos infrequentes e inesperados de refugiados, nos quais os imigrantes apresentam baixa capacidade de selecionar o seu destino, tendem a produzir choques mais exógenos de oferta de trabalho quando comparado aos migrantes econômicos, cuja entrada é mais previsível, gradual e estimulada pelas circunstâncias econômicas locais.

Para avaliar o experimento produzido pelo *Maribel Boatlift*, Card (1990)⁷ utiliza microdados da *Current Population Survey* e um modelo simples de diferença em diferenças. O autor selecionou quatro cidades⁸ com base nas características demográficas e econômicas para reproduzir o cenário contrafactual, isto é, o que teria acontecido com o mercado de trabalho de Miami caso não tivesse recebido os influxos migratórios. Seus resultados revelaram que a entrada massiva de imigrantes cubanos não teve nenhum efeito sobre o emprego e o salário dos nativos poucos qualificados (*low-skilled*). Segundo o autor, o mercado de trabalho de Miami foi capaz de absorver o aumento na oferta de trabalhadores por causa de aumentos similares ocorridos em décadas anteriores. Tais conclusões contrapuseram os resultados da literatura convencional e colocaram

⁷ Do ponto de vista metodológico, Angrist e Pischke (2010) sugere que o desenho experimental do referido estudo endereçou a condução das pesquisas posteriores em economia do trabalho, especialmente no que tange a questão de como os choques migratórios são absorvidos pelo mercado de trabalho.

⁸ Atlanta, Los Angeles, Houston e Tampa Bay-St. Petersburg.

em dúvida as previsões dos modelos canônicos de oferta e demanda de trabalho em explicar as repercussões da imigração no curto prazo.

Segundo [Peri e Yasenov \(2019\)](#), o estudo de [Card \(1990\)](#) permaneceu como palavra final deste evento durante 25 anos. Todavia, os autores apontam três limitações econométricas consideráveis, que podem ser superadas através dos métodos desenvolvidos recentemente. Primeiro, a construção dos erros padrão ignorou a existência de choques idiossincráticos que afetam os resultados do mercado de trabalho ao nível das cidades. Além disso, tratou as informações dos trabalhadores dentro de uma mesma cidade como independentes, levando a uma medição apenas do erro estocástico independente sobre os salários. Segundo, a escolha do grupo de controle, formado pelas quatro cidades, foi arbitrária e sua validade não foi formalmente testada. Por último, apenas uma parte dos resultados do mercado de trabalho foi investigada, carecendo de uma exploração mais sistemática. Em virtude disso, os autores revisitaram esse evento usando o Método de Controle Sintético (MCS) desenvolvido por [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#), [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#), [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2015\)](#). Entretanto, à exemplo de [Card \(1990\)](#), os autores não encontraram nenhum impacto significativo da entrada substancial de cubanos sobre os salários e outros desfechos do mercado de trabalho.

[Borjas \(2017\)](#) também investigou como o mercado de trabalho de Miami respondeu ao choque provocado pelo *Maríel Boatlift*. Utilizando o Método de Controle Sintético e os dados da March CPS (*Current Population Survey*), o autor encontrou que o intenso fluxo migratório de cubanos para Miami impactou negativamente nos salários dos nativos *low-skilled*⁹, chegando a declinar cerca de 10% à 30%. Para o autor, seus resultados estariam alinhados com a Teoria Econômica e anulariam as evidências de [Card \(1990\)](#). Contudo, [Peri e Yasenov \(2019\)](#) argumentam que os resultados do referido autor apresentam três problemas relevantes. Em primeiro lugar, a restrição realizada na amostra excluiu quase 66% dos trabalhadores pouco qualificados de Miami. O problema torna-se mais grave porque a pesquisa *March CPS* já dispõe de poucas observações quando comparada a outras. Em segundo, para obter os salários anuais, [Borjas \(2017\)](#) utilizou uma amostra limitada com apenas 16 à 24 indivíduos de um grupo total que detinha aproximadamente 120.000 informações. Em terceiro, a construção do grupo de controle apresentava regiões metropolitanas com amostras inferiores à Miami. Portanto, a existência de grandes erros de mensuração na amostra *March CPS* tornariam inviável qualquer possibilidade robusta de inferência.

Em relação a estratégia de identificação, a literatura expandiu-se consideravelmente em função do desenvolvimento de novos métodos dos quais o Controle Sintético (MCS) distingui-se. Sendo uma abordagem *Data-driven*, o Método de Controle Sintético foi qualificado como a inovação mais relevante para avaliação de políticas públicas dos

⁹ [Borjas \(2017\)](#) restringe a amostra para homens, não hispânicos e idade entre 19 e 59 anos.

últimos 15 anos (ATHEY; IMBENS, 2017), e tem sido amplamente aplicado em estudos de caso comparativo, sobretudo quando uma unidade agregada (por exemplo, uma cidade, um estado, um país, etc) sofre uma intervenção (tratamento). A ideia do método é relativamente simples: ao invés de escolher um única unidade (ou um grupo) como controle de forma *ad-hoc*, ele permite identificar um grupo de controle otimizado, que consiste em uma combinação linear das unidades presentes no conjunto potencial de comparação, doravante mencionado como *donor pool*.

Aprimoramentos naturais no controle sintético surgiram para acomodar potenciais vieses causados por *confounders* mais complexos (PANG; LIU; XU, 2022) e para lidar com a estimação assimétrica do efeito de tratamento (GUNSILIUS, 2023), o que permite capturar potenciais heterogeneidades usando dados individuais. Essas novas metodologias nos permitiram avançar na compreensão dos impactos dos fluxos migratórios inesperados nas condições do mercado de trabalho local.

1.4 Estratégia Empírica

1.4.1 Dados

A principal fonte de dados deste estudo provém da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc), elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PNADc oferece informações cruciais sobre as variações trimestrais e a evolução do mercado de trabalho ao longo do tempo, juntamente com outras medidas fundamentais para a análise do desenvolvimento socioeconômico do país.

Esse conjunto de dados apresenta diversas vantagens, das quais podemos destacar três principais: primeiro, o seu desenho amostral foi concebido para fornecer informações tanto em nível nacional quanto em níveis mais detalhados, como Estados, Regiões Metropolitanas, municípios, entre outros. Segundo, além de oferecer uma ampla cobertura para o setor formal, a PNADc também realiza levantamentos abrangentes sobre o setor informal da economia, constituindo um diferencial significativo em relação a outras bases de dados, como a RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) e o CAGED (Cadastro Geral de Empregados e Desempregados), por exemplo. Terceiro, os dados são de acesso público e podem ser facilmente consultados no site oficial do IBGE.

A fim de evitar potenciais problemas, excluímos da análise indivíduos empregados na administração pública e autônomos. Por outro lado, deixamos na amostra pessoas com idade entre 18 e 64 anos¹⁰ e que estavam empregadas. Os Salários foram deflacionados usando o deflator à preços médios do ano de 2019¹¹ e expressamos os

¹⁰ Análogo a Peri e Yasenov (2019), testamos com o recorte de idade entre 19 e 65, porém não encontramos diferenças expressivas.

¹¹ Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/habitacao/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>>

valores do salário real em logaritmo natural.

Uma vez que os microdados disponibilizados pela PNADc são trimestrais e individuais, optamos por agregar as informações por ano e Estado, o que reduziu de forma substancial a presença de ruídos amostrais. Como resultado, as variáveis de desfecho utilizadas correspondem à média anual para cada Unidade da Federação. No entanto, é importante notar que esse procedimento é empregado apenas na estimativa do controle sintético tradicional. Quando estimamos o impacto assimétrico, utilizamos os dados individuais para tal análise.

1.4.2 Controle Sintético

O Método de Controle Sintético (MCS), desenvolvido por [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#) e [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#), propõe um caminho sistemático para avaliar impactos de experimentos naturais como o *Mariel Boatlift* ([PERI; YASENOV, 2019](#)) e, em nosso caso, a massiva entrada de venezuelanos no Estado de Roraima. O emprego do MCS é consistente quando se deseja estimar os efeitos de intervenções agregadas¹², ou seja, quando a intervenção ocorre em uma ou poucas unidades tais como cidades, estados, países, entre outros.

De acordo com [Abadie \(2021\)](#) a ideia do MCS é relativamente simples: quando uma ou poucas unidades agregadas sofrem uma intervenção, uma combinação de unidades não atingidas fornece uma melhor comparação do que qualquer unidade sozinha ou conjunto de unidades escolhidas de modo *ad-hoc*. Sendo uma abordagem *Data-Driven*, a estratégia do controle sintético permite formalizar a escolha das unidades de comparação. Essa abordagem, portanto, supera uma importante limitação presente no trabalho de [Card \(1990\)](#), que avaliou o *Mariel Boatlift*.

Para consecução da proposta deste trabalho, utilizamos $N + 1$ Unidades da Federação indexados por $n = 0, 1, 2, 3, \dots, N$, sendo 0 o Estado de Roraima. As demais unidades pertencem ao grupo *donor pool*. Esse conjunto é composto pelas Unidades Federativas do Brasil, isto é, os 25 Estados brasileiros e o Distrito Federal.

Seja M_0 uma matriz $(k \times 1)$ cujos elementos correspondem aos valores da variáveis que serão utilizadas para prever os resultados do mercado de trabalho de Roraima no período pré-intervenção, de 2012 à 2014 ($t_{pre} \in [2012, 2014]$). De forma análoga, define-se M_N como uma matriz $(k \times N)$ na qual n -enésima linha equivale a sequência de valores para as mesmas variáveis e os mesmos anos relativos ao n -enésimo Estado do conjunto de doadores (*donor pool*).

O objetivo do MCS consistem obter um vetor ótimo de pesos $W^* = (w_1, \dots, w_N)$ que produz uma combinação convexa das variáveis referentes aos Estados presentes

¹² [Abadie \(2021\)](#) apresenta uma lista de investigações empíricas que tem usado o Método de Controle Sintético. Além disso, oferece orientações relevantes a respeito da aplicação do método.

no *donor pool*, M_n , de modo que a diferença entre esse vetor e o vetor das variáveis escolhidas para Roraima, M_0 , seja a menor possível no período pré-tratamento. Em outras palavras, o MCS escolhe pesos que minimizam a diferença entre M_0 e $M_N \times W$:

$$W^* = \underset{w_1, \dots, w_N}{\text{Mín}} (M_0 - M_N W)' V (M_0 - M_N W) \quad \text{s.t.} \quad \sum_{n=1}^N w_n = 1, \quad w_n \geq 0 \quad (1.1)$$

Em que V é uma matriz de dimensão $k \times k$ que representa a importância relativa do controle sintético reproduzindo os valores de cada característica ($X_{10}, \dots, X_{k0}$) da unidade tratada. Solucionado o problema de otimização expresso em 1.1, utilizamos os pesos encontrados (W^*) para calcular as variáveis de resultado no período pós-tratamento da unidade sintética (Roraima sintética). Para analisar se houve algum impacto relacionado ao tratamento, compara-se a mudança pré-pós, T_0 , que em nosso caso corresponde ao ano de 2015, na variável de resultado para Roraima com a mudança pré-pós para a unidade sintética. Formalmente o efeito do tratamento pode ser definido da seguinte forma:

$$\tau_{0t} = Y_{0t}^I - Y_{0t}^N, \quad t > T_0 \quad (1.2)$$

No qual Y_{0t}^I é o resultado potencial da unidade tratada sob intervenção e Y_{0t}^N é o cenário contrafactual, isto é, a trajetória da unidade tratada caso ela não fosse tratada. Uma vez que existe apenas uma unidade exposta ao choque, temos que $Y_{0t}^I = Y_{0t}$. Adicionalmente, a reprodução de Y_{0t}^N é obtida a partir da expressão 1.1.

Tendo em vista que existe certa discricionariedade na seleção das variáveis utilizadas no período pré-tratamento, é essencial realizar a validação do grupo de controle. Uma forma de verificar isso é observar o quão próximas são as trajetórias para as variáveis de resultado de Roraima e a unidade sintética. Os resultados apresentam um bom ajuste quando ambas as trajetórias se sobrepõe no período que antecede a intervenção. Diferenças substanciais entre as duas séries nesse período lança dúvidas sobre a validade do grupo de controle. Seguindo Peri e Yasenov (2019) avaliamos se existem diferenças estatisticamente significativas entre a unidade tratada e não tratada para cada variável de resultado utilizando regressão linear, estratégia similar a estimação de um *Event Study*.

A fim de minimizar a distância pré-intervenção usamos as seguintes variáveis: a própria variável de resultado defasada, proporção de trabalhadores pouco qualificados (*low-skilled*), proporção de trabalhadores altamente qualificados (*high-skilled*), proporção de trabalhadores na indústria, proporção de trabalhadores formais e a proporção de trabalhadores não formais. Todas essas variáveis são relevantes para predição dos resultados do mercado de trabalho. Salientamos que pequenas alterações no controle sintético não produziram divergências expressivas em nossos resultados.

As extensões naturais do controle sintético foram abordadas por Pang, Liu e Xu (2022) e Gunsilius (2023). A estratégia proposta por Pang, Liu e Xu (2022) envolve a implementação de um modelo dinâmico multinível que incorpora um fator latente para considerar vieses induzidos por tendências temporais específicas de unidades. Além disso, esse modelo leva em conta as relações heterogêneas e dinâmicas entre as covariáveis e a variável de resultado, o que resulta em estimativas causais mais precisas.

Enquanto isso, o método proposto por Gunsilius (2023) é semelhante ao controle sintético tradicional. Seu objetivo principal é construir uma média ponderada das unidades de controle para replicar, o mais próximo possível, as propriedades geométricas da distribuição da unidade tratada. Dessa forma, essa estratégia nos permite identificar toda a distribuição contrafactual do Estado tratado após o choque migratório, em vez de apenas valores agregados. Além disso, podemos realizar inferência causal sobre os quantis da distribuição, o que ajuda na identificação de potenciais efeitos assimétricos, ou qualquer função da distribuição contrafactual, como as curvas de Lorenz (GASTWIRTH, 1971) e o coeficiente de desigualdade (GASTWIRTH, 1972) (índice de Gini).

Em linhas gerais, para cada período pós-intervenção, $t > T_0$, a distribuição quantílica contrafactual para a unidade tratada é calculada como o baricentro ponderado de forma ótima no espaço 2-Wasserstein:

$$F_{Y_{1t,N}}^{-1}(q) = \sum_{j=2}^{J+1} \lambda_j^* F_{Y_{jt}}^{-1}(q) \quad \forall q \in [0, 1] \quad (1.3)$$

O efeito quantílico pode ser calculado da seguinte forma:

$$F_{Y_{1t}}^{-1}(q) - F_{Y_{1t,N}}(q) \quad (1.4)$$

Como obtemos toda a distribuição quantílica contrafactual, podemos estimar a curva de Lorenz contrafactual, que indica qual seria a distribuição de renda da unidade tratada na ausência de intervenção (GASTWIRTH, 1971):

$$L_{Y_{1t,N}}(q) = \frac{\int_0^q F_{Y_{1t,N}}^{-1}(t) dt}{\int_0^1 F_{Y_{1t,N}}^{-1}(t) dt} \quad (1.5)$$

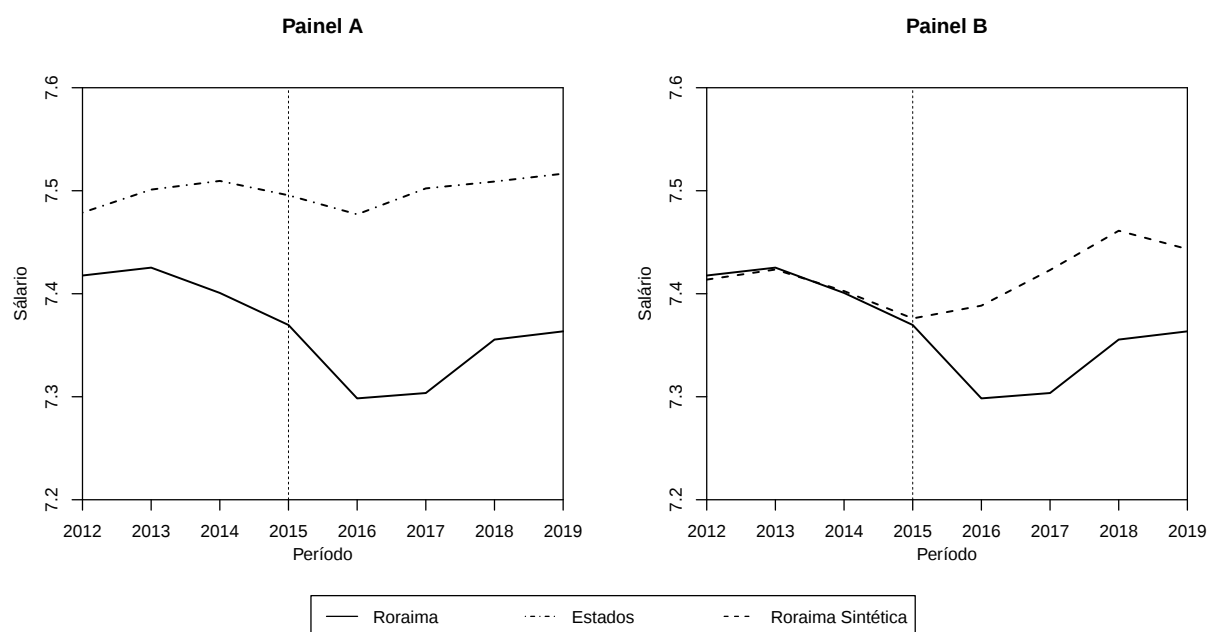
Portanto, essas duas abordagens nos permitem avançar no entendimento de como ondas inesperadas de imigrantes afetam as condições locais do mercado de trabalho, especialmente no que tange a identificação de potenciais assimetrias decorrentes dos choques migratórios.

1.5 Resultados

Nesta seção, apresentamos os principais resultados deste estudo. Conforme exposto anteriormente, a partir de 2015 os fluxos de imigrantes venezuelanos começam a crescer exponencialmente no Estado de Roraima. As causas para esses influxos estão associadas principalmente ao agravamento da crise socioeconômica da Venezuela, iniciada em 2013. A vantagem do controle sintético é que o efeito de tratamento pode mudar no tempo, permitindo-nos mensurar choques subsequentes.

A Figura 1.3 apresenta os resultados referentes aos salários no setor formal. No Painel A, comparamos a trajetória do salário real de Roraima, representada pela linha contínua, com a trajetória dos salários reais das unidades que fazem parte do conjunto *donor pool*, representada pela linha pontilhada. Fica evidente que a simples média dos Estados não serve como um grupo de comparação adequado para avaliar o impacto do choque migratório sobre os salários formais em Roraima.

Figura 1.3 – Resultados para o Logaritmo do Salário Real Formal



Fonte: Elaboração própria do autor.

Pesos do Controle Sintético (w): Pará ($w = 0,590$), Ceará ($w = 0,273$) e Alagoas ($w = 0,137$).

O Painel B, por sua vez, apresenta os resultados do controle sintético. A linha contínua representa a trajetória do salário real de Roraima, enquanto a linha tracejada representa a trajetória da unidade sintética, que representa o cenário contrafactual. É notável que a unidade sintética acompanha de perto a trajetória do salário real de Roraima no período anterior à intervenção, sugerindo que o grupo de controle oferece uma representação sólida do cenário que teria ocorrido na ausência do choque

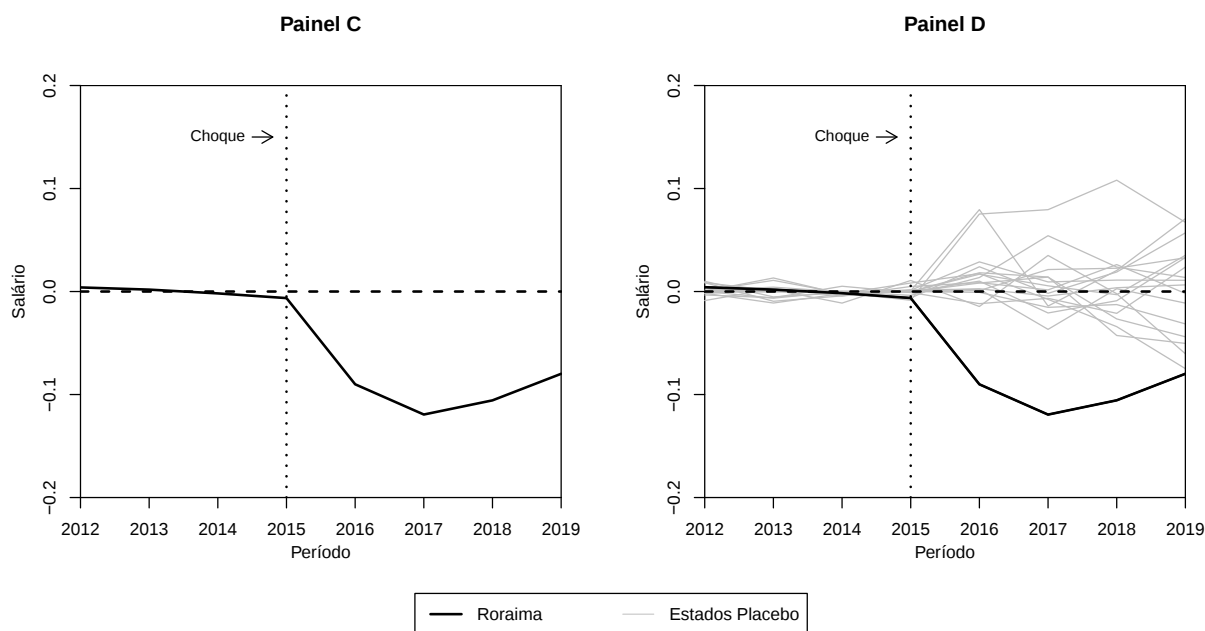
migratório.

A partir de 2015, com o agravamento da crise na Venezuela e o aumento significativo dos influxos de imigrantes em Roraima, notamos uma divergência marcante na trajetória salarial de Roraima em relação à sua contraparte sintética. Isso contrasta com descobertas anteriores, como as de [Card \(1990\)](#) e [Peri e Yasenov \(2019\)](#) para o caso *Maribel Boatlift*, e indica que o salário real em Roraima declinou após o choque migratório. Essa diferença persistiu nos anos subsequentes, em grande parte devido à contínua entrada de migrantes. Entretanto, a partir de 2018, observamos que a divergência entre as duas séries começou a se reduzir. Isso sugere que as medidas tomadas pelo governo brasileiro, como a operação controle, o fechamento de fronteiras, a operação acolhida e acordos de interiorização, juntamente com o apoio de outros países, desempenharam um papel importante na atenuação dos efeitos posteriores, aliviando as pressões sobre o mercado de trabalho em Roraima.

Todavia convém avaliar a consistência desse efeito, pois a divergência entre as duas séries pode ser apenas um erro de previsão e não um efeito de tratamento. [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#) propõem a utilização de métodos de permutação para analisar o quão significante são essas estimativas. A ideia consiste em estimar o efeito da intervenção iterativamente para cada unidade presente no *donor pool*. Em seguida, a distribuição de permutação é construída agrupando o efeito obtido para a unidade tratada com os efeitos placebos estimados para cada unidade do conjunto de comparação. O efeito sobre a unidade tratada é considerado significativo quando sua extensão é grande em relação à distribuição de permutação.

A Figura 1.4 apresenta os resultados do teste de permutação. O Painei C exibe as estimativas anuais dos efeitos do choque migratório, isto é, as diferenças entre Roraima e a unidade sintética. Inicialmente, observa-se que o *gap* entre Roraima e sua contraparte sintética são próximos de zero no período pré-intervenção, sinalizando que o controle sintético apresenta um bom ajuste. Esse resultado aponta que o choque migratório iniciado em 2015 impactou negativamente no salário dos nativos de Roraima e continuou crescendo até 2017, período em que os fluxos tornaram-se mais intensos. A partir de 2018, observa-se uma redução na magnitude do choque que pode ser justificado pelas intervenções do governo brasileiro conjuntamente com outros países. Isso reforça que tais ações contribuíram para atenuar as pressões sobre o mercado de trabalho de Roraima.

Figura 1.4 – Teste de Permutação para o Salário Real Formal



Fonte: Elaboração própria do autor.

O Painel D, por sua vez, apresenta o resultado do referido teste. As linhas contínuas de cor cinza correspondem aos efeitos placebo para cada unidade pertencente ao conjunto *donor pool* e a linha contínua de cor preta é o efeito estimado para Roraima. A região formada por essas linhas correspondem a distribuição de permutação que nos permite avaliar a significância do efeito de tratamento para a unidade afetada. Nossos resultados indicam uma distância expressiva entre Roraima e a distribuição de permutação, sugerindo a existência de um efeito negativo e significativo. Ressalte-se que o controle sintético se ajusta bem para cada unidade do *donor pool* no período anterior ao choque.

Neste contexto, embora nossos resultados indiquem uma redução na média salarial, é de fundamental importância explorar como esses efeitos se manifestaram ao longo da distribuição salarial. De fato, o simples resultado médio não nos fornece *insights* sobre quais grupos foram mais penealizados. Para abordar essa questão, adotamos a metodologia proposta por Gunsilius (2023), conhecida como "Distributional Conditional Synthetic" (DSC).

Essa abordagem nos permite utilizar dados individuais para criar a função quantil associada à unidade tratada, combinando-a de forma ponderada com as funções quantis das unidades de controle. Em seguida, usamos essa média ponderada para construir a função quantil contrafactual da unidade tratada. A partir dessa função, podemos calcular outras medidas de interesse, como a Curva de Lorenz (GASTWIRTH, 1971) e o índice de Gini (GASTWIRTH, 1972). Essas medidas nos possibilitam avaliar

como a entrada em larga escala de venezuelanos impactou a desigualdade de renda em Roraima, identificando tanto os ganhadores quanto os perdedores desse processo.

A Tabela 1.1 apresenta os resultados estimados para cada ano após o choque migratório. No primeiro ano após o choque, observou-se uma redução consistente nos quantis de renda. O quantil 25 registrou a maior queda, diminuindo em 15.7%, seguido pelo quantil 50, com uma redução de 1.2%. Em contraste, o quantil 75 teve uma diminuição mínima de 0.1%. Nos anos seguintes, essa tendência de queda nos salários persistiu, especialmente para os indivíduos situados no extremo inferior da distribuição.

Tabela 1.1 – Efeito por quantil para cada ano após o choque migratório

Ano	Quantil 25	Quantil 50	Quantil 75	Gini Counterfactual	Gini Observed
2016	-0.157	-0.012	-0.001	0.329	0.476
2017	-0.147	-0.008	0.000	0.322	0.464
2018	-0.156	-0.007	0.000	0.349	0.486
2019	-0.180	-0.016	0.000	0.317	0.461
ATT (mean)	-0.160	-0.012	0.000	0.330	0.472

Fonte: Elaboração própria do autor.

No que diz respeito à desigualdade, é relevante destacar que o índice de Gini Counterfactual foi expressivamente menor do que o índice de Gini Observado. Essa diferença indica que, na ausência da imigração, a desigualdade teria sido menor, sugerindo um aumento na concentração de renda após a chegada dos venezuelanos.

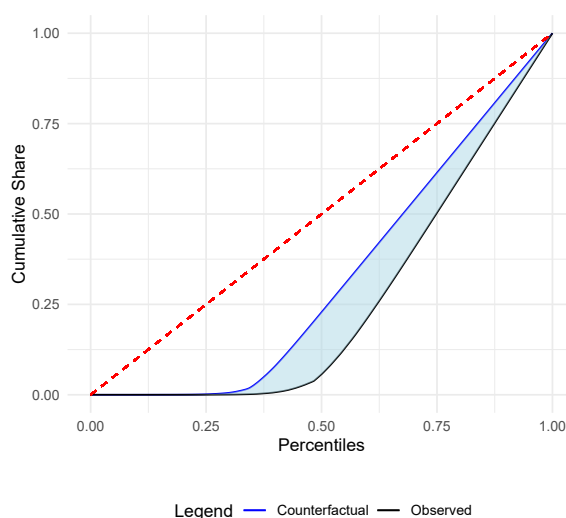
Ao analisar o efeito médio do tratamento ao longo de todos os anos após o choque migratório, notamos uma queda média de aproximadamente 16% no quantil 25 e uma redução de 1.2% no quantil 50, com pouca variação no quantil 75. Além disso, observamos um aumento médio significativo na concentração de renda.

Em resumo, nossas descobertas indicam que o choque migratório teve um impacto negativo na distribuição de renda em Roraima, resultando em quedas significativas nas rendas, especialmente nos estratos de renda mais baixa, e contribuindo para um aumento na desigualdade de renda em comparação com o cenário contrafactual. Essa tendência é evidenciada pelo índice de Gini Counterfactual consistentemente menor em relação ao Gini Observado.

Para visualizar de forma mais clara a concentração de renda, a Figura 1.5 apresenta os resultados estimados das Curvas de Lorenz, tanto a contrafactual (representada pela linha azul) quanto a observada após o influxo migratório (representada pela linha preta) no ano de 2018, momento em que os influxos atingem seu ponto de máximo. Além disso, a linha vermelha representa a distribuição ideal, servindo como um ponto de referência para a equidade na distribuição de renda.

Como ilustrado, identificamos um notável aumento na desigualdade de renda após a chegada dos imigrantes. Essa mudança demonstra como a distribuição de renda se tornou mais desigual em comparação com o cenário contrafactual. É importante destacar que essa desigualdade acentuada se deve ao fato de que os indivíduos com baixos rendimentos foram os mais penalizados. Portanto, em conjunto, nossas evidências enfatizam a urgente necessidade de implementar políticas sensíveis e adequadas para abordar as adversidades causadas pelo fenômeno migratório, sobretudo para mitigar o impacto desproporcional sobre os estratos de renda mais baixa.

Figura 1.5 – Curvas de Lorenz para o ano de 2018



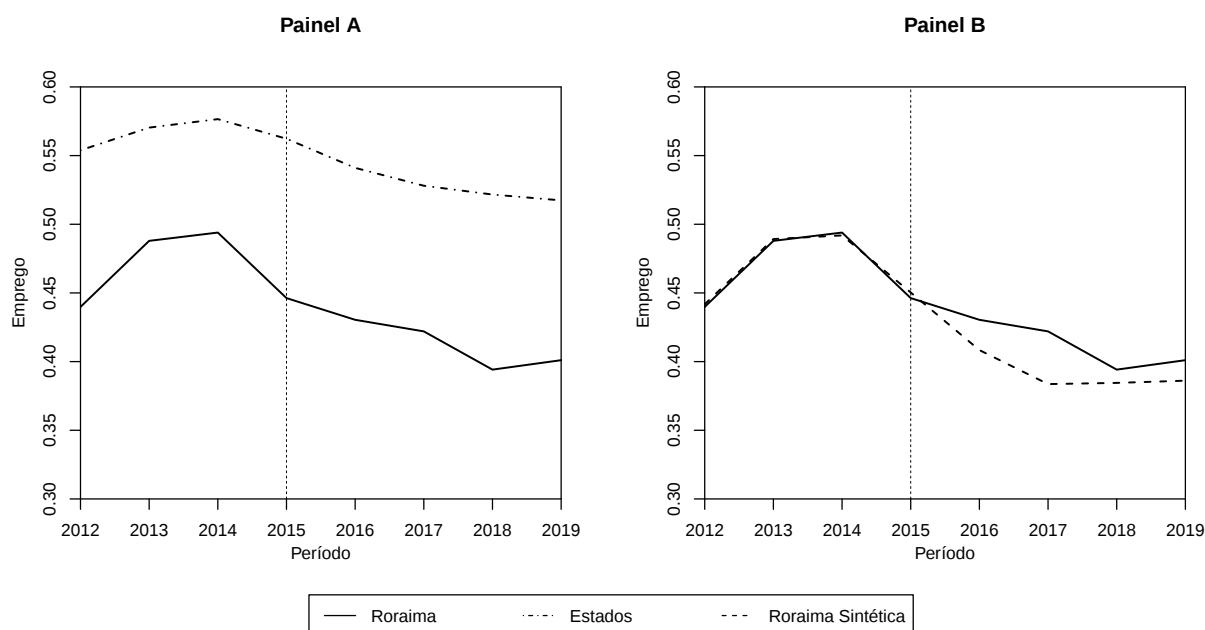
Fonte: Elaboração própria do autor.

O aumento na disparidade de renda pode ser atribuído a várias razões. Em primeiro lugar, a disparidade salarial entre imigrantes e a população local desempenha um papel fundamental nesse fenômeno. Imigrantes frequentemente recebem remunerações substancialmente inferiores à média local, o que, quando ocupam empregos com salários mais baixos, contribui para a diminuição da média salarial e, conseqüentemente, para o aumento da desigualdade. Outro fator relevante pode estar relacionado ao aumento da concorrência por empregos. Com a entrada em grande escala de imigrantes no mercado de trabalho, a competição por vagas pode intensificar-se, especialmente em setores onde a presença de imigrantes é mais expressiva. Esse aumento na competição pode exercer pressão sobre os salários, levando a uma diminuição dos ganhos e, assim, contribuindo para o crescimento da disparidade salarial.

A Figura 1.6 apresenta a análise do impacto do choque migratório sobre o emprego no setor formal de Roraima. O Painel A exibe a evolução do emprego formal em Roraima em comparação com a média nacional do emprego nos Estados brasileiros. Novamente, é crucial destacar que a simples comparação com essa média não cons-

titui um grupo de controle adequado para avaliar a resposta do emprego ao choque migratório. Isso ocorre porque, ao observar o período pré-choque, torna-se visualmente difícil afirmar que as tendências de emprego em Roraima e nos demais estados eram paralelas, o que inviabiliza a aplicação de métodos como diferença em diferenças (DiD), por exemplo.

Figura 1.6 – Controle Sintético para o Emprego Formal



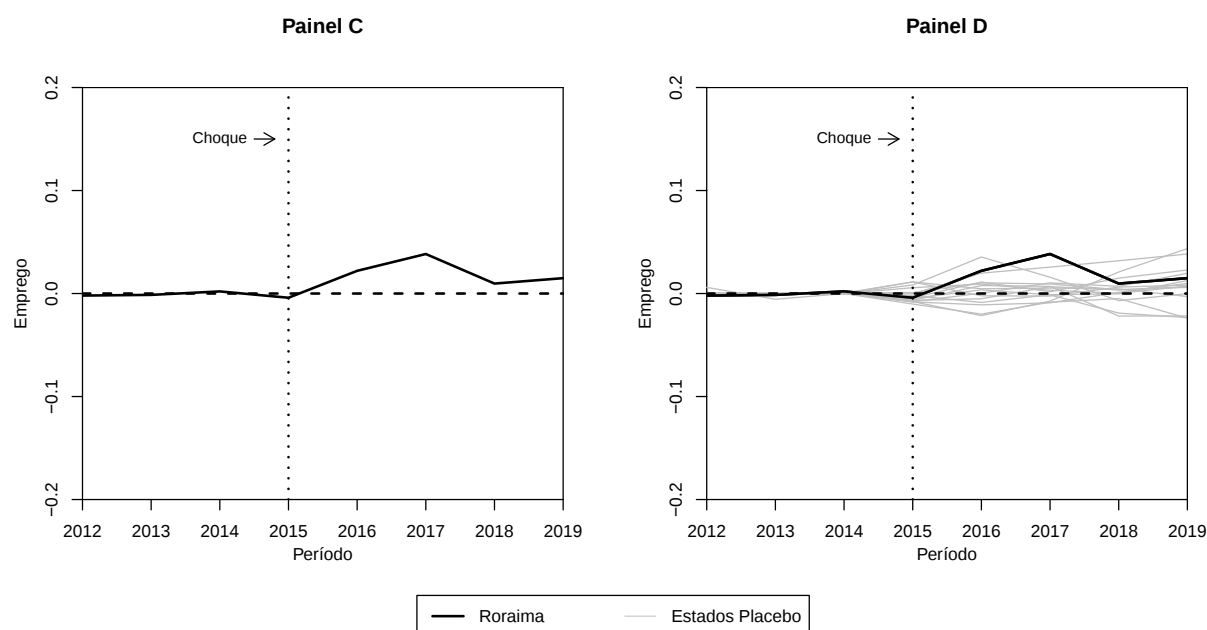
Fonte: Elaboração própria do autor.

Pesos do Controle Sintético (w): Amapá ($w = 0,566$), Maranhão ($w = 0,196$) e Piauí ($w = 0,238$).

No Painel B, analisamos as trajetórias do emprego formal em Roraima e de sua unidade sintética. Ao examinar o período pré-choque, observamos que a unidade sintética representa de forma precisa a tendência do emprego formal em Roraima. Isso sugere que o grupo de controle fornece uma sólida aproximação do cenário contrafactual. Logo após o choque, as duas séries começam a se distanciar. Enquanto o emprego formal em Roraima diminui de forma gradual, a unidade sintética apresenta uma queda mais acentuada. Nos períodos subsequentes, à medida que os fluxos migratórios se intensificam, a diferença entre as séries aumenta, mas esse hiato começa a diminuir a partir de 2018, quando intervenções concretas de controle de migração foram implementadas.

Os Painéis C e D da Figura 1.7 apresentam, respectivamente, a diferença entre a Roraima e a unidade sintética e o teste de permutação para o emprego formal. Analisando o Painel C, observa-se que o *gap* entre as unidades são praticamente nulos no período pré-intervenção, o que indica um bom ajuste. Após o choque, a trajetória da diferença apresenta um desvio positivo, sugerindo um aumento no emprego formal de Roraima. No entanto, quando analisamos o teste de Permutação explorado no

Figura 1.7 – Teste de permutação para o Emprego Formal



Fonte: Elaboração própria do autor.

Painel D, verifica-se que a distância entre Roraima e a distribuição de permutação é pequena. Isso indica que efeito positivo está dentro da região formada pela distribuição de permutação, levando-nos a concluir que esse efeito é provavelmente insignificante.

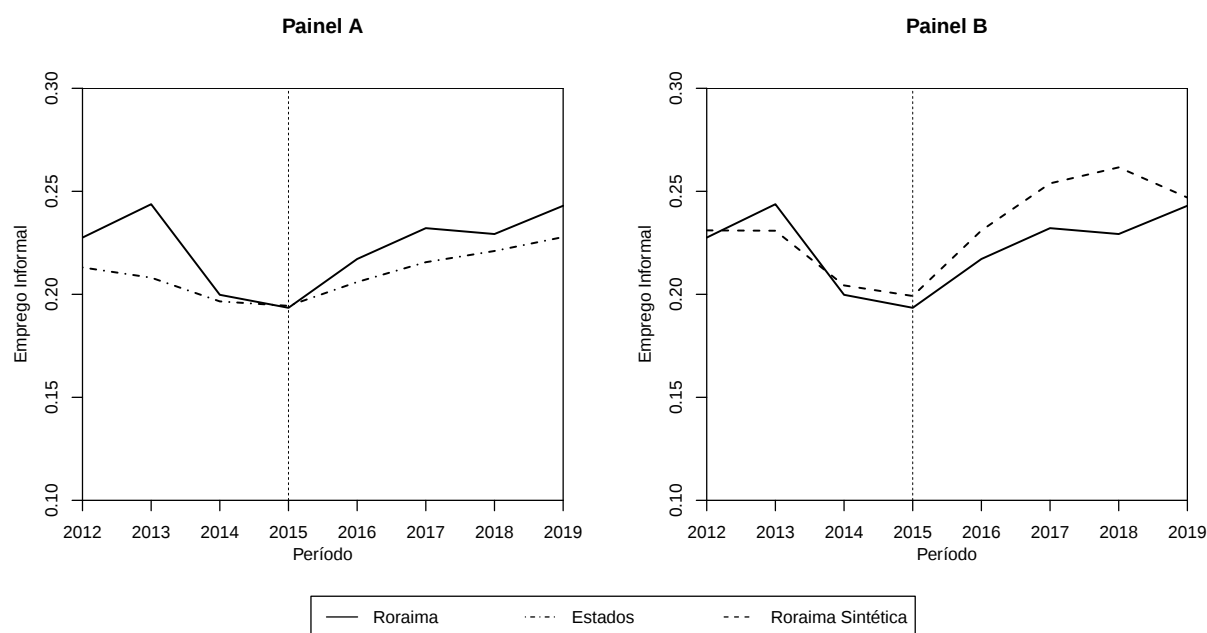
Assim, os resultados sugerem que o choque migratório teve um efeito positivo, mas não estatisticamente significativo, no emprego formal em Roraima. O impacto positivo está de acordo com as expectativas baseadas no modelo convencional de oferta e demanda de trabalho. No entanto, a falta de significância estatística pode indicar que os empregadores locais não substituíram significativamente os trabalhadores nativos por imigrantes. Uma possível explicação para isso é que os imigrantes podem estar ocupando posições que já estavam disponíveis no mercado de trabalho formal, e não deslocaram necessariamente os trabalhadores locais. Outro fator a considerar é a possível barreira do idioma, que pode limitar a substituição de mão-de-obra em certos setores.

Uma possível consequência do impacto do grande influxo de imigrantes é a migração involuntária de trabalhadores do setor formal, que geralmente oferecem uma maior proteção social e benefícios, para empregos informais, que tendem a ser mais precários em termos de estabilidade e condições laborais. Quando mais imigrantes ingressam no mercado de trabalho em busca de oportunidades, a concorrência por empregos pode aumentar, exercendo assim pressão sobre os salários e as condições de trabalho. Em resposta a essa competição e à possibilidade de redução nos salários, alguns trabalhadores do setor formal podem perder seus empregos e serem empurra-

dos para o setor informal, como mencionado por [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#). Esse movimento pode, portanto, contribuir para uma dinâmica de emprego menos estável e, possivelmente, levar a uma deterioração nas condições de trabalho para os trabalhadores afetados.

Para testar essa hipótese, a Figura 1.8 dispõe os resultados para o emprego informal de Roraima. Analisando-se o Painei B, verifica-se um desvio de trajetória entre as séries no momento em que ocorre o choque de imigrantes, porém o controle sintético não rastreia de forma satisfatória a trajetória no período pré-intervenção. Adicionalmente, à exemplo do emprego formal, é provável que o efeito encontrado seja não significativo. Com base nessas evidências, não há indícios de um aumento da informalidade causada pelo choque migratório.

Figura 1.8 – Controle Sintético para o Emprego Informal



Fonte: Elaboração própria do autor.

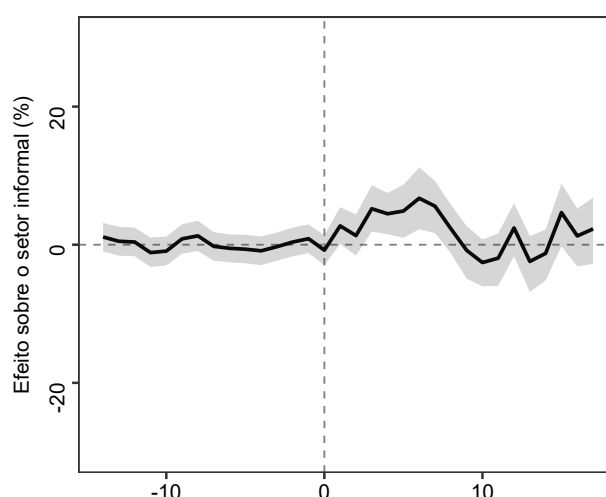
Não entanto, os resultados apresentados para o emprego informal indicam que o controle sintético pode estar reproduzindo de maneira satisfatória as características observáveis de Roraima (ver a tabela A5), mas falha em corresponder os valores de fatores não observados. Nesses casos, [Abadie \(2021\)](#) sugerem que dificilmente encontra-se uma correspondência razoável para os resultados pré-tratamento, mesmo quando a escala dos choques transitórios é pequena ou o número de pré-tratamento tende ao infinito.

Para abordar essa questão, adotamos uma estratégia de identificação alternativa, conforme proposto por [Pang, Liu e Xu \(2022\)](#), para avaliar os impactos da migração

no emprego informal¹³. Em termos gerais, essa metodologia demonstra ser robusta em relação a fatores não observados, uma vez que se baseia em um modelo dinâmico multinível que inclui um termo de fator latente para corrigir vieses decorrentes de tendências temporais específicas de unidade. Além disso, leva em consideração as relações heterogêneas e dinâmicas entre as covariáveis e a variável de interesse, o que melhora a precisão das estimativas causais. Em linhas simples, a ideia principal é criar uma representação simplificada e eficiente da matriz de resultados para os indivíduos não tratados. Isso nos permite prever como seriam os resultados para os indivíduos tratados. Essas previsões são geradas em uma matriz retangular com dimensões de tratamento por indivíduos ($T \times N$).

Os resultados estimados estão apresentados na Figura 1.9. Ao contrário das descobertas anteriores (Controle Sintético), observa-se um aumento no emprego no setor informal, e esse efeito (trimestral) cresce à medida que os fluxos migratórios se intensificam, principalmente a partir do ano de 2017. Esse achados têm implicações significativas e parecem confirmar a hipótese anterior de que não houve uma substituição generalizada da mão-de-obra nativa pela imigrante. Em vez disso, sugerem que podem ter ocorrido substituições mais específicas, particularmente em setores específicos da economia. Portanto, o aumento do emprego informal pode indicar que, em determinados setores, houve uma possível perda de emprego para os nativos em benefício dos imigrantes.

Figura 1.9 – Bayesian Controle Sintético para o Emprego Informal



Fonte: Elaboração própria do autor.

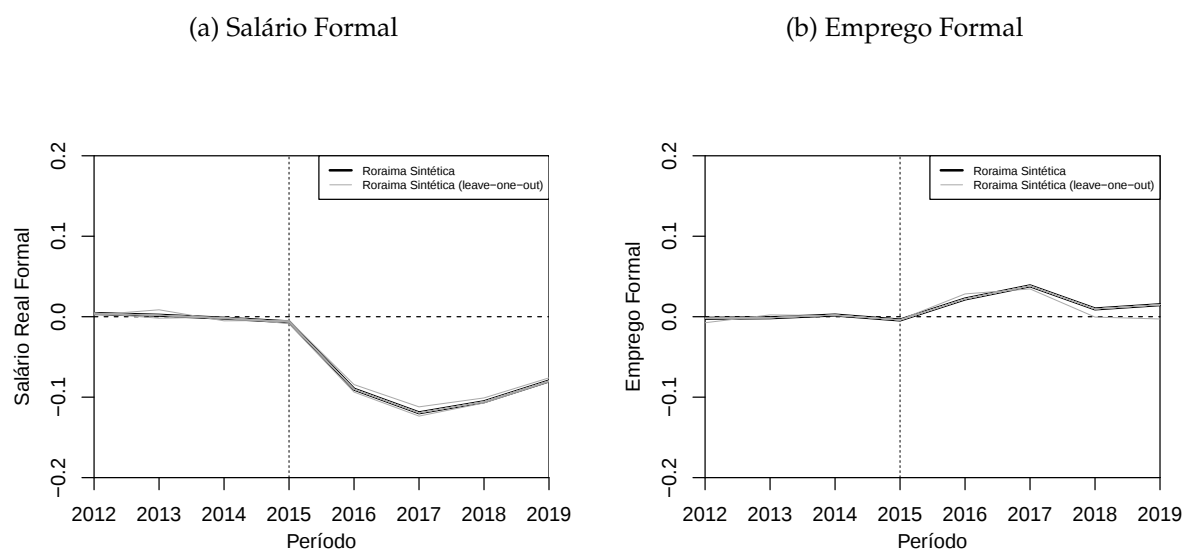
¹³ Para conduzir a análise, desagregamos os dados anuais e calculamos médias trimestrais. Além disso, incorporamos a proporção de pessoas empregadas na indústria como uma covariável e controlamos por efeitos fixos tempo e unidade.

Em resumo, nossas descobertas indicam uma redução nos salários em Roraima como resposta aos fluxos migratórios, o que está alinhado com as previsões dos modelos convencionais de oferta e demanda de trabalho. A ausência de impacto significativo no emprego formal e o aumento de indivíduos no emprego informal, especialmente em 2017, sugerem que não houve uma substituição em larga escala da mão de obra nativa pela imigrante. Em vez disso, apontam para substituições específicas em setores particulares. Isso pode ser possivelmente explicado devido a existência de barreiras à entrada, como o idioma, que limitaram a substituição em grande escala.

1.6 Robustness

Nesta seção, conduzimos uma série de testes adicionais com o objetivo de avaliar a robustez de nossas descobertas. Inicialmente, realizamos um teste de validação conhecido como 'Leave-one-out' (ABADIE, 2021), no qual excluímos uma unidade que havia sido previamente selecionada pelo controle sintético e reestimamos os resultados. A expectativa é que essa alteração marginal não tenha um impacto substancial em nossas conclusões. Os resultados desses testes são apresentados na Figura 1.10. Como podemos observar, a exclusão dessa unidade não produz mudanças significativas nos resultados, tanto no que diz respeito aos salários quanto ao emprego formal.

Figura 1.10 – Validação *Leave-one-out*



Fonte: Elaboração própria do autor.

Outra maneira de avaliar a consistência desses resultados é observar a distribuição do RMSPE (*Ratio of Mean Square Prediction Error*) Pós-Pré intervenção. Esse teste foi proposto por Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) e pode ser computado da seguinte

forma:

$$r_j = \frac{R_j(T_0 + 1, T)}{R_j(1, T_0)}$$

No qual r_j corresponde a razão entre o Erro Quadrático Médio de Previsão (MSPE) para o período pós-intervenção e o Erro Quadrático Médio de Previsão para o período pré-intervenção. Isto é, r_j mensura a qualidade do ajuste do controle sintético para a unidade j no período pós-intervenção em relação a qualidade do ajuste no período pré-intervenção. Espera-se que r_j para Roraima receba as primeiras classificações do *ranking* da distribuição.

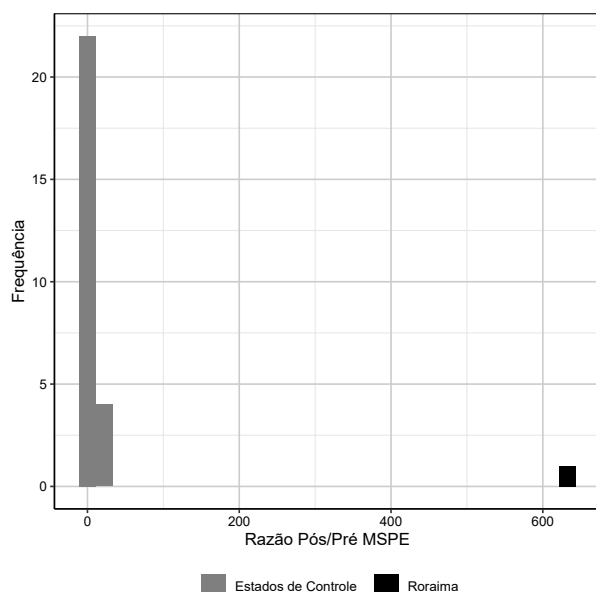
A Figura 1.11 reporta essa distribuição para Roraima e todas as unidades pertencente ao conjunto de comparação. O Gráfico 1.11a reporta os resultados para o salário formal. Como pode ser visto, a razão MSPE Pós-Pré para o Estado de Roraima se destaca claramente. Nenhum outro Estado de controle obtém uma razão tão ampla. Admitindo uma intervenção aleatória nos dados, a probabilidade de obter uma razão MSPE tão grande quanto Roraima é de $p = 1/27 = 0,037$. Esses resultados, portanto, reforçam que o salário real de Roraima foi negativamente afetado pela entrada massiva de imigrantes Venezuelanos.

Analizando a Razão MSPE para o emprego formal apresentado no Gráfico 1.11b, observa-se que Roraima obteve o oitavo melhor ajuste. Isso indica que, considerando uma distribuição aleatória, a probabilidade de obter uma razão similar a Roraima é $p = 8/27 = 0,296$. Portanto, assim como o teste de permutação apresentado anterior, esse resultado sugere que o choque migratório não teve impacto sobre o emprego formal de Roraima.

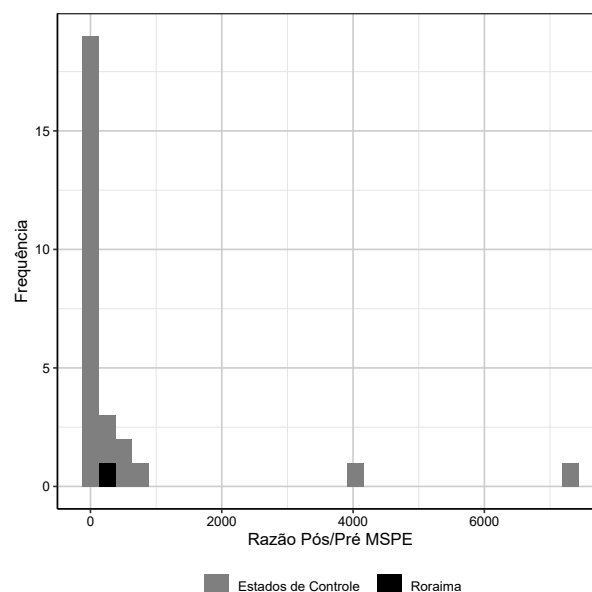
Por fim, o Gráfico 1.11c reporta a razão MSPE para o emprego do setor informal. A qualidade do ajuste está muito próximo de zero, mostrando que o erro de previsão é muito elevado no período pré-intervenção. Isso indica que os efeitos apresentados não são significativos. Possivelmente esse resultado advém da existência de efeitos de confusão (*confounders*), erro amostral ou uma combinação destes, que estão afetando a correspondência do controle sintético no período pré-intervenção.

Figura 1.11 – Razão RMSPE Pós-Pré para variáveis de resultado do mercado de trabalho

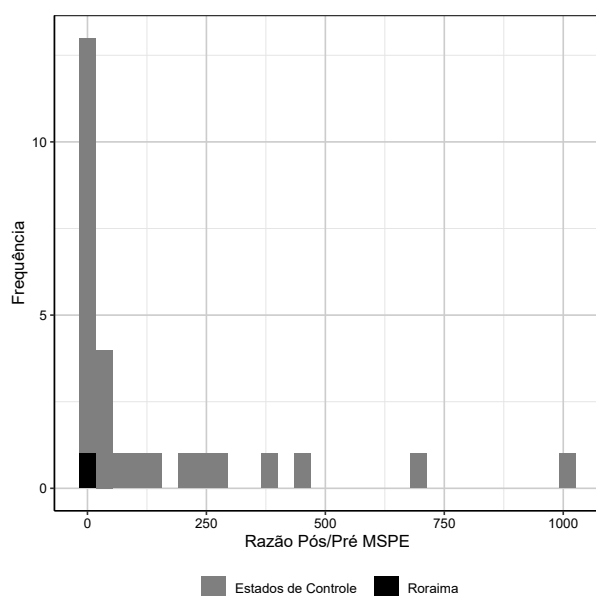
(a) Razão MSPE Pós/Pré para o Salário Formal



(b) Razão MSPE Pós/Pré para o Emprego Formal



(c) Razão MSPE Pós/Pré para o Emprego Informal



Fonte: Elaboração própria do autor.

Uma limitação importante do Método de Controle Sintético¹⁴ diz respeito a dificuldade de construir intervalos de confiança e, conseqüentemente, realizar a inferência de maneira confiável. Para endereçar essa questão e verificar o quão robusto são nossas estimativas, estimamos regressões de *Event Study*. A principal motivação para essa análise consiste em verificar se há diferenças significativas entre Roraima e sua contraparte sintética. A existência de diferenças estatisticamente significativas

¹⁴ Exceto a metodologia de Pang, Liu e Xu (2022).

no período pré-intervenção nos permite avaliar a validade do grupo de comparação elegido pelo controle sintético. Com esta finalidade estima-se a seguinte regressão:

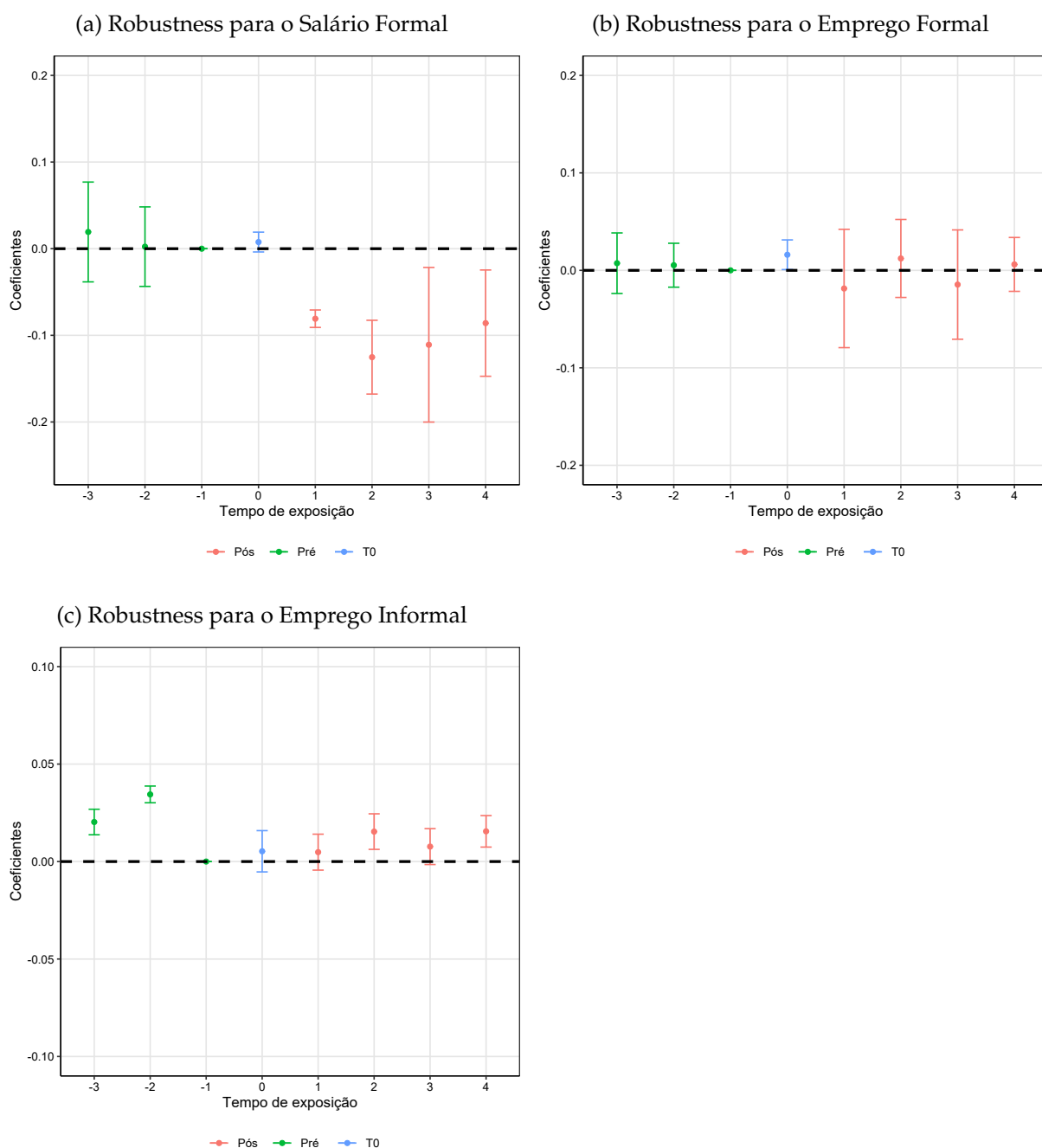
$$y_{it} = \mu_0 + \delta_t + \eta_i + \sum_{l=-2}^{-3} \phi_l treated_i \times Dt_t + \sum_{l=0}^4 \Phi_l treated_i \times Dt_t + X_i' \beta + \epsilon_{it} \quad (1.6)$$

Em que y_{it} corresponde a variável de resultado para o indivíduo i , que pode ser Roraima ou Estados escolhidos pelo controle sintético, e o ano t , que representa o índice tempo de 2012 à 2019. $treated_i$ é uma variável binária que assume valor 1 para Roraima e 0 para as unidades do controle sintético. A variável Dt_t também é binária e indica o instante de tempo em que o tratamento inicia. A interação $treated_i \times Dt_t$ para cada $t \in [2012, 2019]$ é particularmente útil porque nos permite criar pseudo-intervenções com intuito de avaliar se a hipótese de tendências paralelas é respeitada, e se existe antecipação do tratamento. $X_i' \beta$ é uma matriz de covariadas que são as mesmas usadas na minimização da distância pré-intervenção para cada variável de resultado. A inclusão de δ_t nos permite controlar choques macroeconômicos que mudam no tempo mas são fixos entre as unidades. Já a inserção de η_i controla as diferenças existentes no mercado de trabalho de cada Estado que são invariantes no tempo. ϵ_{it} é o termo clássico de erro para cada indivíduo. Conforme convenção da literatura, ϕ_{-1} é normalizado para zero. Assim, todos os efeitos são relativos ao período normalizado.

Para realizar a inferência, os erros-padrão são ajustados por *cluster* ao nível de Estado, o que permite controlar choques de nível agregado que são naturais a todas as observações dentro do *cluster*. Card (1990), por exemplo, negligenciou a possibilidade de haver choques agregados específicos de cidade no momento de realizar a inferência. O problema decorrente disto é que trata as observações contemporâneas de diferente trabalhadores dentro do mesmo mercado de trabalho como independentes, sendo que elas podem ser fortemente correlacionados devido a presença de choques idiossincráticos ao nível de cidades (PERI; YASENOV, 2019).

A Figura 1.12 apresenta os resultados das estimações da expressão 1.6 para cada variável de resultado, y_{it} . O Gráfico 4.1a reporta a estimação do *Event Study* para o Salário Formal. Os pontos correspondem as estimativas para cada $t \in [2012, 2019]$ e as hastes verticais denotam os intervalos de confiança para 95%. Considerando o período pré-intervenção, observa-se que não existe diferença estatisticamente significativa entre Roraima e as unidades escolhidas pelo controle sintético. Esse resultado é favorável a validade do grupo de controle, a hipótese de tendências paralelas e que não há antecipação do tratamento.

Figura 1.12 – Robustness para variáveis de resultado do mercado de trabalho



Fonte: Elaboração própria do autor.

Em 2016, primeiro ano após o choque migratório, verifica-se uma redução substancial no salário formal de Roraima, chegando a uma redução média de quase 10%. O impacto máximo acontece em 2017, exatamente no momento em que influxos migratórios aumentam expressivamente, atingindo uma diminuição média de aproximadamente 13%. Entretanto, a partir de 2018, a magnitude do efeito começa a reduzir e continua declinando no ano subsequente. Conforme já discutido, a redução no tamanho do choque pode ser atribuído às ações efetuadas pelo governo brasileiro tais como o

controle de fronteiras, a operação acolhida e acordos de interiorização, entre outras. Essa medidas podem ter contribuído para absorver parte do efeitos negativos que incidiam sobre o salário dos nativos de Roraima, especialmente em 2018, quando as solicitações refúgio aumentam de forma vertiginosa.

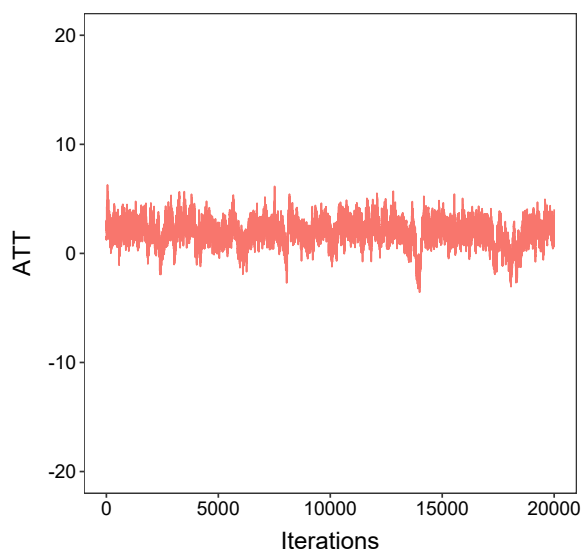
Os Gráficos 4.1b e 1.12c mostram os resultados para o emprego formal e o emprego informal, respectivamente. Analisando o emprego formal, verifica-se que antes da intervenção não há diferenças estatisticamente significativas entre Roraima e sua contra parte sintética. Isso sugere que o grupo de comparação otimizado pelo controle sintético possui validade. Por outro lado, à exemplo das evidências apresentadas pelo controle sintético, não encontramos nenhum impacto da entrada massiva de venezuelanos sobre o emprego formal de Roraima. Todos os coeficientes estimados no período *follow-up* foram estatisticamente iguais a zero.

Avaliando emprego do setor informal de Roraima, identificamos a existência de diferenças significativas entre Roraima e o grupo de controle, o que invalida a hipótese de trajetórias comuns e lança dúvidas sobre a validade do grupo de comparação. Apesar de controlar as estimativas por efeitos fixos tempo e indivíduo, não descartamos a presença de potenciais efeitos de confusão e erros de mensuração atuando sobre estes resultados. Além disso, por se tratar de um lado obscuro da economia, acredita-se que essa variável apresente erros de mensuração, o que termina introduzindo ruídos nos resultados.

Por fim, embora a estratégia proposta por Pang et al. (2022) permita a construção de intervalos de confiança por meio de simulações, é essencial avaliar a robustez dos resultados através de ajustes marginais na estrutura original. Portanto, para assegurar a solidez das conclusões sobre o impacto da migração no setor informal, recomendamos uma análise visual da convergência do parâmetro ATT (Efeito Médio do Tratamento nos Tratados) em todo o espaço amostral, em direção à distribuição desejada.

A Figura 1.13 apresenta as estimativas. É importante que os gráficos não revelem padrões de estagnação prolongada (*flat bids*), ou seja, momentos em que a cadeia permanece no mesmo estado por longos períodos, ou quando segue em uma única direção por muitas iterações. De fato, não encontramos indícios de tais padrões, o que indica a robustez de nossas descobertas.

Figura 1.13 – Trace Test



Fonte: Elaboração própria do autor.

Resumindo, os resultados dos testes de robustez reforçam ainda mais as evidências obtidas por meio do Método de Controle Sintético e dos testes de placebo que conduzimos. Nossas descobertas fornecem fortes indícios de que a entrada em grande escala de imigrantes venezuelanos teve um impacto negativo nos salários dos trabalhadores nativos do setor formal a curto prazo, o que está totalmente em linha com as previsões da teoria econômica. Além disso, corroboram a existência de um efeito de substituição da mão de obra nativa pela estrangeira, embora em menor escala.

1.7 Considerações Finais

Neste estudo apresentamos novas evidências de como choques inesperados de imigrantes são absorvidos pelo mercado de trabalho local. Para isso, utilizamos o experimento natural gerado pela entrada massiva de venezuelanos no Estado de Roraima. O êxodo venezuelano aconteceu em razão da grave crise econômica e social vivenciada pela Venezuela desde 2013. A expatriação dos venezuelanos foi motivada essencialmente pelos eventos ocorridos na origem que afetaram diretamente a sobrevivência desses indivíduos. No Brasil, o Estado de Roraima foi a principal porta de entrada para os imigrantes. Embora seja uma circunstância indesejada, o desenvolvimento dos acontecimentos produziu um aumento exógeno de oferta de trabalho de Roraima, fato evidenciado pelo crescimento exponencial das solicitações de refúgio a partir de 2015, procedimento esse indispensável para conseguir amparo na legislação brasileira.

Realizando uma aplicação cuidadosa do Método de Controle Sintético proposto por [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#) e [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#), descobrimos que a entrada massiva de venezuelanos provocou um impacto negativo sobre os salários

do nativos no mercado de trabalho local, chegando a atingir uma redução média de aproximadamente 10% em 2016 e quase 13% em 2017, períodos em que os fluxos migratórios aumentaram substancialmente. Uma vez que o MCS permite que o tratamento mude no tempo, evidenciamos também uma redução na magnitude dos efeitos em 2018 e 2019. Isso demonstra que as ações empreendidas pelo governo nacional ajudaram a absorver parte dos choques negativos no período mencionado. Adicionalmente, enfatizamos que esses resultados foram consistentes a diversos testes de robustez, em especial a regressão de *Event Study*, que reproduziu de forma consistente os resultados do controle sintético e serviu para validar o grupo de controle.

Diferentemente de estudos anteriores, nossa pesquisa apresenta evidências inovadoras que revelam o impacto assimétrico do choque migratório. Os indivíduos localizados no extremo inferior da distribuição salarial emergem como os mais afetados por esse fenômeno, sofrendo uma redução média de aproximadamente 16% em seus salários. Em contrapartida, os indivíduos posicionados na mediana e no extremo superior praticamente não experimentam impactos significativos. Além disso, nossas conclusões indicam um aumento substancial na desigualdade de renda decorrente da entrada em massa de imigrantes, provavelmente devido ao efeito desproporcional ao longo da distribuição salarial.

Por outro lado, não identificamos impactos significativos dos fluxos migratórios no emprego formal. Isso sugere que não houve uma substituição substancial de trabalhadores nativos por estrangeiros, apesar dos custos menores associados a esses últimos. Esse resultado pode ser atribuído a possíveis obstáculos à substituição, como as barreiras de idioma. No entanto, observamos um aumento no emprego informal. Isso indica que esses indivíduos, especialmente os trabalhadores de baixa qualificação, acabaram perdendo seus empregos formais e foram empurrados para o setor informal da economia. Em conjunto, esses resultados reforçam que os indivíduos mais vulneráveis foram os mais penalizados pelo grande influxo de imigrantes.

Este estudo apresenta duas limitações importantes. Em primeiro lugar, o período de pré-tratamento, T_0 , é relativamente pequeno, podendo causar viés ou até mesmo incorrer numa situação de *over-fitting*. Nossos resultados, em especial para o salário do setor formal, pode estar sujeito a isso. Não obstante, para que isso aconteça, [Abadie \(2021\)](#) argumenta que os choques transitórios individuais precisam ter grandes efeitos de escala e T_0 ser pequeno. Em nosso caso, T_0 é pequeno, mas acreditamos que os choques transitórios, ϵ_{it} , não apresentam grandes variações, garantindo que, pelo menos parcialmente, a probabilidade de termos *over-fitting* seja mínima. Em segundo, o risco de sobreajuste é positivamente relacionado com o tamanho de unidades no conjunto de comparação, N , principalmente quando T_0 é pequeno ([ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010](#)). Dado T_0 fixo, um N maior favorece o *fit* dos resultados pré-intervenção, independentemente da existência de diferenças expressivas nas cargas fatoriais entre a

unidade tratada e sintética. De toda forma, os testes de robustez realizados são favoráveis a hipótese de que o viés seja pequeno. Por exemplo, não encontramos diferenças substanciais entre o resultado do controle sintético e as estimações por *Event Study*.

Em resumo, contribuímos para a literatura especializada ao investigar o impacto do choque migratório nas condições do mercado de trabalho em Roraima. Essas evidências desempenham um papel crucial no embasamento das decisões de gestores e de outras partes interessadas, particularmente na formulação de políticas para mitigar os efeitos indesejados resultantes do considerável aumento na migração.

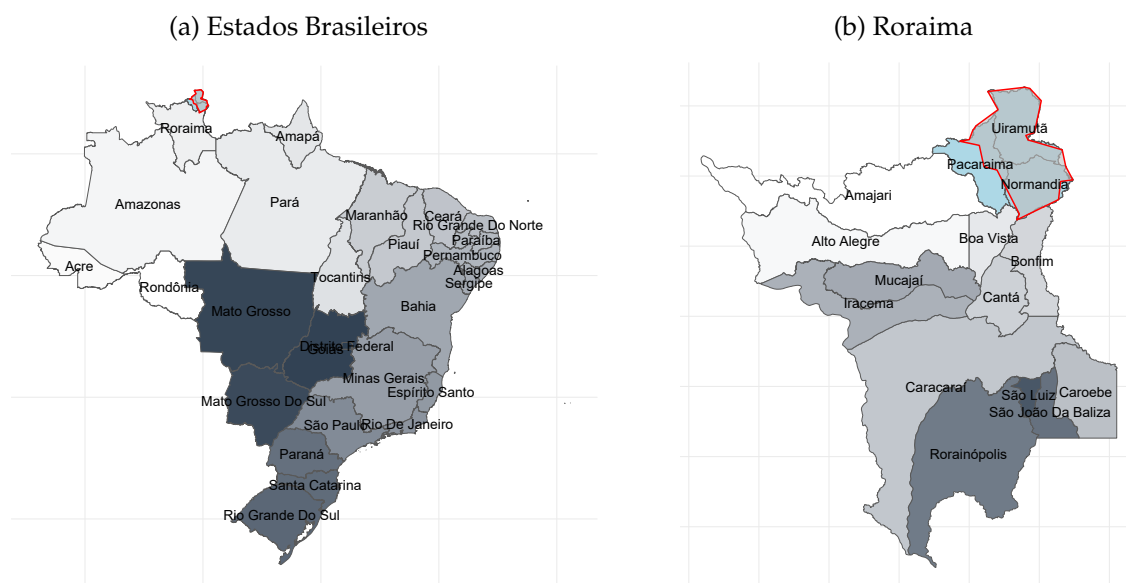
2 Consequências não esperadas das boas intenções: o caso Raposa Serra do Sol

2.1 Introdução

Em março de 2009, uma decisão do Supremo Tribunal Federal (STF) confirmou a homologação¹ contínua da terra indígena Raposa Serra do Sol, situada no Estado brasileiro de Roraima (ver Figura 2.1)². A sentença encerrou a disputa que se arrastava desde a década de 1970 entre índios e produtores de arroz na região, ancorando-se no trecho constitucional que determina que:

"São terras tradicionalmente ocupadas pelos índios as por eles habitadas em caráter permanente, as utilizadas para suas atividades produtivas, as imprescindíveis à preservação dos recursos ambientais necessários a seu bem-estar e as necessárias a sua reprodução física e cultural, segundo seus usos, costumes e tradições." – Cap. VIII, Art. 231, Constituição Federal Brasileira.

Figura 2.1 – Mapa



Fonte: Elaboração própria do autor.

¹ A homologação inicial foi realizada pelo presidente da época no ano de 2005.

² Com superfície aproximada de 1,7 milhão de hectares e perímetro de mil quilômetros, a região ...

E mais do que isso, a ação foi conduzida de forma a constituir *leading case* para os direitos territoriais indígenas no Brasil. Nas palavras do então Ministro do STF, Carlos Alberto Menezes Direito, “a ideia da Corte foi a de criar, através desse processo, um modelo próprio de demarcação de terras indígenas” (Notas taquigráficas, p. 848).³ Nesse sentido, a análise dos efeitos econômicos dessa decisão ganha ainda mais relevância, dado que a demarcação de terras indígenas no Brasil está longe de ser um tema superado no debate público. De acordo com a Fundação Nacional do Índio (Funai), o Brasil conta com 680 áreas nesse perfil, dentre as quais 443 estão com os processos de demarcação homologados/regularizados e 237 se encontram sob análise. Essas áreas representam 13,75% do território nacional e estão presentes em todos os biomas, com a maior parte (54%) localizada na Amazônia.

Em comum a todos os processos encerrados e em tramitação, temos a ausência da mensuração dos impactos econômicos diretos e indiretos dessas medidas. A falta desse tipo de análise não surpreende, pois, a avaliação de impacto da criação de reservas indígenas e das decisões judiciais sobre a economia vem ocupando um espaço tímido tanto no debate público, quanto na comunidade acadêmica. Falta a percepção de que a criação de reservas indígenas e algumas deliberações judiciais podem causar fortes impactos econômicos que muitas vezes não são incorporados no momento da prolação. São escassas as avaliações *ex-ante* acerca dos custos econômicos relativos às decisões, o que torna-se ainda mais grave quando existe ativismo judicial ou excesso de discricionariedade.⁴ Ademais, seria importante oferecer subsídios para reflexão e aprimoramento dos litígios judiciais, bem como lançar as bases para a consolidação da segurança jurídica, amplamente documentada como pedra angular do desenvolvimento econômico e crescimento de longo prazo (ACEMOGLU; JOHNSON; ROBINSON, 2005).

Ainda que incipiente, a literatura internacional apresenta algumas evidências relativas às consequências não intencionais das decisões judiciais. Nos Estados Unidos, Baye e Wright (2011) examinaram como a complexidade econômica afeta as deliberações antitruste realizadas por juízes generalistas, isto é, que não possuem uma especialização acerca da matéria julgada. Usando dados de 1996 a 2006 sobre litígios antitruste do Distrito Federal e tribunais administrativos, os autores descobriram que a complexidade econômica aumenta em quase 10% as chances de apelação da determinação de um juiz. Por outro lado, não encontraram evidências significativas de que a formação elementar dos magistrados em economia básica tenha impacto sobre os julgamentos de casos economicamente mais complexos, o que é consistente com a hipótese de que a economia

³ Ver: <<https://arquivocidadao.stj.jus.br/index.php/nota-postuma-carlos-alberto-menezes-direito>>.

⁴ Gely, Spiller et al. (1992) desenvolvem um modelo para explicar o grau de discricionariedade que a Suprema Corte tem ao realizar decisões constitucionais. Suas principais conclusões apontam que o Supremo Tribunal Federal (STF) tende a seguir o eleitorado em suas deliberações constitucionais, independentemente da composição ideológica de seus membros. A extensão e a velocidade com que isso acontece depende do grau de unificação entre o Congresso e as governanças estaduais em relação à questão em pauta.

básica é relevante para decidir casos antitruste simples, mas não casos envolvendo questões econômicas herméticas. Adicionalmente, os resultados foram consistentes para diferentes especificações e diversos controles, como a ideologia política dos magistrados, nível de experiência em casos antitrustes, escolaridade, efeitos fixos individuais e o tipo de integração (por exemplo, monopolização ou fusão).

Em um estudo para Israel, [Oren-Kolbinger \(2020\)](#) avaliou como as condições macroeconômicas, em especial o ciclo de negócios, influenciaram as sentenças proferidas por juízos no momento de disputas fiscais e outros litígios judiciais. Usando um conjunto de decisões judiciais para o período antes e depois da crise de 2008, suas principais evidências demonstraram que o ciclo de negócios exerceu influência sobre as decisões de magistrados em disputas tributárias, como também apresentaram efeito desestabilizador e pró-cíclico na economia. Ou seja, os magistrados favorecem as autoridades fiscais durante as crises econômicas e beneficiam os contribuintes durante as recuperações econômicas, o que termina contribuindo para o aumento da instabilidade econômica e tem efeitos anticíclicos que podem ser indesejáveis.

[Kulkarni et al. \(2017\)](#) e [Joseph et al. \(2020\)](#), por sua vez, avaliaram os efeitos da decisão da Suprema Corte da Índia, proferida em 15 de dezembro de 2016, que suspendeu a venda de bebidas alcoólicas nas proximidades (cerca de 500m) das rodovias nacionais e estaduais do País. Os primeiros autores estimaram os efeitos da decisão sobre os negócios situados próximos as rodovias. Avaliando o período de abril à setembro de 2017, o estudo apontou um impacto negativo de aproximadamente 63 milhões de dólares e verificaram uma perda de quase 100.000 empregos diretos e indiretos relacionados aos setores de hotelaria, restaurantes e turismo. Em razão do alto custo econômico produzido pela determinação da Suprema Corte, [Joseph et al. \(2020\)](#) investigaram se a deliberação judicial contribuiu para reduzir as fatalidades de trânsito. Comparando a incidência e a gravidade dos acidentes antes e depois da intervenção para um pronto-socorro específico da Índia, os autores descobriram que não houve diferenças significativas na redução de vítimas de acidentes de trânsito causados por dirigir embriagado e também não encontraram diferenças na diminuição da incidência de lesões graves na cabeça ou nas extremidades. Embora o estudo apresente algumas limitações estatísticas, os autores indicaram que, pelo menos no curto prazo, não houveram reduções expressivas nos acidentes de trânsito⁵.

Como já ressaltado, no Brasil praticamente inexistem análises no sentido de mensurar os impactos da criação de reservas indígenas e das decisões judiciais sobre a

⁵ Lembrando que: não há dúvidas de que o alcoolismo seja um fator preponderante para os acidentes de trânsito, uma vez que isto está bem documentado na literatura. Ver, por exemplo, [Nakaguma e Restrepo \(2018\)](#) para o Brasil, [Hadjizacharia et al. \(2011\)](#) para os Estados Unidos, [Demirel et al. \(2018\)](#) para a Colômbia, entre outros. O ponto central da discussão gravita em torno das determinações judiciais que desconsideram os potenciais impactos econômicos, tendo em vista que caminhos alternativos poderiam ser traçados.

economia. Visando preencher essa lacuna e trazer reflexões acerca do tema, utilizamos o quase-experimento produzido pela criação da reserva indígena Raposa Serra do Sol, em 2005, que foi posteriormente referendado pelo Supremo Tribunal Federal (STF) no ano de 2009. Esse processo pode ter gerado consequências benéficas (*winners*) sobre o desmatamento da região, mas também pode ter induzido impactos negativos substanciais sobre a produção agrícola, especialmente sobre a rizicultura e outros produtores (*losers*).

Para consecução dessa proposta e obtenção do efeito causal, utilizamos o método proposto por [Pang, Liu e Xu \(2022\)](#) denominado de *Dynamic Multilevel Latent Factor Model*. Essa abordagem utiliza um termo de fator latente para corrigir vieses induzidos pela correlação potencial entre o momento do tratamento e os fatores latentes variáveis no tempo que possuem representação por uma estrutura de fator, como tendências divergentes entre diferentes unidades. Adicionalmente, ele também considera a existência de relações heterogêneas e dinâmicas entre as covariáveis e os *outcomes*, melhorando substancialmente a precisão das estimativas. Tendo em vista que o modelo possui diversos parâmetros, os autores empregam a estratégia de encolhimento (*priors shrinkage*) Bayesiano para conduzir o termo estocástico e a seleção de fatores, o que auxilia na redução da dependência do modelo. Comparativamente aos métodos existentes⁶, essa estrutura também nos permite controlar potenciais *counfouders* que variam no tempo e exigem um número relativamente grande de fatores para representar ou quando esses fatores são relativamente fracos.

Os resultados indicam que a rizicultura e a produção de milho de Roraima foram negativamente impactadas pelo processo de demarcação das terras indígenas Raposa Serra do Sol. Em valores monetários, as receitas agrícolas sofrem retrações crescentes ao longo do tempo, totalizando um declínio substancial de quase 1,6 bilhão de reais após 10 anos. Esse montante é equivalente a aproximadamente 10% do Produto Interno Bruto (PIB) de Roraima. Apesar de ter um rápido declínio após a demarcação, não encontramos evidências de que a demarcação tenha contribuído para redução do desmatamento.

Após esta introdução, a seção 2 contextualiza o processo de demarcação das terras indígenas, a seção 3 realiza uma exploração inicial dos dados e apresenta a estratégia de identificação, a seção 4 dispõe os principais resultados e os testes de robustez e a seção 5 conclui.

2.2 Breve Contextualização

A Constituição Federal (CF) do Brasil, promulgada em 1988, preconiza que a União tem a responsabilidade de realizar a demarcação e proteção das terras habitual-

⁶ *Synthetic Control* - [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#), [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#), [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2015\)](#), [Abadie \(2021\)](#) e *Generalized Synthetic Control* - [Xu \(2017\)](#)

mente ocupadas por indígenas. Antes mesmo da implementação da atual Carta Magna, o Estado de Roraima era alvo de litígios judiciais envolvendo a demarcação das terras Raposa Serra do Sol. Concretamente identificada pela FUNAI (Fundação Nacional do Índio) em 1993, a homologação das terras foi realizada apenas 2005 pelo presidente da república da época. No total foram demarcadas quase 1,8 milhões de hectares em área contínua, situadas nos municípios de Normandia, Pacaraima e Uiramutã. A portaria nº 534 de 2005 concedeu um prazo de um ano para os não-índios deixarem a terra indígena. No entanto, após o decreto presidencial, diversas ações foram ajuizadas, discordando da delimitação. Por exemplo, somente no Supremo Tribunal Federal constatou-se mais de 30 ações recorrendo da deliberação judicial acerca das terras Raposa Serra do Sol.⁷

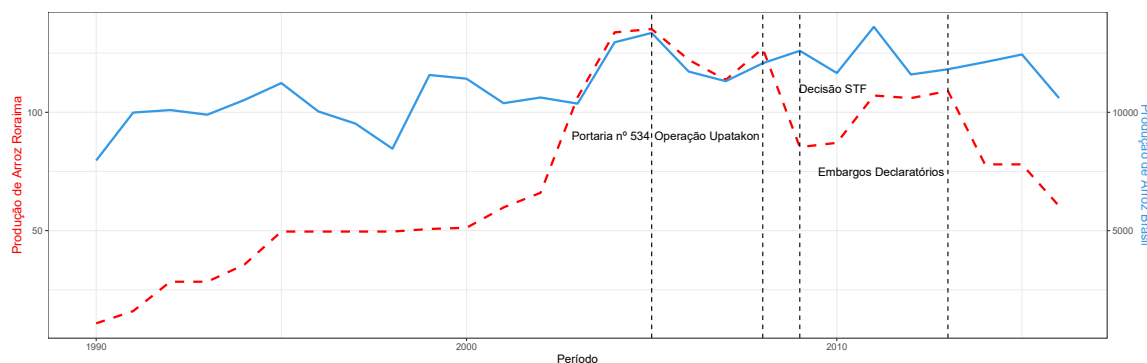
O principal motivo de descontentamento com a decisão refere-se aos potenciais impactos econômicos sobre o Estado de Roraima não considerados no ato de delimitação das terras indígenas. Conforme [Silva \(2011\)](#), o referido Estado teve uma perda substancial de terras disponíveis para exploração econômica, alterando drasticamente sua situação fundiária. Segundo o autor, atualmente 46,14% do território roraimense estão sob domínio da FUNAI, 7,61% sob a administração da ICMBio (Instituto Chico Mendes de Conservação da Biodiversidade), 13,81% correspondem as áreas de preservação do IBAMA (Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis), 6,6% estão sob o domínio do IBAMA, 5,98% sob a guarda do INCRA (Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária), 1,23% corresponde as áreas do Ministério da Defesa. Com essa distribuição de terras, restam apenas 25,76% do território, somando-se terras públicas e privadas, para o referido Estado desenvolver-se economicamente.

Estima-se que a produção agrícola represente 25% do Produto Interno Bruto (PIB) de Roraima. Após a demarcação das terras, a produção de grãos foi severamente afetada, especialmente a rizicultura e o cultivo de milho, devido à expulsão dos produtores. Na Figura 2.2 e 2.3, apresentamos a comparação entre a produção de arroz e milho de Roraima, denotada pela linha sólida de cor verde, e a produção de arroz e milho do Brasil, representada pela linha sólida azul, respectivamente. Adicionalmente, destacamos linhas verticais tracejadas que indicam a sucessão dos acontecimentos no tocante a delimitação das terras indígenas.

Analisando-se a Figura 2.2, observa-se uma relação negativa entre a produção de arroz de Roraima e a sucessão de eventos referentes a delimitação das terras indígenas. A homologação da Portaria nº534 realizada pelo decreto presidencial da época outorgou a demarcação das terras indígenas em área contínua. Após isso, vários processos foram ajuizados na justiça pelos produtores e outros interessados com objetivo de recorrer da decisão, alegando inconsistências e a desconsideração dos potenciais prejuízos econômicos. Em virtude da resistência dos produtores, em 2008, a Polícia Federal teve

⁷ Disponível em: <<https://stf.jusbrasil.com.br/noticias/100628/raposa-serra-do-sol-entenda-o-caso>>.

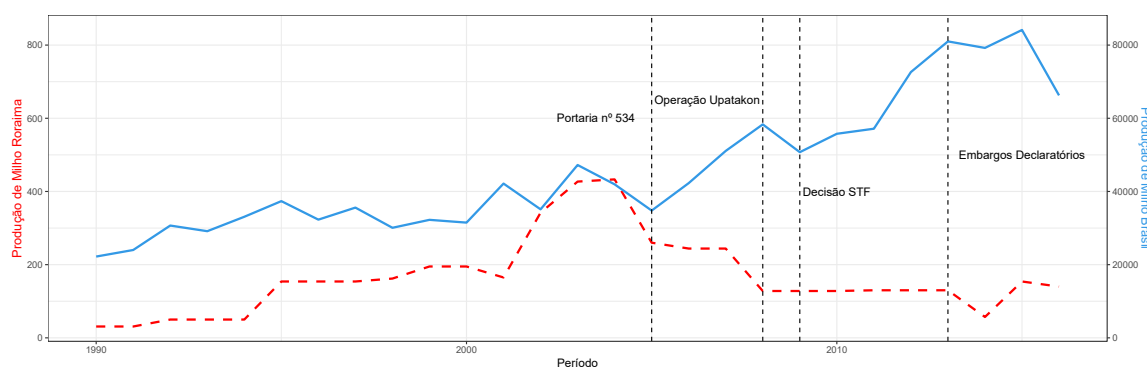
Figura 2.2 – Comparação entre a Produção de Arroz de Roraima e Brasil



Fonte: Elaboração própria do autor.

autorização para iniciar a operação *Upatakon 3*, destinada à remoção dos não-indígenas das terras Raposa Serra do Sol. Neste período, verifica-se que a produção de Roraima cai expressivamente enquanto a produção nacional continua sua trajetória constante. No entanto, em 2009, o governo de Roraima propõe a suspensão da operação até que o Supremo Tribunal Federal julgasse o mérito da causa. Não obstante, ainda no referido ano, o STF declara que a demarcação é constitucional e fixa 19 ressalvas relativas a utilização e ocupação das terras pelos indígenas. Por fim, em 2013, o STF responde aos embargos declaratório sem mudar a decisão mas tão somente esclarecer dúvidas acerca da deliberação, o que terminou provocando um novo declínio na produção de arroz de Roraima.

Figura 2.3 – Comparação entre a Produção de Milho de Roraima e Brasil

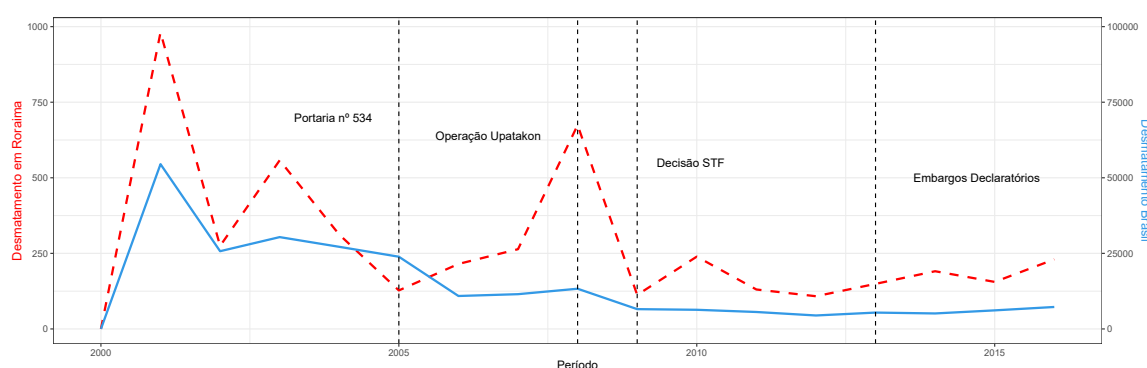


Fonte: Elaboração própria do autor.

Analogamente à produção de arroz, a Figura 2.3 sugere que a produção de milho também declina após o marco das terras indígenas Raposa Serra do Sol. Enquanto a produção nacional continua sua trajetória ascendente, o cultivo de milho roraimense tem sua trajetória alterada substancialmente. Embora seja uma análise preliminar, no qual não é possível inferir nada acerca de causalidade, os gráficos apresentados são favoráveis a hipótese de que a demarcação das terras indígenas produziu danos à

economia de Roraima, especialmente a produção de arroz e milho. O fato de quase 75% da produção de Roraima ser destinada para outros locais, como o Amazonas, faz com que os danos provocados pela demarcação também seja transmitido para outros Estados, indicando que os impactos negativos sejam ainda mais elevados.

Figura 2.4 – Comparação entre o Desmatamento de Roraima e Brasil



Fonte: Elaboração própria do autor.

Contudo, as consequências desse processo podem ter produzido reflexos positivos sobre o desmatamento. A Figura 2.4 exibe a comparação entre o desmatamento em Roraima e no Brasil. Em 2005, enquanto o desmatamento no Brasil declina, observamos uma taxa de crescimento positiva na área desmatada em Roraima, atingindo novamente patamares elevados no ano de 2008. Com o processo de expulsão dos produtores de arroz (Operação Upatikon), identificamos um declínio substancial nos índices de desmatamento. Provavelmente, a presença da Polícia Federal pode ter contribuído para inibir a ação de desflorestamento no local. Não obstante, mesmo após a decisão da suprema corte, a área desmatada em Roraima ainda situa-se acima do nível nacional, o que pode configurar um indicativo favorável a hipótese de inexistência de impacto positivo relacionado ao processo demarcatório.

2.3 Estratégia de Identificação

2.3.1 Dados e Motivação Empírica

Para consecução dos nossos objetivos, empregamos a produção de arroz, a produção de milho e o desmatamento como nossas variáveis de resultado (*outcomes*)⁸. A produção agrícola corresponde aos *losers*, enquanto o desmatamento representa os *winners*. As informações relativas à produção agrícola são extraídas da CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento) e contemplam o período de 1990 à 2016,

⁸ A Figura C1 apresenta as trajetórias das variáveis de resultado, segundo as Unidades da Federação. Note-se que é improvável garantir a validade da hipótese de tendências paralelas.

segundo as Unidades da Federação. Criada pela Lei nº 8.029, de 12 de abril de 1990, a CONAB é uma empresa pública, associada ao Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Sua principal atribuição é apresentar informações relevantes ao Governo Federal para subsidiar o desenho de políticas públicas destinadas à agricultura. Para tanto, dispõe de dados detalhados e atualizados acerca da produção agropecuária nacional, da previsão de safras, dos custos de produção e de acumulação, além de pesquisas técnicas voltadas para a análise de mercado, entre outros.

Enquanto isso, os dados inerentes ao desmatamento são obtidos junto ao Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE). Dentro de instituto existe o projeto PRODES que realiza o monitoramento via satélites do desmatamento desde 1988. As taxas anuais de desmatamento calculadas são utilizadas pelo governo brasileiro com o objetivo de estabelecer políticas públicas. Embora essas informações estejam disponíveis desde 1988, a cobertura para a maioria dos Estados brasileiros está disponível apenas a partir de 2007. Para evitar eventuais problemas, optamos por utilizar as Unidades da Federação cuja cobertura esteja disponível de 2000 à 2016. Assim, na amostra relativa ao desmatamento⁹ temos os Estados da Região Norte, o Maranhão e o Mato Grosso.

Tabela 2.1 – Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Fonte
<i>Outcomes</i>		
Produção de Arroz	Produção de arroz por mil toneladas	CONAB
Produção de Milho	Produção de milho por mil toneladas	CONAB
Taxa anual de desmatamento (km^2)	PRODES	
<i>Control Variables</i>		
PIB Estadual	PIB Estadual a preços constantes R\$ (mil), a preços do ano 2010	IBGE
Consumo de Energia	Quantidade de Energia consumida pela Indústria (GWh)	IPEA/ELETRONAS

Fonte: Elaboração própria do autor.

Na Tabela 2.2 apresentamos a participação (*share*) média da produção agrícola dos Estados da Região Norte na produção da Região Norte e na produção Nacional, para as culturas de arroz e milho no período de 1990 à 2016. Inicialmente, observamos que o Estado do Tocantins é responsável por 40.53% da produção de arroz da Região Norte, o que corresponde a 3,70% da produção Nacional. O Pará, por sua vez, é o segundo maior produtor de arroz e é responsável por 2.90% da produção Nacional.

⁹ É importante destacar que está é uma limitação presente nos dados disponíveis estando, portanto, alheio aos pesquisadores.

Tabela 2.2 – Participação na produção da Região Norte e na Produção Nacional

Estado	% Share Região Norte (Arroz)	% Share Região Norte (Milho)	% Share Nacional (Arroz)	% Share Região Nacional (Milho)
Tocantins	40.53%	18.23%	3.70%	0.47%
Pará	30.70%	43.10%	2.90%	1.12%
Rondônia	17.10%	29.84%	1.56%	0.80%
Roraima	7.00%	1.52%	0.64%	0.04%
Acre	3.24%	5.60%	0.30%	0.14%
Amazonas	1.26%	1.64%	0.12%	0.04%
Amapá	0.18%	0.10%	0.20%	0.00%

Fonte: Elaboração própria do autor.

Enquanto isso, o Estado de Roraima, apresenta-se como o quarto maior produtor de arroz, responsável por menos de 1% da produção Nacional. Em relação a produção de milho, o Estado do Pará é responsável por 43.10% da produção total da Região Norte, mas apenas cerca de 1.12% da produção Nacional de Milho. Para esta cultura, o Estado de Roraima apresenta uma menor participação, aproximadamente 1,52%.

2.3.2 Método

A identificação dos modelos de inferência causal frequentemente é alvo de crítica e constitui um dos principais desafios para a econometria. Em geral, isso acontece porque tais modelos dependem de hipóteses bastantes fortes, restritivas e, na maioria das vezes, não podem ser diretamente testadas. Para ilustrar esse ponto¹⁰, admita-se a existência de dois possíveis resultados para uma unidade i observada ao longo do tempo, t : $Y_{it}(1)$ e $Y_{it}(0)$. $Y_{it}(1)$ corresponde ao resultado potencial da unidade i que recebeu tratamento no período $t > T_0$, enquanto $Y_{it}(0)$ denota o cenário contrafactual, ou seja, o resultado potencial da unidade i na ausência de intervenção. Uma vez que esses resultados são mutuamente exclusivos, não é possível observar simultaneamente ambas as trajetória da variável de resultado da unidade i . A solução para essa questão consiste em obter um grupo de controle composto por unidades não tratadas ($j \neq i$) capazes de reproduzir cenário contrafactual.

A validade das unidades de controle está sujeita a verificação de uma hipótese denotada de trajetórias comuns ou tendências paralelas, também conhecida como condição de identificação dos modelos de Diferença em Diferenças (DID). Essa suposição requer que, na ausência de intervenção, os resultados médios das unidades tratadas e de controle tenham trajetórias comuns. Embora não seja uma hipótese formalmente testada, sua veracidade pode ser avaliada se no período anterior ao tratamento as variáveis de resultado das unidades tratadas e de controles apresentam tendências paralelas, de modo que qualquer desvio de trajetória após $t > T_0$ será atribuído a intervenção política.

Difícilmente, contudo, essa hipótese tem suporte empírico devido a existência de fatores não observados variantes no tempo (*confounders*). As diferentes técnicas de

¹⁰ Seguimos a notação de causalidade sugerida por Neyman (1923), Rubin (1974) e Holland (1986).

reponderação utilizadas para recuperar as trajetórias comuns, desde as mais antigas, por exemplo *Propensity Score Matching* e balanceamentos, até os modelos mais recentes, como o Controle Sintético proposto por [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#) e [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2015\)](#), podem falhar. Apesar de ser classificado como a maior inovação dos últimos anos ([ATHEY; IMBENS, 2017](#)), [Ferman e Pinto \(2021\)](#) demonstraram que os estimadores de controle sintético podem conter viés quando os fatores de confusão são correlacionados com o tratamento, mesmo que o período pré-intervenção tenda para infinito, $T \rightarrow \infty$. Além disso, suas estimativas de inferência não são facilmente interpretáveis.

Visando superar essa limitação, [Xu \(2017\)](#) propôs um estimador conhecido como *Generalized Synthetic Control* (GSC), que combina o método de Controle Sintético com modelos de efeitos fixos lineares, do qual o DID é um caso específico. Em linhas gerais, este método apresenta a mesma essência do Controle Sintético (CS) pois também repondera as unidades considerando os resultados da unidade tratada de pré-tratamento como referência para selecionar pesos para unidades de controle e usa correlações transversais entre a unidade tratada e de controle para produzir contrafactuais tratados. Diferentemente do método de CS, o GSC reduz a dimensão antes de reponderar, de sorte que os vetores a serem reponderados sejam suavizados no conjunto de controle. Embora o GSC tenha melhorado o desempenho das estimativas de controle sintético, inclusive fornecendo maior transparência, sua abordagem requer suposições paramétrica relativamente restritivas, o que inviabiliza a utilização completa das informações contidas nos dados.

Recentemente, [Pang, Liu e Xu \(2022\)](#) propuseram um novo estimador de Controle Sintético que emprega a abordagem bayesiana para enfrentar os desafios supracitados. Além de fornecer estimativas de incerteza de fácil interpretação, a inferência bayesiana multinível modela múltiplas formas de heterogeneidade e de dinâmica nos dados ([GELMAN, 2005](#)). A estrutura adotada consiste em observar a inferência causal como um problema de *missing data* e tem fundamento na distribuição preditiva posterior de contrafactuais para realizar estimativas dos impactos da intervenção sobre os tratados. Em suma, a intuição básica é fornecer uma aproximação *low-Rank* da matriz de resultado não tratada com intuito de prever contrafactuais tratados na matriz retangular de resultados, $(T \times N)$. A principal suposição assumida diz respeito à ignorabilidade latente. Isso significa que a imputação do tratamento é desprezível quando condicionado em covariadas exógenas e uma variável não observada, que é estimada a partir dos dados. Em nosso caso, por se tratar de uma decisão judicial, entendemos que essa suposição não encontra objeções no que tange a sua validade.

Admitimos $i = 1, 2, \dots, 26$, que corresponde aos Estados brasileiros, e $t = \{1, 2, \dots, 29\}$, que denota o período de tempo a qual estas unidades são observadas. Além disso, w_{it} é uma variável binária que assume valor 1 quando o indivíduo é tratado e 0 caso contrá-

rio. Seja a_i uma variável aleatória que assume os valores do conjunto $\mathcal{B} = \{1, 2, \dots, 29, c\}$ e indica o *timming adoption* do tratamento. Quando $a_i > c$ significa que a unidade i não é tratada e faz parte do grupo de controle, N_{co} . Em nosso exercício, Roraima é a Unidade que sofre a intervenção, $N_{tr} = 1$, e $a_i = 15$, que denotada o ano (2005) em que a demarcação das terras indígenas é efetuada. Análogo ao Método de Controle Sintético proposto por [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#), [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2010\)](#), [Abadie, Diamond e Hainmueller \(2015\)](#), o efeito de tratamento do *Dynamic Multilevel Latent Factor Model* (DM-LFM) pode ser obtido da seguinte forma:

$$\delta_{it} = y_{it}(a_i) - y_{it}(c), \forall a_i \leq t \leq T \quad (2.1)$$

Em que $y_{it}(a_i)$ é o resultado da unidade tratada sob intervenção e $y_{it}(c)$ corresponde ao cenário contrafactual. Duas suposições relevantes são necessárias: (1) - A demarcação das terras indígenas Raposa Serra do Sol não afeta as variáveis de resultados das demais Unidade da Federação; (2) - Não existe antecipação do tratamento. Em relação a primeira hipótese, temos relativa tranquilidade, pois a decisão do STF não teve efeito vinculante. Quanto ao segundo, podemos tentar falsear essa hipótese atribuindo pseudos intervenções nos períodos ulteriores ao tratamento.

Tendo em vista que $y_{it}(a_i)$ é observado no período pós-intervenção, obter δ_{it} equivale a estimar o resultado contrafactual $y_{it}(c)$. Considerando as hipóteses referidas anteriormente, podemos representar $\mathbf{Y}(\mathbf{0})$, $N \times T$, como uma matriz de resultado potencial sob $\mathbf{W} = \mathbf{0}$, ou seja $a_i = c$, $\forall i$. Seguindo [Pang, Liu e Xu \(2022\)](#), particionamos $\mathbf{Y}(\mathbf{0})$ em dois conjuntos: $S_0 \equiv \{(it) | w_{it} = 0\}$, que indica a parte observável de $y_{it}(c)$; enquanto $S_1 \equiv \{(it) | w_{it} = 1\}$, que corresponde a parte *missing* de $y_{it}(c)$. Para fins de notação, $\mathbf{Y}(\mathbf{0})^{obs}$ denotada a parte observada de $\mathbf{Y}(\mathbf{0})$ e $\mathbf{Y}(\mathbf{0})^{mis}$ como a parte não observável. $\mathbf{Y}_i(\mathbf{0})^{obs}$ e $\mathbf{Y}_i(\mathbf{0})^{mis}$ denotam, respectivamente, vetores linhas do indivíduo i em $\mathbf{Y}(\mathbf{0})$ e $\mathbf{Y}(\mathbf{0})^{mis}$. $\mathbf{X}_{it}$ é um vetor ($p_1 \times 1$) de covariadas exógenas. $\mathbf{X}_i = \{\mathbf{X}_{i1}, \mathbf{X}_{i2}, \dots, \mathbf{X}_{iT}\}'$ é uma matriz de covariadas com dimensão $(T \times p_1)$, e $\mathbf{X} = \{\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_N\}$

Em suma, a partir dos resultados e das covariáveis observadas, é possível imputar contrafactuais estocasticamente utilizando sua distribuição preditiva posterior $\Pr(\mathbf{Y}(\mathbf{W})^{mis} | \mathbf{X}, \mathbf{Y}(\mathbf{W})^{obs}, \mathbf{W})$. Dado que o objetivo deste estudo é estimar o efeito médio de tratamento sobre os tratados, nosso desafio principal é estimar contrafactuais $\mathbf{Y}(\mathbf{0})^{mis}$, as trajetórias não tratadas das unidades que sofreram a intervenção. Portanto, como $\mathbf{W}$ é completamente determinado por $\mathcal{B}$, o vetor de *timming adoption*, a distribuição preditiva posterior de $\mathbf{Y}(\mathbf{0})^{mis}$ pode ser escrita da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
Pr(Y(W)^{mis} | X, Y(W)^{obs}, B) &= \frac{Pr(X, Y(0)^{mis}, Y(0)^{obs}) Pr(B | X, Y(0)^{mis}, Y(0)^{obs})}{Pr(X, Y(0)^{obs}, B)} \quad (2.2) \\
&\propto Pr(X, Y(0)^{mis}, Y(0)^{obs}) Pr(B | X, Y(0)^{mis}, Y(0)^{obs}) \\
&\propto Pr(X, Y(0)) Pr(B | X, Y(0))
\end{aligned}$$

A igualdade da expressão (2) advém da regra de Bayes, sendo a proporcionalidade obtida através do descarte do denominador, que atua como uma constante de normalização, pois não contém dados *missings*. Assim, o último termo é decomposto em duas probabilidades componentes: a "ciência" implícita, $Pr(X, Y(0))$, e o mecanismo de atribuição do tratamento, $Pr(B | X, Y(0))$. Ambos tornam possível a previsão dos contrafactuais.

Outra hipótese relevante para estimação dos resultado refere-se à ignorabilidade Latente. Condicionado nas variáveis pré-tratamento, X_i , e nas variáveis não observáveis, $U_i = \{u_{i1}, \dots, u_{iT}\}$, a atribuição do tratamento independe de quaisquer valores *missings* ou observados para cada unidade de observação, i , ou seja:

$$Pr(a_i | X_i, Y_i(0), U_i) = Pr(a_i | X_i, Y_i(0)^{mis}, Y_i(0)^{obs}, U_i) = Pr(a_i | U_i) \quad (2.3)$$

Em que X_i pode incluir covariáveis variantes no tempo como invariantes no período anterior a intervenção. U_i mensura a heterogeneidade individual, como efeitos fixos ou potenciais *counfounders*. Com isso, podemos controlar a influência de *counfounders* variantes no tempo que, em geral, tornam a hipótese de tendências paralelas inválida. Considerando U_i como parte das variáveis explicativas, X_i , reescrevemos a distribuição preditiva posterior de $Y(0)^{mis}$ da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
Pr(Y(0)^{mis} | X', Y(0)^{obs}, B) &\propto Pr(X', Y(0)^{mis}, Y(0)^{obs}) Pr(B | X', Y(0)^{mis}, Y(0)^{obs}) \\
&\propto Pr(X', Y(0)^{mis}, Y(0)^{obs}) Pr(B | X') \\
&\propto Pr(X', Y(0)) \quad (2.4)
\end{aligned}$$

A expressão (4) nos aponta que a hipótese de ignorabilidade latente transforma o mecanismo de atribuição do tratamento desprezível na previsão contrafactual. Em outros termos, estamos reduzindo o exercício de estimar as distribuições preditivas posteriores de contrafactuais ao modelo $Pr(X', Y(0))$. Isso deve ser feito porque o número de unidades tratadas é pequeno em estudos de caso comparativos. Como consequência, pode não haver variação suficiente no *timming adoption* para modelar $Pr(B | X')$.

Quando U é conhecido, $\{(X'_{it}), y_{it}(c)\}_{i=1, \dots, N; t=1, \dots, T}\}$ é uma sequência permutável de variáveis aleatórias cuja distribuição conjunta é invariante para permutações no

índice it . Pelo teorema de [Finetti \(1992\)](#) $\{(\mathbf{X}'_{it}, y_{it}(c))_{i=1,\dots,N;t=1,\dots,T}\}$ pode ser escrito como independente e identicamente distribuída (*i.i.d*), dados suas distribuições ulteriores e alguns parâmetros. Note-se que $Pr(\mathbf{X}', \mathbf{Y}(0))$ equivale à $\{(\mathbf{X}'_{it}, y_{it}(c))\}$. Assim, a distribuição preditiva posterior de $\mathbf{Y}(0)^{mis}$ da equação (4) como:

$$\begin{aligned} Pr(\mathbf{Y}(0)^{mis} | \mathbf{X}', \mathbf{Y}(0)^{obs}, \mathcal{B}) &\propto Pr(\{(\mathbf{X}'_{it}, y_{it}(c))\}) \\ &\propto \int \left[\prod_{it \in S_1} f(y_{it}(c))^{mis} | \mathbf{X}_{it}, \theta' \right] \left[\prod_{it \in S_0} f(y_{it}(c))^{obs} | \mathbf{X}_{it}, \theta' \right] \pi(\theta) d\theta \end{aligned} \quad (2.5)$$

Onde θ são os parâmetros que dirigem o DGP de $y_{it}(c)$ condicionado em $\mathbf{X}_{it}$, e quando admitimos variáveis latentes como parâmetros de $\mathbf{U}$ θ' temos $\theta' = (\theta, \mathbf{U})$. Pela expressão (5), a probabilidade é fundamentada nos resultados observados, enquanto a distribuição preditiva posterior serve para prever os *missings values*. Pelo Teorema de [Finetti \(1992\)](#) podemos obter a segunda proporcionalidade sob a hipótese de que o conjunto de parâmetros que governam o DGP das covariadas $\mathbf{X}$ são independentes de θ .

A modelagem para a expressão (5) é realizada a partir do modelo dinâmico de fatores e utiliza o método de encolhimento bayesiano para selecioná-los. A vantagem de utilizar essa estratégia advém de sua flexibilidade. Contudo, o desafio consiste no elevado número de especificação para a seleção do modelo. Para reduzir os riscos de especificação incorreta, [Pang, Liu e Xu \(2022\)](#) propõe empregar a busca de modelo estocástico bayesiano. O número de fatores latentes são obtidos a partir de prioris de encolhimento que auxiliam na decisão de como (ou se) incluir determinada covariada. Conforme [Pang, Liu e Xu \(2022\)](#) são escolhidos os métodos de encolhimento hierárquico Bayesian Lasso e Lasso-Like.

Por hipótese o modelo de fatores multinível dinâmico apresenta a seguinte forma funcional:

$$y_{it}(c) = \mathbf{X}'_{it}\beta_{it} + \gamma'_i \mathbf{f}_t + \varepsilon_{it} \quad (2.6)$$

$$\beta_{it} = \beta + \alpha_i + \xi_t \quad (2.7)$$

$$\xi_t = \Phi_\xi \xi_{t-1} + e_t, \quad \mathbf{f}_t = \Phi_f \mathbf{f}_{t-1} + \nu_t \quad (2.8)$$

A equação (6) consiste na regressão em nível individual, em que $y_{it}(c)$ é decomposta em três componentes. O primeiro, $\mathbf{X}'_{it}\beta_{it}$, modela as relações entre as variáveis observadas e a variável de resultado. Os índices duplos indicam que essas relações podem ser heterogêneas entre as unidades e ao longo do tempo. Enquanto isso, a expressão (7) decompõe β_{it} em três partes. β corresponde a média de β_{it} e comum à todas as observações; α_i e ξ_t são efeitos fixos de unidade e de tempo com média zero de β_{it} .

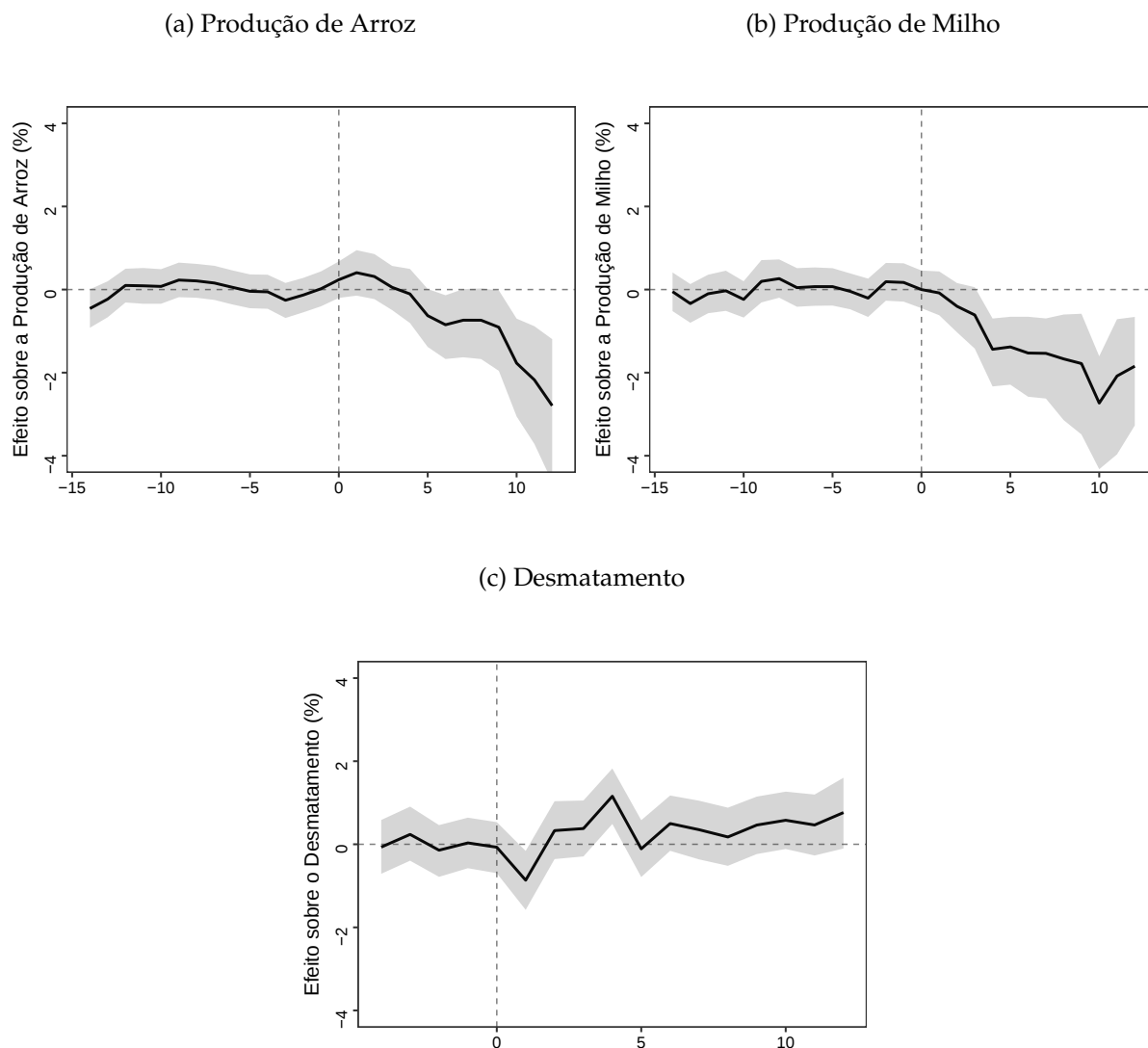
O segundo componente, $\gamma_i' \mathbf{f}_t$, denota o termo multifatorial, no qual $\mathbf{f}_t$ e γ_i' possuem dimensão $(r \times 1)$ e são vetores de fatores e cargas fatoriais, respectivamente. Esses termos são usados para aproximar $\mathbf{U}_i$. O último termo, ε_{it} , corresponde ao termo estocástico *i.i.d.* A dinâmica de transição, ξ_t e $\mathbf{f}_t$, são modeladas por processos autorregressivos de ordem 1.

2.4 Resultados

Neste trabalho, investigamos o efeito da demarcação das Terras Indígenas, Raposa Serra do Sol, sobre a rizicultura (produção de arroz), a produção de milho - (*losers*) - e sobre o desmatamento - (*winners*) do Estado de Roraima. A Figura 2.5 dispõe os principais resultados. A linha sólida de cor preta indica o efeito de tratamento, que é computado pela diferença entre a unidade tratada e sua contraparte sintética - os demais Entes Federados. A área hachurada de cor cinza corresponde ao intervalo de confiança de 95%. A linha vertical pontilhada denota o momento em que a demarcação das terras indígenas é homologada pelo presidente da época, no ano de 2005, T_0 .

Para todos os *outcomes*, observamos que não há diferenças expressivas (e significativas) entre Roraima e sua contraparte sintética. Isso implica que a unidade sintética rastreia de forma satisfatória a trajetória da produção de arroz, Gráfico 2.5a, da produção de milho, Gráfico 2.5b, e do desmatamento, Gráfico 2.5c, nos períodos que antecedem a intervenção. Em outros termos, temos um indicativo de que o grupo de controle representa bem o cenário contrafactual.

Figura 2.5 – Efeito da demarcação das Terras Indígenas Raposa Serra do Sol sobre a Produção de Arroz



Fonte: Elaboração própria do autor.

Analizando o impacto sobre a rizicultura, Gráfico 2.5a, nossas descobertas são surpreendentes e captam a dinâmica originada de todos os conflitos que sucederam ao ano de 2005. Conforme indicamos na Figura 2.2, os produtores de arroz foram diretamente afetados pela delimitação das terras. Por esse motivo, diversas ações foram ajuizadas buscando reverter esse processo, especialmente porque a área foi demarcada de forma contínua. De 2005 à 2009, embora negativo, não encontramos impacto significativo da demarcação sobre a produção de arroz. Esse resultado mensura precisamente a resistência dos produtores em deixar as áreas envolvidas pela demarcação. Contudo, após deliberação do Supremo Tribunal Federal, em 2009, ratificando a delimitação das terras, observamos que a produção de arroz retrai fortemente no Estado de Roraima. O efeito se intensifica após o julgamento dos embargos de declaratórios realizados pela

Suprema Corte em 2013, uma vez que não havia mais possibilidades de recurso. Transcorridos onze anos da homologação, a produção de arroz apresenta declínio máximo de aproximadamente -2,8 p.p (equivalente a quase -94%)¹¹. Em termos monetários, a quantidade de receita perdida chega a quase 1,4 bilhão de reais¹².

Os montantes de receitas perdidas direta e indiretamente chegam a quase 1,6 bilhão de reais. Em termos de Produto Interno Bruto (PIB), esses valores representam cerca de 10%¹³ do PIB de Roraima. Esse efeito substancial mesmo após 10 anos da homologação é consistente com a mobilidade imperfeita dos fatores de produção. Como a produção agrícola depende de fatores exógenos (clima, qualidade do solo, disponibilidade recursos naturais, adequação da cultura as especificidades da localidade, etc), é pouco provável que tais produtores migrassem para outras regiões e/ou localidades. Além disso, o Estado de Roraima possui capacidade reduzida para exploração de novas áreas, pois, removendo-se as áreas de reservas, resta apenas 25,76% para a exploração econômica (SILVA, 2011). Juntos, esses fatores auxiliam no entendimento do amplo declínio da produção agrícola ao longo dos anos.

Não obstante, a quantidade de receita perdida pelos produtores agrícolas poderiam ser compensadas se houvesse redução no desmatamento, por exemplo. No Gráfico 2.5c, investigamos o impacto do processo de demarcação sobre o desmatamento da região. Novamente, antes da intervenção, o *gap* entre Roraima e a unidade sintética esta praticamente sobrepondo a linha do zero. Isso significa que a unidade sintética rastreia de forma satisfatória a trajetória contrafactual. Nossas descobertas sinalizam que não houve redução considerável no desmatamento do Estado de Roraima. Encontramos uma redução pouco expressiva no momento em que as terras indígenas são delimitadas. Após essa queda inicial, exceto no ano de 2010 em que há um indicativo de aumento do desmatamento, os efeitos subsequentes não apresentam significância estatística.

Em suma, nossas descobertas sugerem que a produção agrícola do Estado de Roraima foi impactada negativamente pela demarcação das terras indígenas Raposa Serra Sol. O volume expressivo receitas perdidas totalizam quase 10% do PIB roraimense. Mesmo com a criação da reserva, não encontramos evidências acerca da redução do desmatamento. O efeito adverso é dinâmico e cresce mesmo após 10 depois da homologação da demarcação. Isso ocorre porque, diferentemente de alguns setores da indústria, a mobilidade de fatores agrícolas é praticamente imperfeita, tendo em vista que a produção depende de elementos puramente exógenos como, clima, solo, condições adequadas para uma cultura específica, entre outros. Associado a isso, ainda existe

¹¹ Computado da seguinte forma: $100 \times [\exp(\log(x) - \log(y)) - 1]$.

¹² Considerando o preço da saca ao produtor (60 kg) igual à 90,00 reais para o Estado de Roraima, referente à janeiro de 2023. Ou seja, $p \times [\exp(\log(x)) - \exp(\log(y) \times 1000)]$. Em que p corresponde ao preço da tonelada de arroz.

¹³ De acordo com os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, o PIB de Roraima chegou à aproximadamente 16 bilhões de reais em 2020.

a limitação de terras disponíveis para exploração econômica em Roraima, dado que boa parte dessas áreas em estão sob algum domínio de proteção ambiental. Juntos, esses elementos auxiliam no entendimento dos impactos encontrados no presente trabalho.

2.4.1 Robustness

Embora a estratégia proposta por Pang, Liu e Xu (2022) permita construir intervalos de confiança através de simulações, é importante avaliar a consistência dos nossos resultados realizando modificações marginais na estrutura original. A seguir, apresentamos três testes de robustez. Primeiro, executamos a validação *leave-one-out* sugerida por Abadie, Diamond e Hainmueller (2015) e Abadie (2021). Esse teste consiste em reestimar o controle sintético deixando sempre uma unidade do conjunto *donor pool* fora das estimações. Isso nos permite avaliar a consistência dos nossos resultados quanto à mudanças no grupo de controle. Segundo, promovemos alterações na quantidade de *burn-in* para verificar se nossos resultados dependem de algum conjunto específico de iterações. Em terceiro lugar, inspecionamos de forma visual a convergência do parâmetro ATT (*Average Treatment Effect on the Treated*) ao longo do espaço amostral em direção à distribuição objetivo.

A Figura C2 exibe os resultados da validação *leave-one-out* para os impactos sobre a produção e o desmatamento de Roraima. A linha sólida de cor preta corresponde ao impacto estimado através da estrutura principal. As linhas de cor cinza indicam o impacto da intervenção deixando uma unidade fora das estimações do controle sintético.

Inicialmente, considerando os resultados para o Estado de Roraima, conforme disposto nos painéis C2a, C2b e C2c, não encontramos desvios excessivos da trajetória principal em relação as demais tendências. Antes da intervenção as linhas estão praticamente sobrepostas, indicando que nossos resultados são consistentes à mudanças no grupo de comparação. Após a implementação do tratamento, que corresponde ao período *follow-up*, nossas descobertas também se mantêm consistentes.

Como nossos resultados são obtidos através de simulações, a estimação principal descarta as primeiras 5000 simulações. Para avaliar se nosso resultado é influenciado pela quantidade de simulações excluídas, realizamos novas otimizações alterando esse parâmetro para 3000, 2000, 7000 e 10000, respectivamente. Os painéis C3a, C3b e C3c apresentam as estimações para os impactos sobre a produção arroz, a produção de milho e o desmatamento do Estado de Roraima. Conforme disposto, não evidenciamos reversões de trajetórias à medida que diminuimos (aumentamos) o número de simulações iniciais eliminadas. Isso implica que nossos achados não dependem do conjunto específico de simulações descartadas. Observe-se ainda que antes e depois da intervenção as linhas estão praticamente sobrepostas.

Seguindo a recomendação de Pang, Liu e Xu (2022), os Gráficos C4a, C4b e C4c apresentam as estimativas do traço (*trace plots*). Esse resultado é útil para avaliar a convergência do efeito de tratamento ao longo das iterações realizadas por MCMC - *Markov Chain Monte Carlo*. Sempre que executamos o MCMC é importante diagnosticar seu desempenho. Para este fim, empregamos uma inspeção gráfica para observar o comportamento do *sampling* em relação ao parâmetro ajustado, ATT. Nesta avaliação desejamos que os gráficos não apresentem comportamento *flat bids*. Isso ocorre nos momentos em que a cadeia permanece no mesmo estado por longos períodos de tempo ou quando subsiste em uma única direção durante muitas iterações. Observando os referidos painéis, não encontramos irregularidades aparentes e a cadeia parece explorar o espaço amostral com relativa frequência.

2.5 Considerações Finais

A avaliação das consequências não intencionais da criação de reservas indígenas e das decisões judiciais constitui um importante problema de investigação econômica. A demarcação das terras indígenas Raposa Serra do Sol fornece um quase-experimento ideal para mensurar o impacto econômico dessas decisões. Delimitada sob área contínua, a criação da reversa indígena foi homologada em 2005. Em virtude do descontentamento, sobretudo dos produtores de arroz, a referida decisão foi objeto de diversas ações judiciais no Supremo Tribunal Federal. Em 2009, a Suprema Corte deliberou sobre a questão e referendou a delimitação da reserva indígena Raposa Serra do Sol. Assim, neste trabalho fornecemos evidências acerca do impacto econômico produzido pela demarcação das terras indígenas Raposa Serra do Sol, situada no Estado de Roraima.

Nossas descobertas revelam que o processo demarcatório afetou negativamente a rizicultura e a produção de milho - *losers*. Em termos monetários, a produção de arroz enfrentou uma retração de 1,4 bilhão de reais enquanto a produção de milho declinou cerca de 195,5 milhões de reais. Conjuntamente, essas perdas totalizam 1,6 bilhão de reais e equivalem à aproximadamente 10% do Produto Interno Bruto de Roraima. Contudo, não encontramos evidências de que a criação da reserva tenha contribuído para a redução do desmatamento - *winners*. Após a homologação da terras observamos um rápido e inexpressivo declínio na área desmatada, porém o efeito torna-se não diferente de zero nos anos subsequentes.

Os efeitos negativos possui um aspecto interessante: são crescentes ao longo do tempo e atingem seu ponto máximo após 10 anos. Diferentemente de alguns setores da indústria, a mobilidade de fatores agrícolas é praticamente imperfeita, pois envolve uma ampla diversidade de elementos que são puramente exógenos (clima, qualidade do solo, adequação da cultura, para citar alguns). Isso implica que é improvável que os produtores tenham migrado para outros locais para reestabelecer os níveis de produção

e atenuar o choque negativo. Associado a isso, ainda existe o fato de que Roraima dispõe de poucas terras para exploração econômica, uma vez que boa parte está sob domínio de algum órgão de proteção ou reserva ambiental. Portanto, a impossibilidade de migração como resposta ao choque é uma justificativa plausível para acentuação dos efeitos adversos ao longo do tempo.

Nossas evidências também são consistentes para diferentes mudanças marginais na estrutura do modelo original. Alterações no grupo de controle e quantidades de *burn-in* não produziram desvios expressivos do efeito de tratamento. Além disso, a inspeção do *trace plot* confirmam a convergência do estimador em direção a distribuição objetivo, isto é, não indicam a existência de anomalias aparentes. Em conjunto, esses achados reforçam a importância da avaliação dos impactos econômicos causados pela criação de reservas indígenas e pelas decisões judiciais. A não incorporação desses efeito no momento da prolação pode contribuir para acentuar o ciclo persistente de subdesenvolvimento na Região Norte, especialmente no Estado de Roraima.

3 Resiliência dos Migrantes aos Choques Econômicos

3.1 Introdução

Ao longo das últimas décadas, diversos países têm adotado políticas de redução das barreiras comerciais, alcançando níveis extremamente baixos. Essa tendência de liberalização comercial despertou um amplo interesse na literatura, especialmente no que diz respeito aos efeitos resultantes no mercado de trabalho local. Temas como pobreza, migração, trabalho infantil e desigualdade têm sido amplamente investigados nesse contexto¹.

No entanto, ainda existem lacunas não esclarecidas quando se trata de compreender as respostas migratórias interregionais dos trabalhadores diante de choques exógenos. A maioria dos estudos nesse campo tem encontrado resultados próximos de zero, o que levanta questões pertinentes, como o custo elevado da migração ou a baixa elasticidade migratória em resposta aos choques [Borusyak, Dix-Carneiro e Kovak \(2022\)](#). A ausência de uma resposta migratória significativa é a hipótese central para explicar os efeitos econômicos duradouros das mudanças na demanda local de trabalho [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), [Dix-Carneiro e Kovak \(2019\)](#), [Autor, Dorn e Hanson \(2021\)](#). Compreender essa questão é fundamental, uma vez que os efeitos de um determinado choque estão condicionados à capacidade dos indivíduos de mitigar os impactos adversos por meio da migração [Yagan \(2014\)](#). Caso as fricções migratórias sejam suficientemente grandes, os formuladores de políticas devem atuar no sentido de considerar programas para auxiliar a realocação dos trabalhadores.

[Borusyak, Dix-Carneiro e Kovak \(2022\)](#) examinaram a interpretação das estimativas convencionais de migração em relação às mudanças na população local ou no emprego como resposta a choques no mercado de trabalho local. Por meio de um modelo simples de mercado de trabalho local com custos de mobilidade, os autores identificaram que as conclusões obtidas a partir dessas estimativas podem ser equivocadas. Os resultados das análises analíticas e simulações quantitativas realizadas revelaram a imprecisão das estimativas convencionais. Essa incoerência se deve à natureza bilateral da migração e às escolhas individuais de localização. Os trabalhadores decidem se devem migrar e para onde migrar, levando em consideração tanto os choques presentes em sua região atual quanto os choques enfrentados nos possíveis locais de destino.

¹ [Winters, McCulloch e McKay \(2004\)](#), [Pavcnik et al. \(2004\)](#), [Gonzaga, Filho e Terra \(2006\)](#), [Goldberg e Pavcnik \(2007\)](#), [Topalova \(2007\)](#), [Topalova \(2010\)](#), [Autor, Dorn e Hanson \(2013\)](#), [Yagan \(2014\)](#), [Helpman et al. \(2017\)](#), [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), [Dix-Carneiro e Kovak \(2019\)](#), [Figueiredo e Lima \(2022\)](#).

Nesse sentido, os autores enfatizam que essas estimativas não devem ser utilizadas como justificativa para a exclusão da migração interregional nos modelos econômicos quantitativos dos mercados de trabalho locais.

Neste artigo, utilizamos o modelo de fatores específicos de economias regionais proposto por [Kovak et al. \(2010\)](#) e [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#) para avaliar a resiliência dos migrantes interregionais aos choques induzidos pela liberalização comercial. Evidenciamos que os trabalhadores migrantes responderam aos impactos do choque comercial migrando das regiões mais afetadas para as regiões menos expostas. Diferentemente dos referidos autores, aprofundamos a investigação avaliando o impacto da abertura comercial sobre trabalhadores com diferentes níveis de qualificação, *low-skilled* e *high-skilled*. Como resultado, identificamos que os migrantes mais impactados (*low-skilled*) utilizaram o mecanismo de migração interna para suavizar as variações de salários e emprego. Adicionalmente, constatamos que a liberalização aumenta expressivamente a dispersão salarial para os não migrantes (nativos), enquanto os salários dos migrantes permanecem relativamente inalterados no curto prazo. Consequentemente, as diferenças salariais entre migrantes e nativos acentuam-se após o choque comercial.

O Brasil apresenta uma importante situação para examinar os efeitos locais da abertura comercial. A liberalização do Brasil refletiu-se na eliminação inesperada das barreiras comerciais que haviam sido impostas como políticas intrínsecas ao modelo de industrialização adotado. As tarifas médias de importação declinaram de 54,9% em 1987 para 10,8% em 1995. Entre setores, a variação das tarifas também foram expressivas: o desvio padrão reduziu fortemente de 21,3 para 7,4 ([KOVAK et al., 2010](#)). Esse resultado, combinado com as diferentes composições da força de trabalho industrial entre as regiões, permite obter o impacto do choque comercial sobre salários e o emprego do mercado de trabalho ao nível sub-nacional. A variação nos *outcomes* de uma determinada região é dado pela média ponderada das variações de preços causadas pela abertura comercial, cujos pesos dependem do tamanho da indústria de cada região. *A priori*, o impacto do choque comercial depende das reduções tarifárias nas indústrias mais relevantes da região.

Nossos resultados empíricos confirmam as evidências iniciais de [Kovak et al. \(2010\)](#), mas contrapõe os achados de [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), [Dix-Carneiro e Kovak \(2019\)](#) relativos ao mecanismo de migração interna. Descobrimos que o choque induzido pela abertura comercial praticamente não impactou nos salários dos migrantes, mas afetou substancialmente os ganhos dos nativos. Os rendimentos dos não migrantes (nativos) reduziram cerca de 3,2% no curto prazo (1991-2000) e 9,5% no longo prazo (1991-2010) nas regiões que enfrentaram uma redução tarifária de 10% pontos percentuais superior vis-à-vis as demais regiões. Esse resultado é favorável a hipótese de que os migrantes internos são mais resilientes aos choques econômicos do que os nativos. Isso ocorre por que os migrantes utilizam os movimentos entre regiões para absorver

parte dos impactos negativos. Por outro lado, o efeito sobre o emprego dos migrantes apresentou um declínio de 37,31% no longo prazo, enquanto a perda de emprego dos nativos foi menor, aproximadamente 25,6%. Consistente com o mecanismo de migração, evidenciamos que a população de migrantes reduziu quase 10,02% nas regiões mais afetadas pela liberalização do comércio. Quando separamos os trabalhadores migrantes (e nativos) por qualificação, ainda prevalece a hipótese de que os migrantes são mais resilientes ao choque comercial do que os nativos. Todavia, quando comparamos os migrantes *low-skilled* e *high-skilled*, descobrimos que os trabalhadores pouco qualificados são mais afetados pelo choque comercial, tanto nos salários quanto no emprego. Além disso, observamos que estes indivíduos deslocam-se substancialmente dos locais mais afetados em direção as regiões menos expostas à liberalização do comércio. Como resultado final, identificamos que as diferenças salariais entre migrantes e nativos aumentaram cerca de 5,5% após vinte anos.

Este artigo oferece três contribuições principais. Primeiro, complementamos as evidências iniciais de [Kovak et al. \(2010\)](#) ao avaliar os efeitos da liberalização do comércio sobre a migração interna considerando trabalhadores com diferentes níveis de qualificação, *low-skilled* e *high-skilled*. Segundo, contrapomos a literatura atual que exclui o mecanismo de migração (([DIX-CARNEIRO; KOVAK, 2017](#); [DIX-CARNEIRO; KOVAK, 2019](#))) ou se concentram apenas nos ajustes entre indústrias ([Cosar \(2013\)](#), [Dix-Carneiro \(2014\)](#)).

Em terceiro, avaliamos a resiliência dos migrantes aos choques econômicos. Desde os anos finais da década de 70 prevalece a hipótese de que os imigrantes são positivamente selecionados no local de destino, isto é, após um breve período de adaptação, eles tendem a receber salários maiores do que os dos nativos ([CHISWICK, 1978](#); [CARLINER, 1980](#); [DEFREITAS, 1981](#)). A principal explicação para esse resultado foi fornecida por [Chiswick \(1978\)](#). Segundo o autor, a existência de *gap* salarial entre migrantes e nativos provém essencialmente da existência de diferenças nas características não observáveis. Esses atributos incluem motivação, habilidade, esforço, incentivos, seriam premiados pelo mercado de trabalho local e responsáveis pelo hiato salarial entre esses indivíduos. Não obstante, essas evidências foram amplamente contestadas na literatura, especialmente nos trabalhos de [Borjas \(1987\)](#) e [Borjas \(1995\)](#). [Borjas \(1987\)](#), por exemplo, explica que a decisão de migrar não é puramente exógena, o que acaba sendo uma importante fonte de viés de seleção. Para evitar as críticas referendadas pela literatura, questionamos: como uma mudança puramente exógena afeta os rendimentos dos migrantes internos? Como choques inesperados afetam sua empregabilidade? O diferencial salarial entre nativos e migrantes diminuem após uma mudança infrequente? A abordagem proposta neste artigo nos permitem responder essas questões sem passar pelos referidos problemas identificados pela literatura especializada.

Para cumprir com os propósitos deste estudo, utilizamos os microdados do

Censo Demográfico produzidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Realizado decenalmente, o Censo fornece um conjunto de informações relativo ao mercado de trabalho brasileiro para diferentes níveis regionais. Além de uma análise sistemática para o setor formal, os dados também dispõe de informações referente ao setor informal, o que nos permite investigar os efeitos da liberalização comercial sobre os resultados dos migrantes alocados nesse setor.

Além desta introdução, o estudo está organizado como segue. A seção 2 apresenta uma breve revisão de literatura. A seção 3 dispõe algumas considerações sobre a abertura comercial do Brasil. A seção 4 descreve os dados utilizados, definições de mercado de trabalho local e a estratégia de identificação. A seção 5 apresenta nossos principais resultados. A seção 6 apresenta testes de robustez, enquanto a seção 7 conclui.

3.2 Revisão de Literatura

De acordo com [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#) a abertura comercial do Brasil, ocorrida no início da década de 90, fornece um experimento ideal para avaliar como mudanças na política comercial impacta sobre o mercado de trabalho local. Esse processo de liberalização unilateral produziu fortes reduções nas barreiras comerciais e apresentou variações substanciais nas quedas tarifárias entre os setores da economia brasileira. Aproveitando-se do choque provocado por esse evento, diversos trabalhos exploraram os efeitos da liberalização comercial sobre as condições do mercado de trabalho.

[Arbache, Dickerson e Green \(2004\)](#) encontraram evidências consistentes com a hipótese de que a tecnologia importada aumentou a demanda relativa por trabalhadores altamente qualificados (*High-skilled*). Analisando o efeito sobre os rendimentos, os autores descobriram que os salários declinaram fortemente no setor de bens comercializáveis, o que seria consistente com a redução dos aluguéis à proporção que as indústrias enfrentavam maior concorrência. Em relação ao retorno educacional, mostraram que houve uma elevação nos retornos marginais da educação superior. No que se refere ao setor comercial, descobriram que o choque comercial não exerceu impacto sobre os indivíduos mais qualificados, todavia incidiu negativamente nos rendimentos dos trabalhadores menos qualificados.

Usando microdados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD), [Gonzaga, Filho e Terra \(2006\)](#) verificaram uma redução nos diferenciais de rendimento do trabalho qualificado durante o período da abertura comercial. Especificamente, os autores observaram aumento na demanda por trabalho não qualificado nos diferentes setores da economia, sendo que cada instância elevou sua participação relativa de trabalho qualificado. Embora não existisse uma relação direta entre as mudanças tarifárias e à intensidade de qualificação, eles constataram que o repasse das tarifas aos preços foi

maiores nos setores que absorviam maior contingente de indivíduos qualificados.

Avaliando o impacto da abertura comercial sobre a pobreza e a desigualdade de renda da Índia, [Topalova \(2007\)](#) descobriu que regiões com elevada concentração industrial, afetadas de maneira díspares, apresentaram um progresso mais lento na redução da pobreza após as reduções tarifárias. Não apenas, o autor indica que o impacto desproporcional do choque sobre as regiões contradiz a sabedoria convencional do comércio, no qual os trabalhadores migrariam como resposta ao choque de preços e salários, equilibrando a prevalência de pobreza entre as regiões. Esses resultados, portanto, contrapuseram a clássica hipótese de mobilidade perfeita dos fatores entre as regiões. [Kovak \(2013\)](#) e [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#) também encontraram evidências contrárias a essa hipótese. Em suma, além dos estudos já referenciados, diversos outros ² exploraram a variação causada pela redução das tarifas de importação entre as regiões brasileiras.

A literatura que explora se os migrantes constituem um grupo positivamente selecionado no local de destino também é ampla. Analisando o rendimento dos imigrantes no mercado de trabalho dos Estados Unidos, [Chiswick \(1978\)](#) descobre que esses indivíduos são positivamente selecionados, isto é, após um breve período de adaptação seus salários tornam-se maiores do que os dos nativos. Segundo o autor, após controlar por um conjunto de características observadas, a persistência de diferença salarial em favor dos imigrantes seria proveniente de diferenças nos atributos não observáveis, amplamente nominados como, motivação, habilidade, empenho, etc.

No Brasil, a avaliação de seleção positiva é avaliada para os migrantes internos, isto é, indivíduos que se movem entre as Regiões, Unidades da Federação e ou Municípios. Nesse escopo, [Junior \(2002\)](#) investigaram se os indivíduos que moravam em uma Unidade da Federação diferente do Estado de nascimento constituíam um grupo positivamente selecionado. Usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 1999 e estimando a equação de salários proposta por [Mincer \(1974\)](#), o autor descobre que os migrantes ganham, em média, cerca de 14% a mais do que os nativos. Os resultados mostraram-se consistentes para diferentes modificações na especificação do modelo. Em consonância com os resultados supracitados estão [Silva e Neto \(2005\)](#) utilizando dados da PNAD para os de 1993 e 2003, e [Ramalho \(2005\)](#) analisando os microdados censitários do ano 2000. A principal limitação destes estudos refere-se a existência de correlação entre a variável migrante e os fatores não observados, tendo em vista que o estímulo para a migração não é causada por fatores exógenos, podendo conduzir à sobrestimação do parâmetro de interesse.

Visando mitigar os potenciais vieses dos estudos anteriores, [Freguglia e Menezes-Filho \(2012\)](#) utilizaram o estimador de efeitos fixos para controlar fatores omitidos

² [Pavcnik et al. \(2004\)](#), [Paz \(2014\)](#), [Dix-Carneiro e Kovak \(2015\)](#), [Lima e Figueiredo \(2022\)](#) para citar alguns.

invariantes no tempo mas que exerce influência na produtividade dos indivíduos. Após controlar pela heterogeneidade individual, a vantagem salarial dos migrantes reduz substancialmente e torna-se negativo para os indivíduos que migraram para São Paulo, os quais podem estar relacionados aos custos de vida do Estado. A seleção positiva a favor dos migrantes reaparece quando a análise é realizada para diferentes setores, com diferencial positivo de 11% na agropecuária e 6% no comércio. Nos demais setores, não foram encontradas diferenças significativas. Reiteramos que as estimações realizadas pelos autores pode apresentar outro viés sistemático causado pelo problema de *attrition*, que ocorre quando existem *missing values* nos dados em painel.

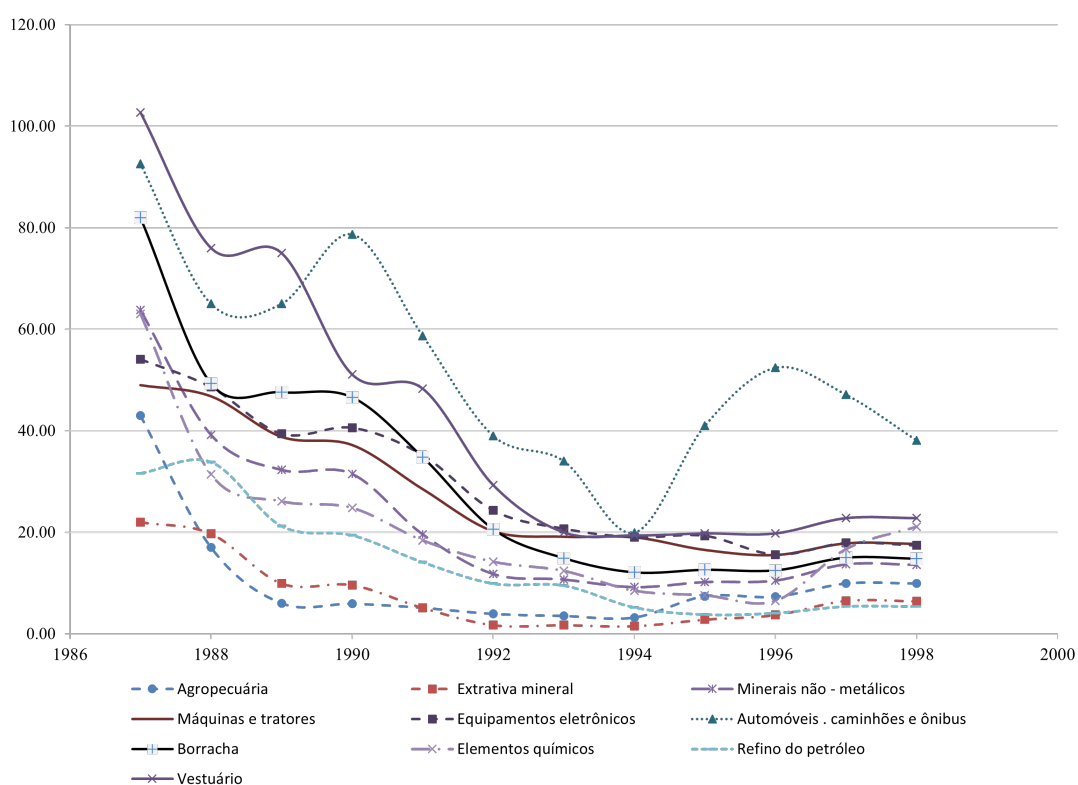
Justo et al. (2009), Gama e Machado (2014), entre outros, padecem do mesmo problema de identificação com o qual a literatura convencional se defronta. Nossa contribuição nesta literatura é de ordem metodológica: seguimos a literatura que avalia os efeitos regionais do comércio para identificar se os migrantes constituem um grupo positivamente selecionado. Em suma, usamos o choque exógeno induzido pela liberalização comercial para avaliar os efeitos sobre as condições do mercado de trabalho dos migrantes. A estratégia apresentada mais adiante nos permite controlar mudanças na composição regional da força de trabalho, mudanças nas características observáveis, nos retornos a esses atributos, efeitos fixos de tempo e efeitos fixos ao nível nacional. Nossa principal hipótese estabelece que, se os migrantes são positivamente selecionados, o choque da induzido pela abertura comercial não exerce impacto ou o efeito sobre eles é menor quando comparado aos nativos. Uma consequência natural disso corresponde ao potencial aumento da desigualdade entre esses grupos. Para avaliar esse resultado, observamos o efeito da abertura sobre a desigualdade salarial entre os grupos.

3.3 Considerações sobre a Liberalização Comercial

Nos anos finais da década de 1980, o Brasil rompeu com aproximadamente 100 anos de bloqueios tarifários excessivamente elevados, que foram empregados como complemento de uma política de industrialização conhecida como substituição de importações. Especificamente, em 1987, o nível de proteção experimentado pela indústria desviava-se substancialmente das tarifas nominais devido a diversidade de restrições não tarifárias, como regimes de importação para vários bens e um ordenamento de regulamentações aduaneiras especiais (DIX-CARNEIRO; KOVAK, 2017). Entre 1988 e 1989, com intuito de reconduzir a política comercial, o governo eliminou algumas redundâncias tarifárias reduzindo tarifas nominais e abolindo regimes exclusivos associados ao comércio. Todavia, tais alterações não exerceram nenhum impacto expressivo sobre o nível de proteção com o qual os produtores brasileiros se defrontavam (KUME, 1990). Enquanto isso, no início da década de 1990, o governo brasileiro removeu efetivamente, de forma inesperada e imediata, a lista de licenças de importação e a maioria

dos regimes aduaneiros especiais remanescentes (CORSEUIL; KUME, 2003). Em um primeiro momento, esses regimes foram compensados por um sistema de tarifas de importação com ordenamento similar de proteção, mensurada pela diferença entre preços internos e externo. Para diminuir os efeitos associados a perda de proteção em alguns indústrias, foram estabelecidos aumentos marginais nas tarifas, todavia essas alterações não causaram mudanças na estrutura de proteção, de sorte que elas deixaram as tarifas de importação como principal instrumento de política comercial.

Figura 3.1 – Tarifas Nominais



Fonte: Kume, Piani e Souza (2003).

A principal fase da liberalização ocorreu entre 1990 e 1995, quando as tarifas começam a declinar lentamente juntamente com a inserção da economia brasileira no Mercosul. As tarifas médias, por exemplo, declinaram de 30,5% para 12,8%, permanecendo praticamente no mesmo patamar nos anos subsequentes. Juntamente com esse declínio expressivo, observou-se uma desproporcionalidade substancial dos cortes tarifários entre os setores, em que alguns, como mineração e agricultura, enfrentaram mudanças inexpressivas, enquanto Têxtil e borracha apresentaram redução acima de 30 pontos percentuais (DIX-CARNEIRO; KOVAK, 2017). Tais resultados podem ser confrontados na Figura 3.1, que dispõe dos dez setores mais afetados pela liberalização do comércio. Durante esse período, as tarifas correspondiam precisamente o nível de proteção com o qual se defrontavam os produtores nacionais do mesmo modo que as mudanças tarifárias refletiam a dimensão completa do choque comercial incidente sobre

cada setor. A esse respeito, [Goldberg e Pavcnik \(2005\)](#) documenta que os cortes tarifários estavam fortemente correlacionados com os níveis de tarifários pré-intervenção, algo em torno de $-0,9$, refletindo a proteção dada a indústria nacional décadas antes da abertura comercial ([KUME; PIANI; SOUZA, 2003](#)).

Sob essa égide, a razão fundamental para uma ampla investigação em torno deste evento, bem como seus potenciais rebatimentos sobre a economia, decorre de sua natureza particularmente exógena. Em outros termos, a maneira como se consolidou a abertura comercial do Brasil apresenta pouca margem para questões relacionadas à economia política, que, de outro modo, poderiam induzir problemas sistemáticos das reduções tarifárias à performance contrafactual da indústria. Caso isso tivesse acontecido, a utilização da variação tarifária para identificação dos potenciais impactos seria inviabilizada.

3.4 Estratégia Empírica

3.4.1 Dados

Para consecução da presente proposta, utilizamos os microdados do Censo Demográfico produzidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Realizado decenalmente desde a década de 1970, o Censo Demográfico fornece um amplo conjunto de informações relevantes sobre o mercado de trabalho tanto ao nível individual quanto para diferentes níveis regionais. Diferentemente da RAIS (Relação Anual de Informações Sociais), cujos dados cobrem apenas o setor formal da economia, os registros do censo também oferecem uma cobertura para o setor informal, desempregados e outros resultados do mercado de trabalho.

Seguindo [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), restringimos nossa amostra para deixar apenas indivíduos em idade ativa, isto é, com idade entre 18 e 64 anos. Em razão das particularidades do setor público, excluimos trabalhadores da administração pública, forças armadas e aqueles sem informações pertinentes sobre o setor de trabalho. Para analisar as condições do mercado de trabalho local, utilizamos a definição de microrregião do IBGE, que integra municípios economicamente contíguos com atributos produtivos e geográficos semelhantes, fornecendo-nos uma noção intuitiva de mercado de trabalho local. Quando oportuno, agrupamos as microrregiões para os quais os limites modificaram-se durante o período observado com o intuito assegurar que realizamos a definição consistente dos mercados de trabalhos locais ao longo do tempo.

As informações disponíveis no censo permitem calcular o salário do trabalhador por hora, que é dado pela quociente entre o salário mensal e a quantidade de horas semanais trabalhadas multiplicado por 4,33. Essa medida fornece uma aproximação para o produto marginal do trabalho. De qualquer maneira, convém destacar que

não encontramos diferenças expressivas em utilizar os rendimentos por hora ou os ganhos mensais como variável dependente. Não obstante, por exemplo, em 1970 e 1980, os dados sobre as horas trabalhadas estão categorizados em faixas, o que inviabiliza computar os rendimentos do trabalho por hora. Em virtude disso, optamos por utilizar os ganhos mensais para obter as tendências pré-liberalização mesmo quando avaliamos os resultados dos ganhos por horas.

Para os censos de 1991, 2000 e 2010, consideramos que o indivíduo trabalha no setor formal se ele possui carteira de trabalho assinada. Essa informação nos concede uma definição precisa do domínio formal, uma vez que é relevante para que o trabalhador receba seguros, auxílios e outros direitos amparados na legislação trabalhista do Brasil. Enquanto isso, para os Censos de 1980 e 1991, a definição de emprego formal é feita de modo alternativo: assumimos que o indivíduo encontra-se no setor formal se ele reporta que contribui para o Sistema Nacional de Previdência Social. Embora não seja a medida ideal, essa variável nos permite computar as trajetórias pré-liberalização dos anos 1980-1991 para os trabalhadores formais. Essa *proxy* parece não trazer problemas aos nossos resultados, tendo em vista que, para o censo de 1991, 95,9% dos indivíduos foram identificados de forma idêntica ao usar qualquer uma das medidas. Todavia, o censo de 1970, útil para captar tendências mais longas, carece de informações no que se refere a formalidade, obrigando-nos a calcular as tendências pré-liberalização para todos os indivíduos empregados.

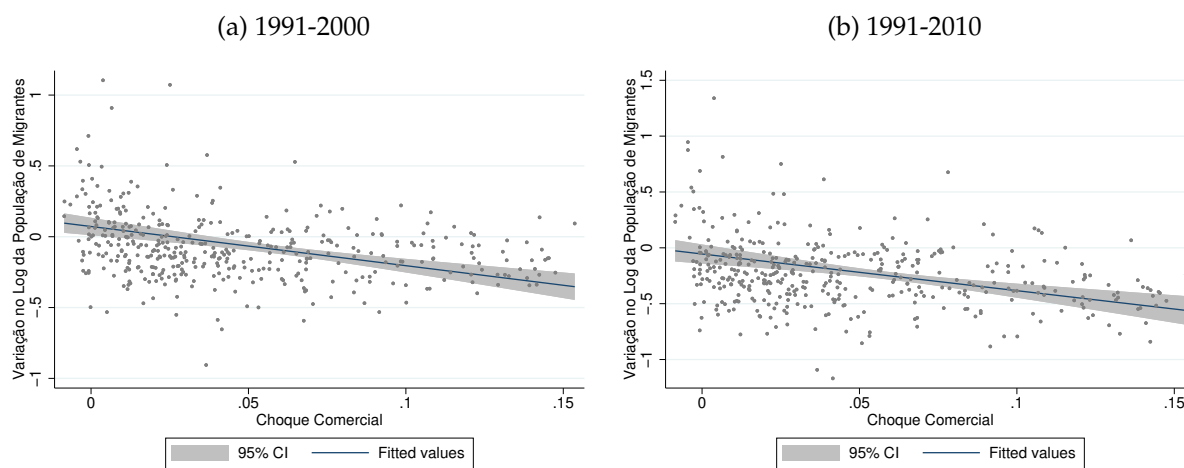
Outro problema relativo aos dados censitários refere-se a definição de emprego, que não é a mesma para cada decênio. Para 1970, a definição de emprego inclui os indivíduos que reportaram trabalhar ou procurar trabalho no ano de realização do censo, não diferenciando os eventos de trabalhar ou procurar emprego. Em 1980, adiciona indivíduos que responderam trabalhar durante o ano de 1979 até o primeiro dia de setembro de 1980. Considerando 1991, incorpora aqueles que declararam trabalhar regularmente ou eventualmente durante o ano anterior até primeiro de setembro de 1991. Nos censos subsequentes, 2000 e 2010, as definições também modificaram de forma considerável. Todavia, mesmo que essas alterações dificultem a interpretação das taxas de emprego computadas, não existe razão para suspeitar que diferenças sistemáticas entre as regiões sejam produtos da mudança no conceito de emprego ([DIX-CARNEIRO; KOVAK, 2017](#)). Portanto, embora estejamos cientes deste problema de medição, nossa forma de mensuração do emprego deve continuar sendo robusta entre as regiões.

Em nossa análise definimos que um indivíduo é migrante se ele reside em um município diferente de sua localização de 5 anos atrás. Por exemplo, no censo de 1991, classificamos o indivíduo como migrante se sua localização em 1986 é diferente de seu município de residência atual (ano de aplicação do censo 1991). Raciocínio análogo é aplicado para caracterizar os migrantes nos censos subsequentes. A definição de migrantes por qualificação segue exatamente a estratégia adotada por [Kovak et al.](#)

(2010): indivíduos com onze ou mais anos de estudo são classificados como *high-skilled*, enquanto indivíduos com dez anos ou menos de anos de estudo são rotulados como *low-skilled*.

Em um exercício inicial, a Figura 3.2 apresenta a correlação entre a variação no logaritmo da população de migrantes e o choque induzido pela liberalização comercial. Conforme pode ser observado, há indícios de um relação negativa entre a variação na população de migrantes e as áreas mais afetadas pelo choque comercial. Ou seja, as microrregiões que enfrentaram maiores declínios tarifários apresentaram reduções expressivas na população de migrantes. Esse padrão é observado tanto no curto prazo (diferença na população de migrantes entre 1991 e 2000) quanto no longo prazo (diferença na população de migrantes entre 1991 e 2010). De toda forma, convém destacar que esses resultados não nos fornecem nenhuma garantia para extrair conclusões. Por enquanto, apenas indicamos a existência de correlação negativa.

Figura 3.2 – Correlação entre o Logartimo da população de Migrantes e o choque comercial



Fonte: Elaboração própria do autor.

Notas - Gráfico 4.1a: coeficiente -2,7, s.e. robusto 0.47 and Estatística-t -5,82. Gráfico 4.1b: coeficiente -3,3, s.e. robusto 0.67 and Estatística-t -4,92.

Para controlar qualquer influência das trajetórias de salários, emprego, mudanças na população de migrantes ou qualquer correlação espúria existente, inserimos variáveis de pré-tendências para controlar os resultados do mercado de trabalho no período anterior ao choque comercial. Essas trajetórias foram computadas usando os microdados da RAIS para controlar variações entre 1986 e 1990, e do censo demográfico para tendências mais longas e ulteriores à 1986. Consistente com a hipótese de que os cortes tarifários do Brasil foram puramente exógenos, esses controles pré-liberalização exercem pouca influência na grande maioria dos nossos resultados.

3.4.2 Método

Para endereçar nossa estratégia de identificação, seguimos a literatura de efeitos regionais do comércio. Comparamos os resultados do mercado de trabalho para migrantes e não migrantes em locais que defrontaram-se com fortes reduções tarifárias com aquelas regiões que enfrentaram menores cortes tarifários. Desse modo, aquelas localidades experimentam maiores reduções na demanda por trabalho quando suas indústrias mais relevantes enfrentam maiores reduções de preços induzidos pela liberalização do comércio (TOPALOVA, 2007), (KOVAK, 2013) e (DIX-CARNEIRO; KOVAK, 2017).

Conforme documentado pela literatura, os choques induzidos pela liberalização comercial deterioraram as condições do mercado de trabalho local, de sorte que as regiões com maiores cortes tarifários apresentaram maiores reduções no emprego e salários *vis-à-vis* às regiões que tiveram menores reduções tarifárias (KOVAK, 2013). Consistentemente, Dix-Carneiro e Kovak (2017) demonstraram que os efeitos induzidos pelo choque comercial cresceram substancialmente após duas décadas. Nossa principal hipótese estabelece que, se os migrantes são mais resilientes aos choques econômicos do que os nativos, a liberalização do comércio apresentou menor impacto (ou nenhum efeito) sobre esses indivíduos. Estes resultados seriam suportados pelas predições do modelo de Autor, Levy e Murnane (2003), que versa sobre as mudanças tecnológicas provocadas pela liberalização comercial (SBTC). Intuitivamente, a Teoria SBTC postula que a abertura comercial aumenta a competição e incentiva as firmas a adquirir novas tecnologias. A modernização da indústria aumenta a demanda por trabalho qualificado, o que atenuaria os efeitos do choque comercial sobre os migrantes, tendo em vista que estes são mais motivados, habilitados, competitivos, entre outros. Outra razão plausível para a ausência de efeito (ou menor impacto) seria consistente com as previsões do modelo de fatores específicos de Kovak et al. (2010), no qual os migrantes se deslocam das regiões mais afetadas em direção as regiões menos afetadas com objetivo de absorver parte dos impactos negativos.

À exemplo de Kovak (2013) e Dix-Carneiro e Kovak (2017), definimos o choque regional de demanda por trabalho causado pela liberalização comercial da seguinte forma:

$$\sum_i \phi_{ri} \hat{P}_i, \quad (3.1)$$

Onde:

$$\phi_{ri} \equiv \frac{\lambda_{ri} \frac{1}{\varphi_i}}{\sum_j \lambda_{rj} \frac{1}{\varphi_j}} \quad (3.2)$$

Em que r corresponde ao índice da região, i o índice da indústria, φ_j representa a participação do fator específico no custo de produção da indústria i e região r , λ_{ri} denota a fração da mão de obra regional alocada inicialmente na indústria comercializável³ i , $\hat{P}_i$ corresponde a mudança de preço induzida pela abertura comercial enfrentada pela indústria i , e a expressão (1) é uma média ponderada dessas mudanças de preços para cada i , atribuindo maiores pesos para as indústrias que possuem maiores participação no emprego inicial regional. Desse modo, mesmo que todas as indústrias se defrontem com o mesmo vetor de preços induzidos pela liberalização, as diferentes composições da indústria regional produzem variação regional nos choques de demanda por trabalho.

O choque causado pela abertura comercial é definido em termos de "*Regional Tariff Reduction*" (RTR), pois emprega apenas a variação de preços induzidas pela liberalização. Posto isso, a expressão (1) reescreve-se como:

$$RTR_r = - \sum_i \phi_{ri} d \ln (1 + \tau_i) \quad (3.3)$$

Onde τ_i representa a tarifa na indústria i e d corresponde a diferença logarítmica entre 1990 e 1995, momento que ocorre a abertura comercial da economia brasileira. O cálculo das mudanças tarifárias, λ_{ri} , ϕ_i e β_{ri} são realizados da mesma forma que [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#)⁴. Note que RTR_r é mais positivo nas regiões que experimentam maiores cortes tarifários, simplificando a interpretação dos resultados apresentados mais adiante, visto que praticamente todas as regiões enfrentaram reduções tarifárias durante a abertura comercial.

O processo de estimação de nossos resultados é decomposto em duas etapas. Na primeira, estimamos os ganhos regionais, que correspondem ao logaritmo dos rendimentos mensais médios para uma determinada região r , controlando pela composição da força de trabalho da mesma região. Para cada $t \in [1970, 1980, 1991, 2000, 2010]$, regredimos a expressão (6).

$$\ln w_{jrit} = \mu_{rt} + \psi_{it} + X_{jt}\gamma_t + \varepsilon_{jrit} \quad (3.4)$$

No qual $\ln w_{jrit}$ denota o logaritmo do salário real do trabalhador j , μ_{rt} absorve os efeitos fixos de região, ψ_{it} capturam os efeitos fixos da indústria, X_{jt} corresponde ao vetor de características individuais (escolaridade, raça, sexo, idade, etc.). Essa equação é estimada separadamente para cada t e trabalhadores migrantes e não-migrantes,

³ Seguindo [Kovak \(2013\)](#), excluimos o setor não comercializável baseado na premissa de que os preços do setor não comercializável é cointegrado com os preços do setor comercializável. Essa suposição é consistente na avaliação de [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#).

⁴ Os autores utilizam os dados de [Kume, Piani e Souza \(2003\)](#) para computar as variações tarifárias, λ_{ri} são estimados usando o Censo de 1991 e ϕ_i é obtido por meio das informações de Contas Nacionais de 1990 produzido pelo IBGE.

permitindo, portanto, que o retorno dos atributos individuais e os efeitos fixos, μ_{rt} e ψ_{it} , mudem no tempo. Ao inferir essas equações para cada t , controlamos mudanças na composição regional dos trabalhadores, garantindo que nossos resultados não sejam influenciados por mudanças na composição do trabalho, mudanças nas características (X_{jt}), ou quaisquer alterações nos retornos às características observáveis, γ_t , que aconteçam em nível nacional. Note-se que as estimações dos efeitos fixos dessas regiões, absorvidos por μ_{rj} , correspondem ao logaritmo dos ganhos salariais para cada ano.

Uma vez estimado os salários regionais médios dos migrantes e não-migrantes, controlados pelos fatores acima mencionados, procedemos com a estimação da segunda etapa. Para observar os resultados do mercado de trabalho nas regiões que defrontaram-se com maiores reduções tarifárias *vis-à-vis* as demais regiões que experimentaram menores declínios tarifários, estimados a seguinte expressão:

$$y_{rt} - y_{r,1991} = \theta_t RT R_r + \alpha_{st} + \kappa(y_{r,1990} - y_{r,1986}) + \varepsilon_{rt} \quad (3.5)$$

A equação (5) é estimada separadamente para cada $t \in [1991, 2000, 2010]$. A variável y_{rt} corresponde a variável de resultado, por exemplo, salários, emprego ou população de migrantes, θ_t capta a resposta da variável de resultado ao choque induzido pela liberalização comercial para cada t , α_{st} absorve os efeitos fixos de estado (podem ser diferente ao longo dos anos) e $(y_{r,1990} - y_{r,1986})$ mensura a tendência pré-liberalização na variável de resultado, calculada conforme [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#). Para controlar pré-tendências mais longas, realizamos as estimativas da expressão (4) usando os dados censitários para as décadas de 1970 e 1980. Lembrando que essa estratégia mensura apenas os efeitos relativos entre as regiões, em conformidade com a literatura que avalia os efeitos regionais do comércio.

De acordo com a equação (5), 1991 denota o ano base para mudanças nas variáveis de resultado. A inclusão dos efeitos fixos de Estado tem por finalidade controlar mudanças políticas específicas de cada ente federado que possam influenciar os resultados das regiões que compõe este mesmo Estado, como salários mínimos estaduais peculiares. Para mitigar a influência de potenciais *counfounders* existentes em pré-tendências, introduzimos uma variável que capta as mudanças pré-liberalização e usamos tendências mais longas como teste de robustez. Como nossas variáveis explicadas são estimativas, corrigimos as regressões de segundo estágio ponderando pelo inverso de seu erro padrão com o propósito de evitar problemas de heterocedasticidade. Adicionalmente, destacamos que os erros padrão também foram clusterizados ao nível de mesorregião afim de controlar quaisquer correlação espacial nos resultados de regiões adjacentes.

Para que θ_t seja estimado consistentemente, admitimos que ε_{rt} não é correlacionado com $RT R_r$, condicionado aos efeitos fixos de Estado e tendências pré-liberalização.

Essa premissa de identificação apenas seria violada em uma condição muito específica: se fosse omitida uma covariada que influenciasse o crescimento de salários ou empregos nas regiões de um Estado e fosse correlacionado com $RT R_r$, porém não fosse absorvido pelas pré-tendências.

3.5 Resultados

Nesta seção, investigamos o impacto da liberalização comercial sobre salários e emprego do mercado de trabalho local, para migrantes e não migrantes, bem como sobre a variação da população de migrantes nas microrregiões. Essa investigação nos permite aprender como os migrantes reagem aos choques econômicos e se utilizam o mecanismo de migração para atenuar os choques negativos. Inicialmente, computamos os rendimentos regionais, que refletem a média logarítmica dos salários em determinada microrregião, controlados pela composição da força de trabalho regional. Para cada ano censitário, projetamos os rendimentos (y_{jrit}) do trabalhador j sobre atributos individuais (idade, gênero, escolaridade, etc) (X_{jt}), efeitos fixos da indústria (φ_{it}) e efeitos fixos regionais (ξ_{rt}):

$$\ln(y_{jrit}) = X_{jt}\gamma_t + \varphi_{it} + \xi_{rt} + \varepsilon_{jirt} \quad (3.6)$$

Estimamos a expressão (6) para cada ano $t \in [1991, 2000, 2010]$, permitindo que os coeficientes obtidos, (γ_t), e os efeitos fixos, (φ_{it}) e (ξ_{rt}), variem ao longo do tempo. Com essa estratégia estamos controlando quaisquer variações no tempo de mudanças na composição regional da força de trabalho e nos retornos à essas características. Essa abordagem, proposta por [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), assegura que as estimações realizadas não são induzidas pelas mudanças nas características dos trabalhadores, discriminação, retornos à educação ou qualquer mudança em nível nacional. A variável dependente utilizada quando avaliamos os salários, consiste na variação do logaritmo do salário regional de 1991 para cada ano subsequente, 2000 e 2010.

A Tabela 3.1 reporta os resultados estimados a partir da expressão (6) para os salários do mercado de trabalho local, relativos ao setor formal. No Painel A observamos os efeitos do choque comercial sobre os migrantes, enquanto no Painel B examinamos os efeitos da liberalização comercial sobre os não migrantes (nativos). Para ambos os grupos, todos os coeficientes estimados são negativos, sinalizando que as regiões que enfrentaram maiores reduções tarifárias apresentaram maiores declínios relativos nos rendimentos. Analisando o Painel A, as colunas de (1) à (3) apresentam a variação nos rendimentos do mercado de trabalho local de 1991 à 2000, enquanto as colunas de (4) à (6) examinam as mudanças de 1991 à 2010, permitindo-nos avaliar os efeitos de longo prazo. As colunas (2) e (4) adicionam efeitos fixos ao nível de Estado, e as colunas (3) e

Tabela 3.1 – Variação salarial regional dos migrantes e não migrante após o choque comercial

Log do Salário Formal	1991-2000			1991-2010		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A: Migrante						
Redução Regional de Tarifa ($RT R_r$)	0.810 (0.911)	-0.042 (0.121)	-0.007 (0.118)	-0.861* (0.493)	-0.378* (0.194)	-0.338* (0.186)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			-0.111** (0.053)			-0.128** (0.061)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	474	474	474	474	474	474
R ²	0.048	0.788	0.790	0.071	0.583	0.587
Painel B: Não Migrante						
Redução Regional de Tarifa ($RT R_r$)	-0.459 (0.340)	-0.350*** (0.121)	-0.319*** (0.117)	-1.489*** (0.575)	-0.985*** (0.198)	-0.952*** (0.185)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			-0.087 (0.056)			-0.093 (0.077)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	475	475	475	475	475	475
R ²	0.040	0.584	0.587	0.172	0.727	0.728

Notas: Coeficientes negativos (positivos) indicam maiores declínios (aumentos) nos rendimentos do trabalho de regiões que experimentaram maiores cortes tarifários. No painel A e Painel B tivemos, respectivamente, 474 e 475 microrregiões. Os salários regionais foram computados controlando por idade, sexo, educação e setor de trabalho. Adicionalmente, enfatizamos que as estimativas dos Painéis foram ponderadas pelo inverso do erro padrão ao quadrado da variação estimada no logaritmo dos rendimentos formais. Para controlar pré-tendências existentes, incluímos a variável de Tendência Pré-Liberalização calculada para 1986-1990, conforme [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#). Finalmente, ajustamos os erros padrão (entre parênteses) para 112 clusters de mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

(6) inserem controles de pré-tendências, que correspondem as variações salariais de 1986 à 1990, obtidas seguindo [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#). Os resultados encontrados na coluna (3) do Painel A, indicam que os migrantes não foram afetados pelo choque induzido pela abertura comercial. Embora o efeito seja negativo, ele não é significativo do ponto de vista estatístico. Por outro lado, quando observamos o choque sobre os nativos, descobrimos que as regiões que enfrentaram cortes tarifários de 10% pontos percentuais a mais *vis-à-vis* outras regiões tiveram um declínio de -3,19% pontos percentuais nos salários formais de 1991 à 2000. Esses achados são similares as estimativas de [Kovak \(2013\)](#), (-0, 439), no qual não restringiu a amostra para trabalhadores empregados, e [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), (-0, 529), que estimou usando dados da RAIS - Relação Anual de Informações Sociais. Quando analisamos a coluna (6), encontramos que o impacto do choque comercial é negativo sobre os migrantes, mas significativo apenas ao nível de 10%; enquanto isso, variação salarial dos não migrantes declina substancialmente, cuja diferença chega a ser três vezes maior após duas décadas. Em resumo, essas descobertas

sinalizam que o choque induzido pela abertura comercial não apresentou impacto negativamente significativo sobre os rendimentos médios dos migrantes, constituindo uma evidência favorável a hipótese de que esses indivíduos são mais resilientes aos choques econômicos do que os nativos.

Tabela 3.2 – Variação no emprego formal regional para os migrantes e não migrantes após o choque comercial

Log da Mundaça no Emprego Formal	1991-2000			1991-2010		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A: Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-2.107** (0.872)	-1.313*** (0.424)	-1.125*** (0.401)	-4.624*** (1.101)	-3.868*** (0.647)	-3.731*** (0.629)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			0.220*** (0.054)			0.175*** (0.061)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	474	474	474	474	474	474
R ²	0.113	0.474	0.496	0.245	0.515	0.522
Painel B: Não Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-2.571*** (0.492)	-1.811*** (0.292)	-1.655*** (0.264)	-3.866*** (0.458)	-2.732*** (0.458)	-2.558*** (0.426)
Tendência Pré-Liberalização (86-90)			0.241** (0.094)			0.282** (0.132)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	475	475	475	475	475	475
R ²	0.324	0.620	0.636	0.301	0.620	0.630

Notas: Coeficientes negativos (positivos) indicam maiores declínios (aumentos) nos empregos formais das regiões que experimentaram maiores cortes tarifários. No painel A e Painel B tivemos, respectivamente, 474 e 475 microrregiões. Adicionalmente, enfatizamos que as estimativas dos Painéis foram ponderadas pelo inverso do erro padrão ao quadrado da variação estimada no logaritmo dos empregos formais. São incluídas variáveis que controlam as Pré-Tendências para as décadas de 1980–1991 e 1970–1980, conforme [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#). Finalmente, ajustamos os erros padrão (entre parênteses) para 112 clusters de mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

A Tabela 3.2 apresenta os resultados para o logaritmo do emprego formal. Comparando a variação no emprego formal para migrantes e nativos, coluna (3) dos Painéis A e B, identificamos que os migrantes são negativamente afetados pelo choque comercial (−1.125), porém a magnitude do efeito é menor quando comparado aos nativos (−1.655). No entanto, duas décadas depois, coluna (6), o efeito da abertura comercial se torna mais forte sobre os migrantes, chegando a um declínio proporcional de −37,31% no emprego formal daquelas regiões que tiveram uma redução de 10% pontos percentuais nas tarifas de importação. Segundo [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), existem dois canais pelos quais o emprego formal pode declinar em regiões que experimentaram maiores cortes tarifários. O primeiro canal diz respeito a possibilidade dos trabalhadores do setor formal migrarem para as regiões menos afetadas pelo choque. Em segundo, os

indivíduos podem transitar de um emprego formal para o setor informal da economia. Os resultados apresentados pelos autores evidenciam que a população em idade ativa não respondeu ao choque comercial, o que exclui, em tese, o mecanismo de migração inter-regional. Porém, os autores observam esses resultados para a população em idade ativa de modo geral sem diferenciar entre indivíduos migrantes e não migrantes, constituindo um potencial equívoco, pois não necessariamente o comportamento dos nativos serão iguais aos dos migrantes.

Tabela 3.3 – Variação na população de migrantes após o choque comercial

Log da Mundaça na População Migrante	1991-2000			1991-2010		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Redução Regional de Tarifa ($RT R_r$)	-0,490 (0,519)	-0,170 (0,342)	-0,434 (0,337)	-1,050 (0,691)	-0,784* (0,439)	-1,017*** (0,373)
Tendência Pré-Liberalização (70-80)			0,082* (0,049)			0,083* (0,046)
Tendência Pré-Liberalização (80-91)			0,091* (0,053)			0,127** (0,061)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	405	405	405	405	405	405
R ²	0,016	0,313	0,363	0,037	0,345	0,392

Notas: Coeficientes estimados negativos (positivos) para $RT R_r$ indicam maiores reduções (aumentos) na população de migrantes em regiões que experimentaram maiores reduções tarifárias. Esses resultados foram calculados usando dados do Censo. Na amostra constam 405 observações de microrregiões. As estimativas foram ajustadas pelo inverso do erro padrão ao quadrado da estimativa. São incluídas variáveis que controlam as Pré-Tendências para as décadas de 1980–1991 e 1970–1980. Finalmente, os Erros padrão (entre parênteses) foram ajustados para clusters de 90 mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Diferentemente de [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), as evidências contidas na Tabela 3.3 não descartam o mecanismo de migração entre regiões, tendo em vista que a população de migrantes respondeu negativamente a liberalização comercial. Utilizamos os dados do Censo para medir a população de migrantes em idade ativa, restringimos a amostra para indivíduos empregados, inclusive fora do setor formal, e controlamos as pré-tendências populacionais de 1970–1980 e 1980–1991. Nossos resultados sugerem que, no primeiro momento, a população de migrantes não respondeu às variações nas tarifas de importações, coluna (3). Isso pode ser explicado pelo fato de que no curto prazo o choque comercial impacta de forma inexpressiva sobre esses indivíduos. Entretanto, quando observamos o impacto no longo prazo, descobrimos que a população de migrantes declina substancialmente nas regiões mais afetadas pela liberalização comercial. De acordo com a coluna (6), as regiões que enfrentaram uma redução tarifária de 10% pontos percentuais tiveram uma redução de -10,17% pontos percentuais na população de migrantes. Essas evidências sinalizam que os migrantes saíram das regiões mais

expostas em direção aos locais menos afetados pelo choque comercial. Tais resultados nos permitem compreender o motivo pelo qual a variação de emprego dos migrantes é maior do que dos nativos no longo prazo.

Para examinar se os migrantes transitam para o setor informal, as Tabelas 3.4 e 3.5 exibem os resultados do choque comercial sobre emprego e salário do setor informal, respectivamente. Comparando os resultados dos Painéis A e B da Tabela 3.4, coluna (3), observamos que o emprego informal aumentou significativamente para os nativos, de sorte que as regiões que experimentaram uma redução de 10% pontos percentuais nas tarifas tiveram um aumento de 21,45% no emprego informal. Não obstante, o mesmo não ocorre com os migrantes: embora o coeficiente estimado seja positivo, este não é estatisticamente significativo. Quando examinamos o impacto duas décadas depois, constatamos a persistência do aumento da informalidade para os não migrantes. Todavia, não encontramos evidências significativas para os migrantes. Assim, nossas estimações sugerem que apenas os nativos terminam perdendo o emprego formal e transitando para o setor informal. Por outro lado, em vez de mover-se para o setor informal da economia nas áreas mais afetadas, os migrantes parecem sair em direção para as regiões menos afetadas pelo choque comercial.

Tabela 3.4 – Variação no emprego informal dos migrantes e não migrante após o choque comercial

Log da Mundaça no Emprego Informal	1991-2000			1991-2010		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A: Migrante						
Redução Regional de Tarifa ($RT R_r$)	1.195*** (0.324)	0.980** (0.466)	0.861 (0.749)	0.280 (0.340)	0.194 (0.471)	-0.218 (0.654)
Tendência Pré-Liberalização, (80-91)		-0.020 (0.054)	-0.013 (0.081)		0.056 (0.043)	0.083 (0.070)
Tendência Pré-Liberalização, (70-80)			0.018 (0.074)			0.060 (0.063)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓	✓		✓
Observações	403	403	403	403	403	403
R ²	0.070	0.215	0.216	0.002	0.265	0.279
Painel B: Não Migrante						
Redução Regional de Tarifa ($RT R_r$)	1.838*** (0.268)	2.040*** (0.279)	2.145*** (0.248)	1.688*** (0.345)	2.346*** (0.353)	2.579*** (0.275)
Tendência Pré-Liberalização, (80-91)		0.131* (0.067)	0.119** (0.056)		0.202** (0.093)	0.176*** (0.068)
Tendência Pré-Liberalização, (70-80)			0.042*** (0.015)			0.097*** (0.019)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	405	405	405	405	405	405
R ²	0.382	0.648	0.665	0.160	0.574	0.623

Notas: Coeficientes estimados negativos (positivos) para $RT R_r$ indicam maiores aumentos (aumentos) nos empregos informais em regiões que tiveram maiores reduções tarifárias. Os resultados foram computados com base nos dados do Censo. A amostra contém 405 observações de microrregiões. Os ganhos regionais são calculados controlando por características individuais como idade, sexo, educação e setor de trabalho, efeitos fixos ao nível de indústria, entre outros. A matriz de covariância é ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da estimativa da variável dependente. São incluídas variáveis que controlam as Pré-Tendências para as décadas de 1980–1991 e 1970–1980. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 clusters de mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

A Tabela 3.5 dispõe de um exercício similar para os rendimentos regionais do setor informal. Para os não migrantes não encontramos relação significativa entre os rendimentos do setor informal e as reduções tarifárias regionais. Segundo [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), isso pode ser resultado da substituição de consumo para produtos de menor qualidade e preços mais baixos, que são causados pela redução da renda nas áreas mais afetadas, e termina compensando as quedas salariais dos trabalhadores informais. Por outro lado, no longo prazo, coluna (6), descobrimos que os salários dos migrantes do setor informal respondem positivamente a liberalização comercial. Neste caso, possivelmente observamos o efeito inverso em relação aos nativos: a redução da renda dos migrantes podem ter sido menor do que a redução de preços das regiões mais afetadas, isto é, os preços diminuem mais do que a renda dos migrantes nas regiões

mais expostas gerando, portanto, o efeito positivo observado.

Até aqui, apresentamos o efeito médio da abertura comercial do Brasil sobre as condições locais dos nativos e migrantes. Complementando a análise de [Kovak et al. \(2010\)](#), os próximos exercícios exploram a heterogeneidade dos resultados, observando o impacto abertura comercial segundo as habilidades dos indivíduos, *low-skilled* ou *high-skilled*. Ressalte-se que os coeficientes estimados seguem as interpretações anteriores.

Tabela 3.5 – Variação no salário informal dos migrantes e não migrante após o choque comercial

Log do Salário Informal	1991-2000			1991-2010		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A: Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-0.129 (0.325)	0.159 (0.136)	0.147 (0.135)	-0.106 (0.504)	0.541*** (0.195)	0.534*** (0.197)
Tendência Pré-Liberalização, (80-91)		-0.186*** (0.041)	-0.213*** (0.044)		-0.257*** (0.062)	-0.277*** (0.064)
Tendência Pré-Liberalização, (70-80)			-0.096** (0.049)			-0.070 (0.068)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	405	405	405	405	405	405
R ²	0.003	0.648	0.653	0.001	0.620	0.622
Painel B: Não Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-0.028 (0.396)	-0.060 (0.167)	-0.081 (0.165)	0.123 (0.630)	0.326 (0.268)	0.297 (0.265)
Tendência Pré-Liberalização, (80-91)		-0.194*** (0.050)	-0.199*** (0.050)		-0.296*** (0.088)	-0.304*** (0.086)
Tendência Pré-Liberalização, (70-80)			-0.042 (0.058)			-0.062 (0.093)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	405	405	405	405	405	405
R ²	0.000	0.667	0.668	0.001	0.687	0.688

Notas: Coeficientes estimados negativos (positivos) para RTR_r indicam maiores declínios (aumentos) nos empregos informais em regiões que tiveram maiores reduções tarifárias. Os resultados foram computados com base nos dados do Censo. A amostra contém 405 observações de microrregiões. Os ganhos regionais são calculados controlando por características individuais como idade, sexo, educação e setor de trabalho, efeitos fixos ao nível de indústria, entre outros. A matriz de covariância é ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da estimativa da variável dependente. São incluídas variáveis que controlam as Pré-Tendências para as décadas de 1980–1991 e 1970–1980. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 clusters de mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Tabela 3.6 – Variação nos salários dos migrantes e não migrante *low-skilled* após o choque comercial

Log do Salário Formal (<i>low-skilled</i>)	(1)	1991-2000 (2)	(3)	(4)	1991-2010 (5)	(6)
Painel A: Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-0.467 (0.324)	-0.305** (0.139)	-0.274** (0.134)	-1.432*** (0.548)	-0.888*** (0.268)	-0.850*** (0.257)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			-0.103 (0.064)			-0.123* (0.073)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	470	470	470	470	470	470
R ²	0.036	0.431	0.436	0.165	0.571	0.575
Painel B: Não Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-0.634* (0.368)	-0.529*** (0.130)	-0.491*** (0.125)	-1.882*** (0.598)	-1.360*** (0.224)	-1.326*** (0.212)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			-0.106* (0.059)			-0.095 (0.079)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	475	475	475	475	475	475
R ²	0.069	0.569	0.574	0.247	0.733	0.734

Notas: Coeficientes estimados negativos (positivos) para RTR_r indicam maiores declínios (aumentos) nos salários formais em regiões que tiveram maiores reduções tarifárias. Os resultados foram computados com base nos dados do Censo. A amostra contém 405 observações de microrregiões. Os ganhos regionais são calculados controlando por características individuais como idade, sexo, educação e setor de trabalho, efeitos fixos ao nível de indústria, entre outros. A matriz de covariância é ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da estimativa da variável dependente. São incluídas variáveis que controlam as Pré-Tendências para as décadas de 1980–1991 e 1970–1980. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 clusters de mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

As Tabelas 3.6 e 3.7 reportam as estimativas do impacto da abertura comercial sobre os salários dos indivíduos *low-skilled* e *high-skilled*, respectivamente. Em primeiro lugar, enfatizamos que, independentemente da habilidade, nossos resultados sugerem que os migrantes são mais resilientes a liberalização comercial do que os nativos, uma vez que o declínio salarial é consideravelmente menor. Enquanto os salários dos nativos declinam aproximadamente -6,82% (para regiões que enfrentaram uma redução tarifária de 10% pontos percentuais), não encontramos impacto significativo sobre os rendimentos dos migrantes *high-skill*. Adicionalmente, comparando os migrantes *high-skilled* com os migrantes *low-skilled*, observamos que os trabalhadores menos qualificados apresentam as maiores quedas salariais. Esse resultado pode ser influenciado pela modernização tecnológica provocado pela liberalização do comércio, no qual modifica a composição de habilidades exigidas em uma determinada ocupação, permutando a força física do trabalho pelas atividades intensivas em capacidade cognitiva (AUTOR; LEVY; MURNANE, 2003). Ou ainda, essa diferença sugere que os trabalhadores pouco

qualificados respondem menos aos choques locais, não em razão de diferenças importantes na mobilidade regional, mas porque eles enfrentam choques distintos ou porque têm custos maiores de mudança de setores do que trabalhadores altamente qualificados. Estas distinções são fundamentais para determinar quais políticas serão mais eficazes para atenuar as disparidades regionais no desemprego entre os trabalhadores pouco qualificados (BORUSYAK; DIX-CARNEIRO; KOVAK, 2022).

Tabela 3.7 – Variação nos salários dos migrantes e não migrante *high-skilled* após o choque comercial

Log do Salário Formal (<i>high-skilled</i>)	1991-2000			1991-2010		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A: Migrante						
Redução Regional de Tarifa ($RT R_r$)	0.430** (0.192)	0.237 (0.154)	0.274* (0.161)	0.139 (0.354)	0.193 (0.318)	0.227 (0.322)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			-0.109 (0.132)			-0.134 (0.121)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	464	464	464	464	464	464
R ²	0.018	0.180	0.183	0.000	0.139	0.142
Painel B: Não Migrante						
Redução Regional de Tarifa ($RT R_r$)	-0.106 (0.259)	-0.467** (0.217)	-0.472** (0.219)	-0.704** (0.351)	-0.675** (0.270)	-0.682** (0.270)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			0.031 (0.071)			0.049 (0.075)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	474	474	474	474	474	474
R ²	0.000	0.229	0.229	0.018	0.316	0.317

Notas: Coeficientes estimados negativos (positivos) para $RT R_r$ indicam maiores declínios (aumentos) nos salários formais em regiões que tiveram maiores reduções tarifárias. Os resultados foram computados com base nos dados do Censo. A amostra contém 405 observações de microrregiões. Os ganhos regionais são calculados controlando por características individuais como idade, sexo, educação e setor de trabalho, efeitos fixos ao nível de indústria, entre outros. A matriz de covariância é ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da estimativa da variável dependente. São incluídas variáveis que controlam as Pré-Tendências para as décadas de 1980–1991 e 1970–1980. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 clusters de mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Anteriormente (Tabela 3.2), as evidências mostraram que, na média, os migrantes tiveram maiores reduções no emprego formal do que os nativos após o choque comercial. Com os resultados estimados por habilidade, dispostos na Tabela 3.8, descobrimos que os trabalhadores migrantes *low-skilled* foram mais impactados pelo choque comercial do que os nativos *low-skilled*. O impacto sobre esses indivíduos é praticamente o dobro. Ou seja, os migrantes *low-skilled* tiveram um declínio substancial de -59,48% no emprego

formal nas regiões que enfrentaram reduções tarifárias de 10% pontos percentuais, após duas décadas. Assim, é provável que o resultado obtido para a média esteja sendo influenciado pelos migrantes *low-skilled*, tendo em vista que estes apresentaram as maiores reduções no emprego formal.

Tabela 3.8 – Variação no emprego formal (*low-skilled*) para os migrantes após o choque comercial

Log da Mundaça no Emprego Formal (<i>low-skilled</i>)	1991-2000			1991-2010		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A: Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-3.199*** (1.017)	-2.410*** (0.467)	-2.255*** (0.451)	-6.606*** (1.259)	-6.075*** (0.815)	-5.948*** (0.799)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			0.184*** (0.063)			0.165** (0.070)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	470	470	470	470	470	470
R ²	0.183	0.548	0.559	0.326	0.562	0.567
Painel B: Não Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-3.108*** (0.621)	-2.246*** (0.326)	-2.104*** (0.301)	-4.415*** (0.407)	-3.119*** (0.407)	-2.987*** (0.399)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			0.226** (0.088)			0.231** (0.097)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	475	475	475	475	475	475
R ²	0.345	0.650	0.662	0.338	0.628	0.635

Notas: Coeficientes estimados negativos (positivos) para RTR_r indicam maiores declínios (aumentos) nos empregos formais em regiões que tiveram maiores reduções tarifárias. Os resultados foram computados com base nos dados do Censo. A matriz de covariância é ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da estimativa da variável dependente. Incluímos uma covariada que controla a tendência do emprego no período antes da liberalização. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para clusters de mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Avaliando a variação no emprego formal dos trabalhadores *high-skilled*, encontramos a inexistência de impacto do choque comercial sobre os migrantes no primeiro momento, coluna (3). Após duas décadas, o efeito torna-se negativo e significativo, -31,18%, mas expressivamente menor do que o impacto sobre os não migrantes, -64,09%.

A Tabela 3.10, por sua vez, avalia a variação da população de migrantes, *low-skilled* e *high-skilled*, causado pela liberalização do comércio. Inicialmente, coluna (3), observamos que a população de migrantes *low-skilled* declina -11,01% pontos percentuais nas regiões mais afetadas pela abertura comercial. Em contraste, não encontramos impacto sobre a população de migrantes *high-skilled*. No longo prazo, coluna (6), a redução da população de trabalhadores pouco qualificados se intensifica, chegando a -27,72%. No mesmo período, também evidenciamos uma variação negativa na população de migrantes altamente qualificados, entretanto o efeito é consideravelmente

menor. Esses achados são consistentes com o mecanismo de migração inter-regional. Os migrantes, especialmente aqueles com baixa qualificação, buscam regiões menos expostas ao choque comercial com objetivo de atenuar os impactos negativos induzidos pela liberalização do comércio.

Em um exercício final, a Tabela 3.11 reporta como o choque comercial afetou a desigualdade salarial e a diferença de emprego entre migrantes e nativos. Dado que os rendimentos dos migrantes são menos afetados do que os nativos, esperamos que o choque comercial aumente a desigualdade salarial. As evidências dispostas no Painel A, confirmam nossa hipótese: o *gap* salarial entre migrantes nativos regiões aumentou em 5,49% pontos percentuais nas regiões que enfrentaram uma redução de 10% pontos percentuais nas tarifas de importação. Por outro lado, no Painel B, observamos que a diferença de emprego entre migrantes e nativos diminuem nas regiões mais afetadas após duas décadas, o que é esperado uma vez que os migrantes se deslocam para as regiões menos expostas a liberalização comercial.

Tabela 3.9 – Variação no emprego formal (*high-skilled*) para os migrantes após o choque comercial

Log da Mundaça no Emprego Formal (<i>high-skilled</i>)	(1)	1991-2000 (2)	(3)	(4)	1991-2010 (5)	(6)
Painel A: Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-0.423 (0.481)	-0.175 (0.406)	0.072 (0.371)	-3.462*** (0.600)	-3.268*** (0.529)	-3.118*** (0.502)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			0.297*** (0.063)			0.205*** (0.077)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	467	467	467	467	467	467
R ²	0.005	0.236	0.280	0.174	0.375	0.385
Painel B: Não Migrante						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	-4.160*** (0.696)	-3.860*** (0.364)	-3.555*** (0.265)	-7.472*** (0.597)	-6.803*** (0.597)	-6.409*** (0.447)
Tendência Pré-Liberalização, (86-90)			0.470** (0.227)			0.631* (0.337)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	475	475	475	475	475	475
R ²	0.437	0.652	0.677	0.521	0.690	0.707

Notas: Coeficientes estimados negativos (positivos) para RTR_r indicam maiores declínios (aumentos) nos empregos formais em regiões que tiveram maiores reduções tarifárias. Os resultados foram computados com base nos dados do Censo. A matriz de covariância é ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da estimativa da variável dependente. Incluímos uma covariada que controla a tendência do emprego no período antes da liberalização. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para clusters de mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Tabela 3.10 – Variação na população de migrantes após o choque comercial, segundo as habilidades

Log da Mundaça na População de Migrantes	1991-2000			1991-2010		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A: Migrante (<i>low-skilled</i>)						
Redução Regional de Tarifa (RTC)	-1,264** (0,574)	-0,888** (0,368)	-1,101*** (0,378)	-2,899*** (0,724)	-2,590*** (0,484)	-2,772*** (0,417)
Tendencia Pre Abertura 70-80			0,073 (0,055)			0,065 (0,050)
Tendencia Pre Abertura 80-91			0,088 (0,059)			0,128* (0,066)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	405	405	405	405	405	405
R ²	0,081	0,394	0,429	0,201	0,447	0,480
Painel B: Migrante (<i>high-skilled</i>)						
Redução Regional de Tarifa (RTC)	-0,321 (0,334)	-0,209 (0,367)	0,327 (0,375)	-2,191*** (0,462)	-2,079*** (0,463)	-1,348*** (0,476)
Tendencia Pre Abertura 70-80			0,045 (0,031)			0,068* (0,035)
Tendencia Pre Abertura 80-91			0,102* (0,054)			0,146** (0,061)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	367	367	367	367	367	367
R ²	0,005	0,247	0,294	0,118	0,373	0,418

Notas: Coeficientes estimados negativos (positivos) para $RT R_r$ indicam maiores declínios (aumentos) na população de migrantes em regiões que enfrentaram maiores reduções tarifárias. Os resultados foram computados com base nos dados do Censo. A matriz de covariância é ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da estimativa da variável dependente. Incluímos uma covariada que controla a tendência do emprego no período antes da liberalização. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para clusters de mesorregiões. *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Tabela 3.11 – Gap salarial entre migrante e não migrante após o choque comercial

	1991-2000			1991-2010		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Painel A: Salário Formal						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	0,350*** (0,109)	0,478*** (0,087)	0,474*** (0,085)	0,431*** (0,147)	0,549*** (0,105)	0,549*** (0,101)
Tendencia Pré-Liberalização, (86-90)			0,013 (0,031)			0,001 (0,036)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	475	475	475	475	475	475
R ²	0,074	0,256	0,256	0,078	0,313	0,313
Painel B: Emprego Formal						
Redução Regional de Tarifa (RTR_r)	0,719 (0,692)	0,640** (0,302)	0,632** (0,302)	-0,332 (0,783)	-0,943** (0,468)	-1,012** (0,480)
Tendencia Pré-Liberalização, (86-90)			-0,010 (0,049)			-0,100* (0,058)
Efeitos-fixos de Estado		✓	✓		✓	✓
Observações	474	474	474	474	474	474
R ²	0,023	0,450	0,450	0,003	0,346	0,350

Notas: Coeficientes negativos (positivos) indicam maiores declínios (aumentos) no gap salarial (ou empregado, Painel B) entre migrantes e nativos nas regiões que experimentaram maiores cortes tarifários. Adicionalmente, enfatizamos que as estimativas dos Painéis foram ponderadas pelo inverso do erro padrão ao quadrado da variação estimada da variável dependente. Incluímos a variável de Tendência Pré-Liberalização calculadas para 1986-1990, conforme [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#). Finalmente, ajustamos os erros padrão (entre parênteses) para clusters de mesorregiões. Notas: *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Em conjunto, os resultados apresentados confirmam as evidências iniciais de [Kovak et al. \(2010\)](#), mas contrapõe [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#) no que tange ao mecanismo de migração da força de trabalho. Nossas estimativas indicam que os migrantes utilizam esse mecanismo para atenuar as variações negativas de salários e emprego, migrando das regiões mais impactadas em direção as regiões menos afetadas pelo choque comercial. Certamente, como a população de migrantes não constitui a maioria da população em geral, a migração da mão de obra não é suficiente para equalizar os rendimentos entre as regiões. Como consequência, as diferenças salariais entre as regiões que enfrentam maiores cortes tarifários *vis-à-vis* as demais regiões que enfrentam menores reduções tarifárias continuam aumentando mesmo após duas décadas do choque induzido pela liberalização comercial. Quando comparamos o efeito sobre os migrantes *high-skilled* e *low-skilled*, identificamos que estes últimos são mais afetados pelo choque comercial. Em virtude disso, a liberalização do comércio acentua a migração de trabalhadores pouco qualificados. Isso ocorre por que os mais qualificados se beneficiam da mudança tecnológica induzida pela abertura comercial, no qual ocorre a substituição dos trabalhos intensos em força física pelas ocupações intensas em capa-

cidade cognitiva (AUTOR; LEVY; MURNANE, 2003). Além disso, evidenciamos que os migrantes são mais resilientes aos choques econômicos do que os nativos, mesmo quando comparamos migrantes e nativos pouco qualificados. Por fim, constatamos que a desigualdade salarial entre migrantes e nativos se torna maior após o choque comercial, o que é esperado pelos argumentos já referidos.

3.6 Robustness

Para garantir a validade dos nossos resultados, empregamos medidas alternativas de reduções tarifárias, (RTR_r), especificações e observamos se potenciais *confounders*, relativos à outros choques atuantes sobre o mercado de trabalho do Brasil, influenciaram esses achados.

No Apêndice A, encontram-se as tabelas referentes aos testes de robustez para os resultados do mercado de trabalho de migrantes e nativos. À exemplo de Dix-Carneiro e Kovak (2017), o impacto crescente sobre os rendimentos são consistentes para medidas alternativas do choque comercial (RTR_r), controles de pré-tendências mais longos e formas de ponderação. Incluímos trajetórias dos rendimentos para períodos mais longos, (1970–1980) e (1980–1991), usando os dados do Censo demográfico. Além das referidas tendências, inserimos a trajetória de pré-liberalização computada a partir do dados da RAIS, (1986-1990). Em relação as medidas alternativas do choque comercial, utilizamos: (a) pesos da indústria, λ_{ri} , considerando apenas o emprego formal; (b) taxas efetivas de proteção, que mensuram os impactos das tarifas sobre insumos e produtos para cada setor industrial; (c) zero variação de preço para o setor de bens não comercializáveis.

Mesmo que nossas estimativas sejam consistentes para as mudanças supramencionadas, é possível que potenciais *confounders* estejam influenciando os resultados crescentes da liberalização do comércio. Todavia, essa premissa apenas seria válida se os fatores de confusão afetassem indústrias e/ou regiões de forma similar à liberalização e deveria ocorrer permanentemente ao longo do tempo ou com relativa frequência. Embora essas condições sejam implausíveis, no apêndice A, Tabelas B5 e B6, evidenciamos que outros choques econômicos pós-liberalização não modificaram de forma substancial nossos resultados.

Após 1995 as mudanças de tarifas foram particularmente modestas. Em todo caso, computamos as alterações tarifárias como em (3), empregamos as diferenças de tarifas entre 1995 e cada $t > 1995$ e inserimos essas medidas como controles adicionais ao RTR_r . Conforme pode ser observado, nossos resultados mantiveram-se consistentes. Outro potencial fator de confusão está relacionado com as desvalorizações cambiais ocorridas entre 1999 e 2002. A correlação entre as desvalorizações cambiais e as reduções tarifárias seriam plausíveis se as mudanças cambiais afetassem os setores de forma heterogênea. Seguindo Dix-Carneiro e Kovak (2017), tomamos as taxas de câmbio reais

relativas da indústria ponderadas pelas importações (ou exportações) das taxas de câmbio reais entre o Brasil e os países a qual comercializa. Usando a expressão (3), computamos as mudanças em logaritmo da taxa de câmbio real de 1990 até $t > 1995$. Novamente, não encontramos mudanças substanciais em nossas descobertas.

3.7 Considerações Finais

Neste ensaio, documentamos o efeito da abertura comercial sobre migrantes e não migrantes (nativos) para diferentes níveis de qualificação, *high-skilled* e *low-skilled*. Usando o modelo fatores específicos de economias regionais proposto por Kovak et al. (2010) e Dix-Carneiro e Kovak (2017), descobrimos que a liberalização do comércio afeta os rendimentos e o emprego dos migrantes e nativos de forma diferente. Contrapondo a evidência de Dix-Carneiro e Kovak (2017), identificamos que os migrantes, *high-skilled* e *low-skilled*, utilizam o mecanismo da migração entre regiões para atenuar as variações negativas de salários e emprego causados pelo choque comercial. Como a população de migrantes não constitui a maioria da população geral, a migração desses indivíduos não conduz à equalização dos rendimentos entre as regiões, o que justifica o crescimento das divergências regionais mesmo duas décadas depois da liberalização do comércio. Essa padrão se mantém consistente e não é influenciado por trajetórias pré-existentes.

Nossos resultados complementam as evidências iniciais Kovak et al. (2010). A liberalização provoca mudanças no padrão de migração entre as regiões, induzindo o movimento de trabalhadores migrantes pouco qualificados em direção as regiões menos afetadas pelo choque comercial. Isso acontece porque aqueles indivíduos são mais impactados que os migrantes altamente qualificados, sendo estes beneficiados pela modernização tecnológica provocada pela abertura comercial. Adicionalmente, constatamos que os migrantes são mais resilientes aos choques econômicos do que os nativos, uma vez que são menos afetados pelo choque comercial, mesmo quando consideramos os migrantes *low-skilled*.

As evidências deste estudo apresentam encadeamentos relevantes ao associar as alterações da política comercial aos desafios das políticas locais que envolvem a migração. Os gestores das políticas nacionais e locais podem agir conjuntamente e utilizar as lições aqui apresentadas para avaliar as áreas com maior incidência de migrantes e formular políticas a fim de responder aos movimentos migratórios durante a dinâmica de ajuste. Sob uma perspectiva mais ampla, os resultados da migração podem constituir um canal pelo qual o país pode se beneficiar dos ganhos de produção induzidos pelo choque comercial. Todavia, essas externalidades positivas apenas ocorrem através da realocação de fatores e, no caso do Brasil, que possui diferenças expressivas na composição do trabalho entre as regiões, uma realocação industrial em alta dimensão requer que os trabalhadores se desloquem de uma região do país para outra.

4 Inclusão Digital Financeira: um caminho para redução da pobreza?

4.1 Introdução

Em 2015, diversos países se uniram na adoção da Agenda 2030 das Nações Unidas para o Desenvolvimento Sustentável. Esse novo plano incluiu um conjunto de metas específicas para promover o Desenvolvimento Sustentável em diversas áreas, tais como a preservação do meio ambiente e a erradicação da fome. Embora a inclusão financeira não tenha sido explicitamente mencionada como um dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS), muitos estudos têm destacado sua importância para atingir tais metas ([CHIBBA, 2009](#); [KLAPPER](#); [EL-ZOGHBI](#); [HESS, 2016](#); [LYONS](#); [KASS-HANNA](#); [GREENLEE, 2020](#)). Instituições, como o Banco Mundial e o grupo G-20, têm apresentado o acesso aos serviços financeiros como um importante meio para reduzir a pobreza, a desigualdade, promover a igualdade de oportunidades econômica e estimular o crescimento econômico nos países emergentes.

De acordo com [Pazarbasioglu et al. \(2020\)](#), a inclusão financeira pode trazer benefícios significativos tanto no nível macroeconômico quanto no nível microeconômico. No nível macro, uma economia com um sistema financeiro moderno e dinâmico pode alocar seus recursos de maneira mais eficiente, reduzindo os riscos e aumentando a resiliência do sistema econômico como um todo. Já no nível micro, a inclusão financeira pode contribuir para reduzir a pobreza e melhorar o bem-estar dos mais pobres, possibilitando o acesso a serviços financeiros que podem ampliar a capacidade de rendimento e investimentos em áreas como educação, saúde, habitação e consumo. Os canais de transmissão desses benefícios incluem a praticidade de transações financeiras diárias, como transferências governamentais e outras ações públicas, envio e recebimento de recursos, pagamento de despesas e recebimento de salários. Além disso, os serviços financeiros também contribuem para suavizar o consumo e aumentar a capacidade de poupança e investimento, bem como fornecer seguros e empréstimos em momentos de choques econômicos adversos ([LYONS](#); [KASS-HANNA](#); [GREENLEE, 2020](#)). Portanto, a inclusão financeira pode ter um impacto positivo significativo no bem-estar econômico das populações de baixa renda, melhorando sua capacidade de gerenciar e investir em suas finanças pessoais.

Apesar dos avanços tecnológicos e da crescente conexão mundial, uma grande parte da população em situação de vulnerabilidade social continua sem acesso ao sistema financeiro, em particular ao setor bancário. Os indivíduos que têm acesso aos

bancos frequentemente enfrentam altas taxas e não recebem orientação adequada sobre educação financeira e investimentos. Demirguc-Kunt et al. (2018) destaca que, enquanto 74% dos adultos dos países desenvolvidos têm acesso a uma conta bancária, apenas 61% dos adultos dos locais mais pobres têm acesso. Segundo o autor, a maioria dos não correntistas é composta por jovens, pessoas com pouca escolaridade e aquelas que estão fora do mercado de trabalho, ou seja, indivíduos com grandes chances de estarem na linha de pobreza. Na Índia, por exemplo, estima-se que 1,7 bilhão de pessoas ainda não possuem uma conta em um banco tradicional ou em bancos digitais, como as *fintechs*¹.

No Brasil, a situação dos desbancarizados é grave, como evidenciado por um levantamento da Caixa Econômica Federal², que constatou que cerca de 24 milhões de brasileiros não possuíam acesso aos serviços mais básicos de um banco, como uma conta. Essa questão tornou-se clara durante a pandemia³, quando foi necessário incluir esses indivíduos no sistema financeiro para implementar um programa de transferência direta de renda (auxílio emergencial) destinado aos mais pobres e trabalhadores informais. O objetivo do programa era amenizar os efeitos das medidas adotadas para conter a disseminação do vírus, como o fechamento de serviços não essenciais, o isolamento social e o *lockdown*.

Durante a pandemia, a inovação tecnológica acelerou o desenvolvimento de serviços financeiros digitais, ampliando significativamente o acesso financeiro (LYONS; KASS-HANNA; GREENLEE, 2020). Como resultado, a demanda por esses serviços aumentou, impulsionando a modernização do sistema financeiro em nível global. Os países que investiram na digitalização dos meios pagamentos, incluindo transferências governamentais e salários, e na infraestrutura necessária para a adoção dos serviços financeiros digitais, lideram o caminho em termos de inclusão financeira (MURALIDHARAN; NIEHAUS; SUKHTANKAR, 2016). Anteriormente, barreiras como distância das instituições financeiras, custos dos serviços e elementos burocráticos excluía indivíduos dos serviços financeiros. No entanto, o aumento da população com acesso à internet e a um aparelho celular permitiu o uso de tecnologias móveis e outras inovações digitais na promoção da inclusão financeira em larga escala (GAMMAGE et al., 2017; DEMIRGUC-KUNT et al., 2018). Nesse sentido, as contas digitais são uma alternativa eficaz às agências bancárias tradicionais, permitindo movimentações financeiras de forma rápida, com menor custo e mais acessibilidade (LLANTO et al., 2018).

A democratização do acesso aos serviços financeiros também é fundamental

¹ De acordo com o Banco Central do Brasil, as *Fintechs* são empresas que inserem inovações nos mercados financeiros através do uso intenso ferramentas de tecnologia, com potencial para conceber e elaborar novos modelos de negócios. O campo de atuação dessas empresas é essencialmente o uso de plataformas online e a oferta de serviços digitais inovadores associados ao setor.

² Disponível em: <<https://www.cnnbrasil.com.br/business/caixa-desbancarizados-que-abriram-conta-por-auxilio-devem-chegar-a-24-milhoes/>>.

³ Pandemia causada pelo vírus SARS-CoV-2 - Covid-19.

para pequenas empresas, especialmente as informais, uma vez que torna mais prático e reduz o custo de envio e recebimento de pagamentos, melhora a distribuição de linhas de crédito e investimentos e fomenta orientações técnicas para o desenvolvimento do negócio. A inclusão desses pequenos empresários pode dirimir o ciclo vicioso da informalidade, que tende a perpetuar a reprodução da pobreza. Como exemplos desses efeitos, estudos mostram que o crédito para reduzir os choques de escassez temporária aumentou a produção agrícola em 10% (FINK; JACK; MASIYE, 2014), enquanto o crédito de curto prazo ao consumidor conseguiu manter aproximadamente 11% dos empregos na África do Sul (KARLAN; ZINMAN, 2010). Esses resultados indicam que as melhorias de concessão de crédito, especialmente para as empresas de pequeno porte, têm contribuído para atenuar os efeitos causados pelos choques adversos e/ou ciclos econômicos.

Embora seja uma questão relevante, os estudos sobre a relação entre inclusão financeira e pobreza ainda são limitados e as conexões entre inclusão digital e indicadores de pobreza ainda não estão claramente definidas, sobretudo quando se trata dos mecanismos e canais de transmissão (LYONS; KASS-HANNA; GREENLEE, 2020). Para explorar essa relação, Lyons, Kass-Hanna e Greenlee (2020) usaram dados da *InterMedia Financial Inclusion Insights* (FII) de 2017 e examinaram a relação entre pobreza e inclusão financeira nos países em desenvolvimento. Os pesquisadores testaram a correlação entre diversos canais de serviços financeiros e três indicadores de pobreza: pobreza extrema, pobreza geral e insegurança alimentar. Os resultados revelaram que os diversos canais de inclusão financeira foram eficazes na redução da pobreza no Sul da Ásia e na África Subsaariana.

Até o momento, não se encontram evidências conclusivas na literatura sobre a relação entre inclusão financeira e pobreza no contexto brasileiro. Este estudo tem como objetivo reduzir essa lacuna, analisando a contribuição da inclusão financeira e digital para a redução da pobreza no Brasil. Para tanto, foram utilizados os microdados da pesquisa *Global Findex*, do Banco Mundial, referentes aos anos de 2017 e 2021, a partir de estimativas obtidas por meio de modelos de resposta qualitativa, como Logit e Probit.

Nossos resultados revelam que a inclusão financeira digital tem um efeito significativo na diminuição das chances de um indivíduo estar entre os 20% mais pobres da população brasileira. Adicionalmente, constatamos que a inclusão financeira por parte dos bancos tradicionais também contribui para a redução da pobreza, embora de forma mais modesta. Essas descobertas ressaltam a importância das iniciativas de inclusão financeira, tanto digitais quanto tradicionais, como estratégias relevantes para enfrentar a pobreza no país.

Além disso, ao explorar potenciais efeitos moderadores, identificamos duas questões de destaque. Primeiro, a interação entre a inclusão financeira digital e o recebimento de transferências governamentais revelou-se significativa, sugerindo que

a combinação desses fatores pode ter um impacto ainda mais positivo na redução da pobreza. Segundo, observamos uma interação relevante entre a inclusão financeira digital e o gênero dos indivíduos, indicando que as mulheres podem se beneficiar de maneira mais acentuada da inclusão financeira como uma ferramenta para combater a pobreza.

Após esta introdução, o presente trabalho seguirá a seguinte estrutura: Na seção 2, serão apresentados os principais estudos e pesquisas relacionados ao tema. A seção 3 descreverá a fonte de dados, enquanto a seção 4 apresentará a estratégia empírica. Na seção 5, serão apresentados os resultados obtidos. Na seção 6, realizamos testes de robustez e analisamos a existência de efeitos moderadores. Por fim, a seção 7 é destinada para às considerações finais.

4.2 Revisão de Literatura

Atualmente, uma extensa literatura internacional tem investigado os efeitos da inclusão financeira digital sobre diversos indicadores de pobreza e bem-estar (GAMA; HERMETO, 2017; JONES, 2018; LYONS; KASS-HANNA; GREENLEE, 2020). As principais descobertas destacam a relevância das transferências digitais como meio de gerar melhorias no bem-estar das famílias mais vulneráveis. Dentre os trabalhos seminais, destaca-se a pesquisa de Suri e Jack (2016), que utilizou dados longitudinais do Quênia para avaliar os impactos de longo prazo das transferências digitais na subsistência dessa população. Os autores encontraram que o uso do sistema digital aumentou os níveis de consumo *per capita* e melhorou a alocação dos recursos, retirando 2% da população da situação de extrema pobreza. No entanto, poucos países dispõem de uma estrutura de dados que permita replicar a pesquisa dos referidos autores.

Outras pesquisas têm utilizado experimentos aleatórios (*Randomized Control Trials - RCTs*) ou quase-experimentos com a abordagem de diferenças em diferenças (JACK; RAY; SURI, 2013; RILEY, 2018). Em um estudo de diferenças em diferenças, Jack, Ray e Suri (2013) avaliaram os efeitos do uso de dinheiro digital na suavização do consumo e no gerenciamento de riscos no Quênia. Suas descobertas mostraram que os usuários do M-PESA (*Mobile Phone-based Money Transfer Service*) conseguiram absorver choques negativos de renda sem nenhuma redução no consumo, enquanto o consumo dos não tratados foi reduzido em quase 7,0%. Segundo o autor, tais resultados foram impulsionados por aumentos na quantidade de remessas recebidas e na diversidade de remetentes, fornecendo evidências dos benefícios de gerenciamento de riscos do dinheiro digital. Em um estudo semelhante, Riley (2018) investigaram os potenciais efeitos adversos das transferências recebidas pelas comunidades da Tanzânia após um choque pluviométrico. Na incidência do choque negativo, somente os indivíduos que possuíam dinheiro móvel conseguiram evitar uma queda em seu consumo, não

produzindo, portanto, efeitos de transbordamento para outros membros da comunidade. Por outro lado, em um cenário sem choque, houve impactos de transbordamento para a aldeia, no qual os usuários de dinheiro móvel compartilharam as transferências com a comunidade.

Outras evidências sobre os impactos da digitalização na assistência social aos indivíduos em situação de pobreza também foram investigadas na literatura (AKER *et al.*, 2016; JONES, 2018; MASINO; NIÑO-ZARAZÚA, 2020). Um estudo realizado no México por Masino e Niño-Zarazúa (2020) examinou os efeitos da modificação do sistema de pagamento em dinheiro para um sistema de pagamento eletrônico Progres-Oportunidades-Prospera (POP). Os resultados indicaram que a mudança para pagamentos eletrônicos produziu inúmeros benefícios e teve ampla adesão por parte desses indivíduos, alterando a preferência desse grupo por contas bancárias do tipo POP em vez de contas tradicionais de poupança. Utilizando dados de um experimento aleatorizado de um programa de transferência de renda digital na Nigéria, Aker *et al.* (2016) documentaram que a assistência social por meio de telefones celulares proporcionou uma economia substancial de tempo e custos para os beneficiários, além de melhorar os indicadores nutricionais.

Embora os estudos mencionados indiquem que a digitalização do sistema financeiro pode contribuir para melhorar indicadores de bem-estar, há um debate significativo sobre seus efeitos na redução da pobreza. Essa questão é complicada pela grande variação na forma como os serviços financeiros tradicionais e digitais são medidos, bem como na forma como a pobreza e outros resultados associados ao bem-estar são mensurados. Por exemplo, em uma revisão sistemática, Aron (2018) questiona os resultados encontrados e argumenta que os efeitos da inclusão digital sobre a pobreza são relativamente modestos. Além disso, os casos de forte redução na pobreza podem ser eventos isolados e não serem facilmente replicados em outros locais. Collins e Ng'weno (2018) também criticam esses estudos, questionando se as ferramentas digitais e a inclusão financeira têm realmente o potencial de reduzir a pobreza.

Além disso, conforme destaca Roa (2015) a inclusão financeira pressupõe que haja acesso, efetivo uso por parte das pessoas e que o produto ou serviço bancário oferecidos sejam adequados tanto do ponto de vista de atendimento à demanda quanto do ponto de vista legal àqueles em situação de vulnerabilidade social.

A teoria econômica convencional, por sua vez, oferece previsões conflitantes sobre a relação entre finanças e pobreza. Por um lado, estudiosos como Becker e Tomes (1979), Becker e Tomes (1986) e Greenwood e Jovanovic (1990) argumentam que as inovações financeiras podem beneficiar indivíduos que enfrentam obstáculos para acessar o sistema financeiro convencional, tais como altos custos, distância geográfica e outros fatores. Isso poderia aumentar as oportunidades para esses indivíduos e contribuir para a redução da persistência intergeracional da pobreza. Por outro lado,

Greenwood e Jovanovic (1990) alerta que melhorias no sistema financeiro podem ter um efeito adverso, beneficiando aqueles que já têm acesso ao sistema financeiro, como indivíduos de alta renda e empresas consolidadas. Dessa forma, o impacto direto dessas melhorias pode ser desproporcional, perpetuando disparidades entre os indivíduos e aumentando a desigualdade. No entanto, é importante destacar que essas previsões podem variar amplamente de acordo com o contexto específico em que as inovações financeiras são introduzidas, o que pode explicar a aparente contradição entre essas perspectivas teóricas.

No contexto da pandemia no Brasil, Nunes (2022) mostram através de entrevistas em profundidade e análises documentais que até a pandemia os benefícios sociais eram pagos através de saques em espécie nos guichês, com cartões magnéticos sem chip e em contas não digitais que permitiam movimentação total. Por conta das medidas restritivas adotadas em virtude do contexto pandêmico, a adoção de pagamentos via contas digitais tornou-se uma necessidade. Essa necessidade supriria a adequação e o uso, que seriam dois dos três requisitos apontados por Roa (2015), porém, o requisito acesso poderia ser um entrave tendo em vista o acesso à internet ou mesmos o total de memória a ser usado nos aplicativos dos cidadãos foco da política pública de transferência de recursos. De acordo com a *coletiva de imprensa*⁴ de lançamento do CAIXA Tem esse aplicativo utilizaria 3 megabites o que seria quinze vezes menor do que a média de aplicativos comparáveis, além do oferecer os serviços necessários com menor *consumo de dados*⁵. Ressalta-se que arranjos institucionais prévios permitiriam o aproveitamento de experiências anteriores no pagamento de benefícios sociais (CARDOSO, 2020) o que permitiu que o requisito de acesso pudesse ser atendido.

Em resumo, a literatura sobre os efeitos da inclusão financeira na redução da pobreza ainda carece de uma base teórica sólida, uma vez que os resultados encontrados são predominantemente empíricos. No contexto brasileiro, a falta de evidências sobre o assunto é notável, apesar do amplo debate em torno da pobreza no país. Portanto, é crucial realizar análises específicas para o Brasil, uma vez que uma parcela significativa da população não tem acesso a serviços bancários ou vive em áreas remotas. O choque exógeno trazido pela pandemia, bem como a introdução de novas formas de pagamentos dos benefícios sociais decorrentes da necessidade de isolamento social, trazem um ambiente particularmente interessante. Nesse sentido, o objetivo deste estudo é examinar a correlação entre as instituições financeiras digitais, tradicionais e a pobreza, uma questão relevante tanto para o setor público quanto para o privado, uma vez que a exclusão financeira pode agravar ainda mais a situação de famílias que já vivem em condições de vulnerabilidade social.

⁴ Disponível em <https://caixanoticias.caixa.gov.br/noticia/20751/auxilio-emergencial-informacoes-para-imprensa-e-populacao>.

⁵ Disponível em <https://ri.caixa.gov.br/informacoes-financeiras/central-de-resultados/>.

4.3 Estratégia Empírica

Nesta seção, apresentaremos uma descrição da base de dados utilizada neste estudo, incluindo suas características gerais, tais como fonte, abrangência temporal e variáveis disponíveis. Além disso, abordaremos as técnicas adotadas para identificação do modelo a ser estimado, incluindo os critérios de seleção de variáveis e a metodologia utilizada.

4.3.1 Dados

Neste estudo, utilizamos dados exclusivos do Banco Mundial provenientes da pesquisa *Global Findex* para o Brasil nos anos de 2017 e 2021. Esses dados fornecem informações valiosas sobre as práticas financeiras dos adultos, abrangendo temas essenciais como poupança, empréstimos, gestão de riscos e pagamentos. A pesquisa é conduzida em 140 países, sendo reconhecida como uma das fontes mais abrangentes e confiáveis de informações sobre inclusão financeira.

A coleta de dados da *Global Findex* acontece desde 2011 e é conduzida a cada três anos. Essas informações têm uma relevância significativa nos esforços globais de promoção da inclusão financeira e se tornaram um instrumento valioso para formuladores de políticas e pesquisadores. Os dados gerados são amplamente divulgados e utilizados para monitorar o progresso em direção aos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável da agenda 2030 das Nações Unidas.

A partir da edição de 2017, foram incluídas informações sobre tecnologia financeira, destacando o papel crescente das *fintechs* na inclusão financeira. Entretanto, é importante ressaltar que os dados são coletados por meio de pesquisas representativas, baseando-se em autorrelatos dos participantes, o que pode sujeitá-los a vieses de memória ou outras distorções. Portanto, ao analisar e interpretar os resultados, é necessário considerar esse aspecto.

A Tabela 4.1 contém a descrição das variáveis utilizadas na análise. A variável resposta, *pobreza*₂₀, foi definida como uma variável *dummy*⁶ que assume o valor 1 para indivíduos pertencentes aos 20% mais pobres da população e 0 caso contrário. Embora essa seja uma maneira útil de medir a pobreza, vale ressaltar uma importante limitação: ela não permite distinguir outras linhas de pobreza que poderiam ser relevantes para a análise, como sugerido por (LYONS et al., 2019). Tal limitação decorre dos dados disponíveis, os quais não permitem uma definição mais precisa.

Para uma melhor compreensão das variáveis de interesse deste estudo (Conta, Conta Digital e Conta Física), é importante esclarecer seus conceitos. A variável Conta

⁶ Criamos essa variável *dummy* com base na forma de construção da variável renda na amostra. A renda foi dividida em quintis da renda familiar, abrangendo desde a renda mais baixa (q_1) até a mais alta (q_5), de modo que cerca de 20% da população se encontrasse em cada grupo.

Tabela 4.1 – Descrição das variáveis

Variável	Descrição
<i>Pobreza₂₀</i>	<i>Outcome</i> Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo está entre os 20% mais pobres - Quintil 1.
	<i>Control Variables</i>
Conta	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui uma conta, independentemente de ser física ou digital, ou 0 caso contrário.
Conta Física	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui uma conta em uma instituição financeira tradicional (Banco Físico), ou 0 caso contrário.
Conta Digital	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo possui uma conta digital em uma <i>Fintech</i> , ou 0 caso contrário.
Idade	Refere-se a idade do indivíduo medida em anos completos.
Mulher	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo é mulher, ou 0 caso contrário.
Força de Trabalho	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo está dentro da força de trabalho, ou 0 caso contrário.
Ensino Fundamental (ou menos) 1	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo apresenta o ensino fundamental (ou menos), ou 0 caso contrário.
Ensino Médio	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo completou o ensino médio, ou 0 caso contrário.
Ensino Superior (ou mais)	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo completou o ensino superior (ou mais), ou 0 caso contrário.
Recebeu Transferência Governamental	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo recebeu algum benefício do Governo, ou 0 caso contrário.

Fonte: Elaboração própria do autor.

indica se o indivíduo possui uma conta bancária, independentemente da forma como ela é classificada, seja digital ou física. A variável Conta Física indica se o respondente possui conta em um banco tradicional ou em outra instituição financeira, como cooperativas de crédito, instituições de microcrédito, entre outras - ou seja, conta em bancos que possuem agências físicas. Já a variável Conta Digital indica se o indivíduo possui conta em uma instituição financeira digital, também conhecida como "banco digital".⁷

As demais variáveis utilizadas em nossa análise foram construídas como variáveis *dummies*, exceto a variável idade. Essa escolha foi feita devido às limitações impostas pelos dados disponíveis, que não permitem uma definição mais precisa dessas variáveis. Apesar das limitações, uma vez que não considera a variação contínua das variáveis categóricas, é possível obter *insights* valiosos com a presente análise.

A Tabela 4.2 apresenta estatísticas descritivas das características amostrais em 2017 e 2021, considerando os pesos amostrais nas análises. Para a variável "Conta" no ano de 2017, é verificado que, em média, 70% dos indivíduos possuíam uma conta bancária, seja digital ou física. Para 2021, verifica-se um crescimento significativo, com cerca de 85,3% dos indivíduos tendo uma conta bancária, um aumento de aproximadamente 15 pontos percentuais. Antes da implementação do Sistema de Pagamento Instantâneo (PIX) e das medidas governamentais de alívio à pandemia (como o auxílio emergencial), a adoção de serviços bancários digitais era relativamente baixa, com uma média de 5,26% em comparação com os bancos tradicionais, que tinham uma média de 69,4% das contas. No entanto, em 2021, a média de indivíduos com contas bancárias digitais aumentou para quase 30%, enquanto a média de contas bancárias físicas aumentou para cerca de 85%. Em outras palavras, houve um aumento maior no número de contas digitais do que de contas físicas. Esse resultado pode ser explicado pelos avanços tecnológicos, maior confiabilidade em instituições digitais, menos burocracia, mudanças na legislação e políticas governamentais de inclusão financeira por meio de poupanças sociais digitais. Embora a pandemia tenha causado enormes danos à saúde global e à economia (que

⁷ De acordo com o estudo especial nº 89/2020 do Banco Central do Brasil, essas instituições digitais se baseiam em inovações tecnológicas, como aplicativos, plataformas e inteligência artificial, e oferecem atendimento exclusivamente por canais digitais, sem exigir a presença física do cliente.

Tabela 4.2 – Estatísticas Descritivas para os anos de 2017 e 2021

	N	Média	Desvio-Padrão	Min	Max
Ano 2017					
<i>Pobreza</i> ₂₀	857	0.212	0.409	0	1
Conta	857	0.700	0.461	0	1
Conta Física	857	0.694	0.460	0	1
Conta Digital	857	0.052	0.223	0	1
Mulher	857	0.530	0.499	0	1
Idade	857	36.22	14.12	15	65
Força de Trabalho	857	0.718	0.449	0	1
Recebeu Transferência Governamental	857	0.197	0.398	0	1
Ensino Primário (ou menos)	857	0.297	0.457	0	1
Ensino Secundário	857	0.628	0.483	0	1
Ensino Terciário (ou mais)	857	0.060	0.238	0	1
Ano 2021					
<i>Pobreza</i> ₂₀	929	0.208	0.406	0	1
Conta	929	0.853	0.354	0	1
Conta Física	929	0.847	0.359	0	1
Conta Digital	929	0.298	0.457	0	1
Mulher	929	0.516	0.499	0	1
Idade	929	36.48	13.54	15	65
Força de Trabalho	929	0.781	0.413	0	1
Recebeu Transferência Governamental	929	0.322	0.467	0	1
Ensino Primário (ou menos)	929	0.276	0.447	0	1
Ensino Secundário	929	0.592	0.491	0	1
Ensino Terciário (ou mais)	929	0.101	0.302	0	1

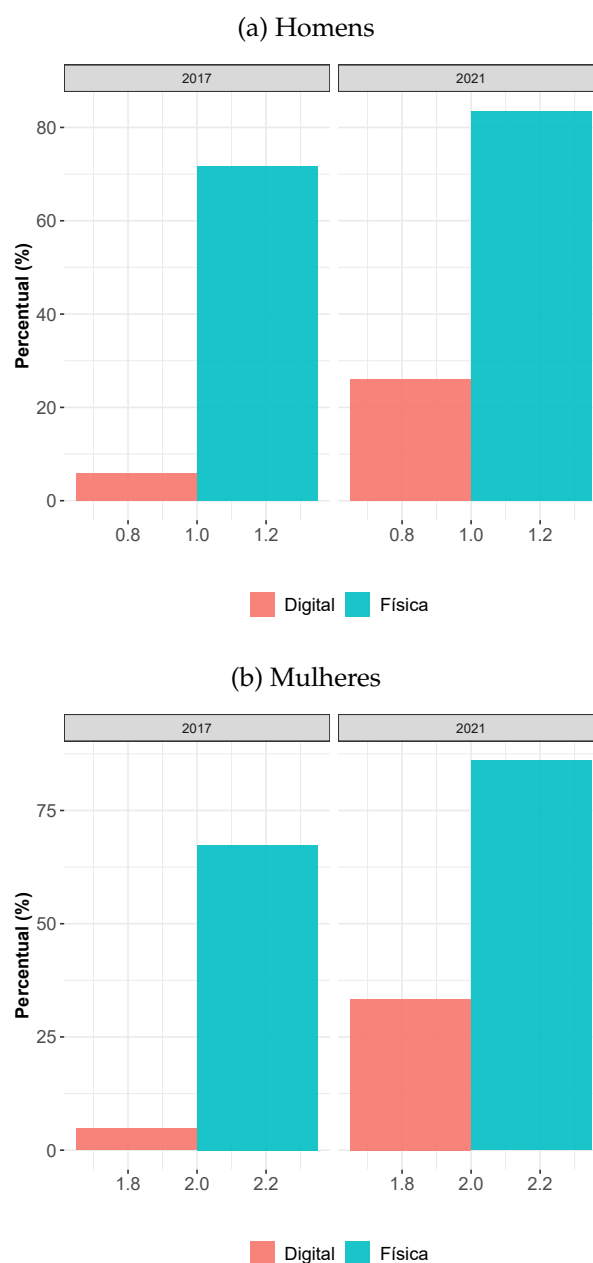
Fonte: Elaboração própria do autor. Pesos amostrais considerados.

incluiu medidas de confinamento, fechamento de atividades não essenciais e restrição de circulação), pode ter contribuído para acelerar a modernização do sistema financeiro brasileiro.

Embora tenhamos evidenciado um aumento na inclusão bancária, é importante avaliar se os mais pobres conseguiram acesso ao sistema financeiro. Para tanto, a Figura 4.1 apresenta o percentual de contas físicas e digitais para indivíduos em situação de pobreza, separados por sexo. Conforme pode ser observado, em 2017, os indivíduos desse grupo, tanto homens quanto mulheres, possuíam acesso muito limitado aos bancos digitais. Além disso, uma parcela significativa desses indivíduos ainda não tinha acesso aos bancos tradicionais. Já em 2021, observa-se um aumento expressivo no percentual de contas digitais e físicas para esse grupo, o que pode evidenciar o efeito da alteração do canal de pagamento das transferências governamentais decorrentes dos efeitos da pandemia. Quando comparadas aos homens, as mulheres apresentam um

aumento marginalmente maior na bancarização em ambos os tipos de contas.

Figura 4.1 – Proporção de Contas Digital e Física para pessoas em situação de pobreza, segundo o gênero

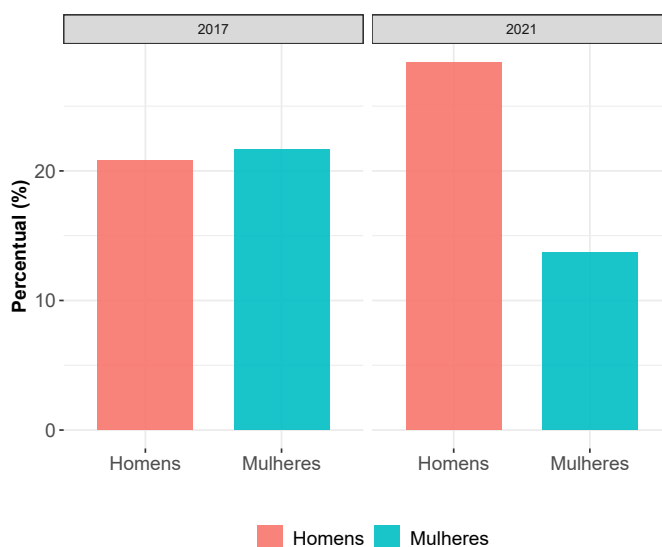


Fonte: Elaboração própria do autor.

A Figura 4.2 apresenta o percentual de indivíduos em situação de pobreza, classificados por gênero, nos anos de 2017 e 2021. No ano de 2017, observa-se uma proporção semelhante entre homens e mulheres nessa condição. No entanto, em 2021, houve uma queda substancial no percentual de mulheres em situação de pobreza, enquanto o percentual de homens nessa condição aumentou. Esse resultado pode estar relacionado às políticas assistenciais direcionadas às mulheres, que receberam maiores

benefícios durante o período em questão. Embora os homens também tenham recebido auxílios financeiros, estes foram inferiores aos recebidos pelas mulheres. Por exemplo, o Projeto de Lei (PL) nº 2099/20⁸ foi criado para garantir um auxílio temporário, no valor de R\$ 1.200, às mães solteiras que eram as únicas provedoras de sua família e que estavam em situação de vulnerabilidade social.

Figura 4.2 – Proporção de indivíduos em situação de pobreza por sexo



Fonte: Elaboração própria do autor.

Em suma, é verificado um aumento significativo na cobertura do Sistema Financeiro para indivíduos em situação de vulnerabilidade social, especialmente em relação às instituições financeiras tradicionais e bancos digitais. No entanto, com base nas evidências apresentadas, ainda não é possível tirar conclusões precisas sobre a relação entre inclusão financeira e pobreza.

4.4 Método

Os modelos cuja variável resposta é dicotômica são amplamente utilizados em muitas áreas, como Economia, Ciências Sociais e Saúde Pública. Para lidar com esse tipo de variável, existem dois modelos principais: Logit e Probit. Ambos os modelos são usados para estimar a probabilidade de um evento ocorrer ou não, condicionado em um conjunto de variáveis explicativas.

Conforme Hosmer, Lemeshow e Sturdivant (2013), o modelo logit assume que a relação entre as covariáveis e a probabilidade de sucesso segue a seguinte forma funcional:

⁸ Disponível em: <<https://www25.senado.leg.br/web/atividade/materias/-/materia/136195>>.

$$P(Y = 1|X) = \frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p}} \quad (4.1)$$

onde β_0 é a constante e β_1 a β_p são os coeficientes estimados para as covariáveis X_1 a X_p .

Já o modelo probit assume que a relação segue uma distribuição normal padrão:

$$P(Y = 1|X) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p) \quad (4.2)$$

onde Φ é a função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão. Em termos de sua estrutura, os modelos logit e probit são semelhantes, mas diferem em seus pressupostos subjacentes sobre a distribuição dos erros. O modelo logit assume que a distribuição dos erros segue uma distribuição logística, enquanto o modelo probit assume uma distribuição normal. Essa diferença pode afetar a interpretação dos resultados, e a escolha do modelo depende das suposições subjacentes dos dados.

A estimação dos modelos Logit e Probit são realizadas através da função de Log-likelihood. A função de log-verossimilhança para o modelo Logit é dada por:

$$\ell(\beta) = \sum_{i=1}^n [y_i X_i \beta - \log(1 + \exp(X_i \beta))] \quad (4.3)$$

onde X_i é a matriz de covariáveis, y_i é a variável de resposta binária (0 ou 1), β é o vetor de parâmetros desconhecidos e $\sum$ indica a soma de todas as observações. Esta função é derivada diretamente da função de verossimilhança do modelo Logit apresentada anteriormente.

Já a função de log-verossimilhança para o modelo Probit é dada por:

$$\ell(\beta) = \sum_{i=1}^n [y_i \Phi(X_i \beta) + (1 - y_i) \log(1 - \Phi(X_i \beta))] \quad (4.4)$$

onde Φ representa a função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão, X_i é a matriz de covariáveis, y_i é a variável de resposta binária e β é o vetor de parâmetros desconhecidos.

Assim como no modelo Logit, pode-se obter o *Average Mean Effect* para o modelo Probit utilizando a abordagem de efeitos marginais. O *Average Mean Effect* (AME) pode ser definido como o efeito médio de uma variável explicativa no resultado, considerando todos os indivíduos na amostra. O AME é calculado como a média dos efeitos marginais de uma variável explicativa em cada indivíduo da amostra. De forma geral, o efeito pode ser obtido da seguinte forma:

$$AME_j = \frac{1}{w} \sum_{j=1}^N \delta_j(S_p) w_j h \quad (4.5)$$

Em que:

$$h(\mathbf{z}, \theta) = \frac{\partial f(\mathbf{z}, \theta)}{\partial x} \quad (4.6)$$

O cálculo acima é válido se x for uma variável contínua. Caso x seja uma variável discreta, o efeito marginal é dado por:

$$h(\mathbf{z}, \theta) = f(\mathbf{z}, \theta | x = 1) - f(\mathbf{z}, \theta | x = 0) \quad (4.7)$$

O cálculo dos erros-padrão dos efeitos marginais pode ser feito usando o método Delta, também conhecido como método da propagação de erros. Esse método é baseado na derivada da função de probabilidade em relação às variáveis explicativas, e é usado para calcular a variância e o desvio-padrão dos efeitos marginais estimados.

O método Delta nos permite calcular o erro-padrão do efeito marginal AME_j usando as informações de variância dos parâmetros do modelo. A fórmula geral para calcular o erro-padrão do efeito marginal AME_j é dada por:

Caso o modelo seja Logit:

$$SE(AME_j) = \sqrt{V(\beta_j) \cdot [X_0'(X'\beta)^{-1}X_0]} \quad (4.8)$$

Caso seja Probit:

$$SE(AME_j) = \sqrt{V(\beta_j) \cdot [X_0'\Phi(X'\beta)(I_n - \Phi(X'\beta))X_0]}, \quad (4.9)$$

onde $V(\beta_j)$ é a variância do parâmetro β_j que representa o coeficiente da variável explicativa j no modelo, X_0 é um vetor de valores fixos das k variáveis explicativas no ponto X_0 , X é a matriz de k variáveis explicativas, $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição cumulativa da distribuição normal padrão e I_n é a matriz identidade de ordem n .

Em nosso caso, estimaremos o modelo Logit e Probit com objetivo de examinar a relação entre inclusão financeira digital e a pobreza. Para cada especificação, são inseridas variáveis de controle referentes aos atributos individuais e *dummies* para mensurar fatores omitidos que são invariantes no tempo. O modelo base pode ser formalizado da seguinte forma:

$$pobreza_t = \beta_1 ContaFisica_t + \beta_2 ContaDigital + \gamma X_t + \alpha_t + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

Em que $pobreza_{it}$ corresponde a variável aleatória latente e representa o valor real em que o i -ésimo indivíduo está na linha de pobreza no tempo t . A variável $ContaFisica_{it}$ é vetor que indica se o indivíduo possui conta em bancos tradicionais (possuem agências físicas), enquanto $ContaDigital_{it}$ indica se o indivíduo possui contas em bancos digitais. X_{it} é um vetor de atributos individuais e outras variáveis de controle, α_t controla os efeitos fixos de tempo e ε_{it} corresponde ao termo estocástico, que assume uma distribuição logística ou normal padrão.

Antes de prosseguir, faz-se necessário destacar três aspectos relativos à estimação da expressão (10). Primeiramente, embora o aumento da inclusão financeira seja considerado um evento exógeno, ainda pode haver correlação entre o acesso a uma conta bancária e a situação de vulnerabilidade social, o que poderia introduzir viés na estimação dos coeficientes. Para lidar com essa questão, autores como [Allen et al. \(2016\)](#) e [\(LYONS; KASS-HANNA; GREENLEE, 2020\)](#) sugerem o uso da distância até uma agência bancária como um instrumento. Infelizmente, devido às limitações amostrais, não temos acesso a essa informação, o que impossibilita a sua utilização.

Em segundo lugar, outro potencial problema está relacionado à representatividade da amostra, já que um número considerável de indivíduos declarou não possuir uma conta digital [\(LYONS; KASS-HANNA; GREENLEE, 2020\)](#). Isso implica que os resultados obtidos podem estar capturando apenas os efeitos dos usuários ativos, ou seja, aqueles que já possuem uma conta. Para verificar essa questão, realizamos duas restrições na amostra. Primeiramente, limitamos o conjunto de informações para incluir apenas indivíduos que, nos últimos doze meses, realizaram um depósito em conta (incluindo transferências eletrônicas). Em seguida, restringimos a amostra para conter apenas indivíduos que realizaram compras no cartão de débito nos últimos doze meses. Após cada restrição, reestimamos a expressão (10). Essa estratégia visa identificar a existência de seleção amostral nas evidências encontradas.

Finalmente, ressaltamos a qualidade dos dados empregados. As informações contidas na amostra foram autodeclaradas pelos indivíduos, o que pode resultar em erros ou imprecisões nas informações coletadas. Para minimizar tais inconsistências, excluímos observações com valores extremos ou incoerentes.

4.5 Resultados

Nesta seção, foi investigada a relação entre inclusão financeira e pobreza, a fim de analisar como a democratização do acesso aos serviços bancários pode contribuir para a redução da pobreza e diminuição das desigualdades sociais no contexto brasileiro.

Para atingir esse objetivo, foram estimadas regressões que buscam captar a relação das variáveis de interesse (Conta, Conta Física e Conta Digital) e de um conjunto de características individuais na variável dependente *pobreza*₂₀, que indica se o indivíduo está entre os 20% mais pobres da população. Os resultados descritos a seguir fornecem evidências empíricas para a relação entre inclusão financeira e pobreza no Brasil, contribuindo para o debate acadêmico e para a formulação de políticas públicas.

A Tabela 4.3 apresenta o efeito marginal médio (*Average Marginal Effect* - AME) estimado para as variáveis analisadas. As colunas (1) e (2) correspondem aos efeitos marginais estimados pelo Logit, enquanto as colunas (3) e (4) denotam os efeitos marginais obtidos pelo Probit, não apresentando diferenças significativas quando comparados os coeficientes de uma mesma especificação pelos dois métodos. Os resultados indicam que a posse de uma conta bancária, independentemente de ser digital ou física, está negativamente associada à pobreza. Em outras palavras, os indivíduos que têm acesso a uma conta bancária têm 8,2% menos chances de estarem entre os mais pobres, em comparação com aqueles que não possuem conta. A literatura especializada sugere que os possíveis mecanismos para essa relação negativa entre a posse de conta bancária e a redução da pobreza são: acesso facilitado a serviços financeiros, como depósitos, pagamentos e empréstimos, o que pode auxiliar as pessoas a gerenciar melhor suas finanças e investir em oportunidades de crescimento econômico, contribuindo, portanto, para a melhoria de sua situação socioeconômica (GAMA; HERMETO, 2017; LLANTO et al., 2018; PAZARBASIOGLU et al., 2020; LYONS; KASS-HANNA; GREENLEE, 2020).

Tabela 4.3 – Average Marginal Effect - AME

	Variável Dependente: Pobreza			
	Logit		Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Conta	-0,089*** (0,030)	-0,082*** (0,031)	-0,090*** (0,031)	-0,084*** (0,031)
Mulher		-0,082*** (0,026)		-(0,080)*** (0,026)
Idade		-0,005*** (0,001)		-0,005*** (0,001)
Dummy $T = 2021$		-0,002 (0,028)		0,000 (0,027)
Força de Trabalho		-0,092*** (0,026)		-0,091*** (0,027)
Recebeu Transferência Governamental		0,153*** (0,028)		0,153*** (0,028)
Ensino Fundamental (ou menos)		0,036 (0,070)		0,044 (0,073)
Ensino Médio		-0,076 (0,067)		-0,068 (0,070)
Ensino Superior (ou mais)		-0,409*** (0,117)		-0,333*** (0,099)
N	1644	1644	1644	1644

Fonte: Elaboração própria do autor.

Notas: *** Significante a 1%, ** Significante a 5%, Significante a 10%. Erro-padrão robusto entre parenteses. Pesos amostrais considerados.

Na Tabela 4.4, apresentamos os efeitos marginais médios estimados, diferenciando entre Conta Física e Conta Digital. As colunas (1) e (2) mostram as estimativas do modelo Logit, enquanto as colunas (3) e (4) exibem os resultados estimados pelo Probit. Os resultados apontam para uma importante relação entre inclusão financeira e pobreza em países em desenvolvimento, como o Brasil. Os coeficientes são praticamente semelhantes entre os modelos, indicando que o acesso a serviços financeiros pode ajudar a reduzir situações de vulnerabilidade social. Esses resultados corroboram os achados de outros estudos, como o de [Lyons, Kass-Hanna e Greenlee \(2020\)](#), que também encontraram uma relação negativa entre os diferentes canais de inclusão financeira e pobreza para países da África Subsaariana e do Sul da África.

De forma mais específica, é evidenciado o efeito positivo do acesso a contas digitais na redução da pobreza. De acordo com as estimativas apresentadas, o acesso a uma conta digital reduz a probabilidade de estar em situação de pobreza em 17% na coluna (2). Possuir uma conta em uma instituição bancária tradicional também reduz a probabilidade de estar entre os 20% mais pobres, embora com um efeito menor de

Tabela 4.4 – Average Marginal Effect - AME

	Variável Dependente: Pobreza			
	Logit		Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Conta Física	-0,061** (0,030)	-0,062** (0,030)	-0,063** (0,031)	-0,065** (0,030)
Conta Digital	-0,150*** (0,044)	-0,170*** (0,044)	-0,142*** (0,040)	-0,167*** (0,041)
Mulher		-0,081*** (0,025)		-0,077*** (0,025)
Idade		-0,005*** (0,001)		-0,005*** (0,001)
Dummy $T = 2021$		0,025 (0,029)		0,028 (0,029)
Força de Trabalho		-(0,082)*** 0,026		-(0,080)*** 0,026
Recebeu Transferência Governamental		0,169*** (0,027)		0,172*** (0,028)
Ensino Fundamental (ou menos)		0,003 (0,069)		0,009 (0,072)
Ensino Médio		-0,097 (0,067)		-0,090 (0,069)
Ensino Superior (ou mais)		-0,418*** (0,117)		-0,345*** (0,100)
Número de Observações	1644	1644	1644	1644

Fonte: Elaboração própria do autor.

Notas: *** Significante a 1%, ** Significante a 5%, Significante a 10%. Erro-padrão robusto entre parênteses. Pesos amostrais considerados.

6,2%, o que pode ser consequência dos dados utilizados dado o contexto pandêmico. Os resultados obtidos pelo método Probit na coluna (4) foram semelhantes, reforçando a importância das instituições financeiras que empreguem tecnologia de forma intensiva na promoção da inclusão financeira digital e do bem-estar econômico, como apontam estudos anteriores ((LYONS et al., 2019; LYONS et al., 2019)).

Para a variável *Mulher*, ambos os modelos mostraram um coeficiente negativo, indicando uma redução na probabilidade de vulnerabilidade social ao ser do sexo feminino, com uma média de 8,1%. Esses resultados são reforçados pela Figura 4.2, que ilustra a queda na proporção de mulheres em situação de pobreza em 2021. Uma possível explicação para esse achado pode ser atribuída ao aumento dos benefícios concedidos às mulheres durante a pandemia, como o Projeto de Lei (PL) nº 2099/20, que concedeu o dobro do auxílio emergencial para mulheres que atendessem determinados

critérios⁹. Esse resultado é relevante, pois indica que políticas públicas específicas para mulheres podem ser efetivas na redução da pobreza e da vulnerabilidade social.

A análise dos resultados das demais variáveis também é relevante para a compreensão dos fatores que contribuem para a pobreza. Como esperado, a assistência governamental é um importante recurso de apoio para os indivíduos em situação de pobreza. A associação positiva encontrada se mostrou consistente em todas as especificações do modelo, sugerindo que indivíduos em situação de vulnerabilidade social estão mais propensos a receber ações assistenciais. Além disso, os resultados sugerem que a utilização da tecnologia para o enfrentamento de situações de vulnerabilidade permite não só o alcance de localidades remotas, como também é tempestiva no atendimento a choques exógenos que poderiam agravar situações de vulnerabilidade anterior.

No que diz respeito à educação, os níveis de ensino fundamental e médio não apresentaram efeitos significativos na redução das chances de estar abaixo da linha de pobreza. Isso sugere que somente possuir Ensino Superior é capaz de garantir que os indivíduos deixem a situação de vulnerabilidade social, o que reforça a importância de políticas públicas que promovam o acesso e a permanência na educação superior como estratégia para combater a pobreza. A queda dos retornos da educação no Brasil, podem ajudar a explicar a não significância dos níveis fundamental e médio, sendo preciso ter mais anos de estudo para que se traduza em aumento efetivo de renda. Além disso, nossa análise revela que participar da força de trabalho e a idade também estão associados negativamente com a pobreza.

Embora os resultados sejam interessantes, é importante destacar que as estimativas apresentadas revelam apenas associações entre as variáveis, não estabelecendo, necessariamente, relações causais. Nesse sentido, não podemos descartar a presença de vieses de endogeneidade, já que a pobreza pode afetar a inclusão financeira ou vice-versa. Além disso, fatores que variam ao longo do tempo e não são capturados pelos efeitos fixos podem introduzir potenciais fatores de confusão, o que limita a generalização dos resultados.

Contudo, importa destacar que o auxílio emergencial foi uma medida governamental adotada em resposta à pandemia da COVID-19, com o objetivo de mitigar os impactos econômicos da crise sobre a população vulnerável. Dentre os beneficiários, muitos não tinham conta bancária e, para garantir que recebessem o auxílio, o governo criou uma conta poupança digital, acessível por meio de um aplicativo no celular. Essa conta possibilitou que as pessoas recebessem o auxílio, realizassem pagamentos, transferências e acessassem outros serviços financeiros básicos, o que pode ter impactado positivamente na inclusão financeira desses indivíduos.

O processo de inclusão financeira decorrente do auxílio emergencial pode ser

⁹ Disponível em: <<https://www25.senado.leg.br/web/atividade/materias/-/materia/136195>>.

considerado um evento exógeno, uma vez que não dependeu da ação dos indivíduos ou de fatores internos do sistema financeiro. Assim, apesar de reconhecer que os resultados podem possuir potenciais vieses, a forma como ocorreu a inclusão financeira permite estar mais próximos de um evento exógeno.

Considerando os potenciais problemas de endogeneidade, a Tabela 4.5 apresenta os efeitos marginais obtidos para o ano de 2017 e 2021 separadamente. As colunas (1) e (2) correspondem às estimativas dos efeitos marginais do Logit para 2017 e 2021, respectivamente, enquanto as colunas (3) e (4) mostram os efeitos estimados pelo método Probit para os mesmos anos. Os resultados obtidos por ambos os modelos são muito similares, o que aumenta a confiabilidade das estimativas. Em 2017, o efeito marginal da variável Conta Digital é negativo, e significativo a 10%, com magnitude maior que o coeficiente da Conta Física. Esses achados refletem a baixa inclusão digital financeira naquele ano, fazendo com que o seu potencial de impacto sobre a pobreza seja maior, em contraste com a maior prevalência de contas físicas reportadas na Tabela 4.2.

Em 2021, o Brasil enfrentou um cenário completamente diferente devido à pandemia da COVID-19 e, como medida para mitigar os impactos econômicos da crise sobre a população vulnerável, o governo instituiu o auxílio emergencial, que teve a inclusão financeira como um dos seus desdobramentos. Embora a medida possa ter influenciado os resultados, a forma como a inclusão financeira ocorreu, por meio de uma conta poupança digital criada pelo governo, pode ser considerada um evento exógeno, uma vez que não dependeu da ação dos indivíduos ou de fatores internos do sistema financeiro. Portanto, os resultados obtidos são mais confiáveis devido à ocorrência desse evento exógeno. A perda de significância do efeito da variável Conta Física também sugere que as contas digitais podem estar se tornando mais relevantes em relação às contas tradicionais, sobretudo porque nesse período as medidas de isolamento social impulsionaram a adesão dos serviços digitais, como o pix. Por outro lado, a magnitude do coeficiente da conta digital diminui, dado o aumento no número desse tipo de conta reduz seu impacto. Em outras palavras, a disseminação das contas digitais faz com que possuir tal conta deixe de ser um diferencial para acessar benefícios e serviços, reduzindo seu possível impacto como redutor da pobreza.

Tabela 4.5 – Average Marginal Effect - AME

	Variável Dependente: Pobreza			
	Logit		Probit	
	(1) - 2017	(2) - 2021	(3) - 2017	(4) - 2021
Conta Física	-0,113*** (0,034)	0,032 (0,058)	-0,113*** (0,033)	0,034 (0,057)
Conta Digital	-0,212* (0,118)	-0,169*** (0,047)	-0,202** (0,098)	-0,169*** (0,045)
Mulher	-0,027 (0,034)	-0,125*** (0,042)	-0,029 (0,033)	-0,121*** (0,041)
Idade	-0,005*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,004*** (0,001)
Força de Trabalho	-0,070** (0,034)	-0,053 (0,042)	-0,071** (0,034)	-0,051 (0,044)
Recebeu Transferência Governamental	0,169*** (0,037)	0,154*** (0,039)	0,172*** (0,036)	0,160*** (0,040)
Ensino Fundamental (ou menos)	-0,145 (0,098)	0,166 (0,121)	-0,160 (0,107)	0,154 (0,104)
Ensino Médio	-0,263*** (0,095)	0,083 (0,119)	-0,280*** (0,105)	0,077 (0,100)
Ensino Superior (ou mais)	-0,468** (0,183)	-0,310** (0,146)	-0,445*** (0,158)	-0,243** (0,117)
<i>N</i>	808	836	808	836

Fonte: Elaboração própria do autor.

Notas: *** Significante a 1%, ** Significante a 5%, Significante a 10%. Erro-padrão robusto entre parenteses. Pesos amostrais considerados.

Em suma, nossas descobertas reforçam a importância da inclusão financeira para a promoção do desenvolvimento socioeconômico do país, e destacam a relevância do auxílio emergencial para a inclusão financeira de indivíduos desbancarizados. A análise dos efeitos marginais permite uma avaliação da influência da inclusão financeira sobre a população, mesmo diante dos potenciais problemas de endogeneidade que podem estar presentes nas estimativas.

4.6 Testes de Robustez

Nesta seção, realizamos uma análise detalhada dos resultados obtidos, abordando questões importantes, como problemas de endogeneidade, representatividade da amostra e qualidade dos dados utilizados. Além disso, investigaremos três possíveis fatores moderadores. Primeiro, exploramos se há um efeito moderador entre a posse de uma conta digital e a pobreza, considerando a variável recebimento de transferência

governamental. Em seguida, avaliamos se o efeito da conta digital é influenciado pela posse de um celular próprio. Por fim, examinamos se o efeito varia de acordo com o gênero do indivíduo. Essas análises nos permitirão obter uma compreensão mais profunda dos fatores que podem estar afetando a relação entre a posse de conta digital e a pobreza.

Em relação à endogeneidade, é importante considerar que, embora o aumento da inclusão financeira seja considerado um evento exógeno, a escolha entre possuir uma conta digital ou física pode ainda estar relacionada à situação de pobreza, o que poderia gerar um viés nos coeficientes estimados. Embora tenhamos utilizado variáveis de controle na seção anterior para mitigar esse efeito, não podemos descartar completamente a possibilidade de viés. Infelizmente, a falta de informações detalhadas nos microdados utilizados inviabiliza o uso de instrumentos, como sugerido por [Allen et al. \(2016\)](#) e [Lyons, Kass-Hanna e Greenlee \(2020\)](#), que utilizaram a distância até uma agência bancária como variável instrumental. Embora a acessibilidade aos serviços financeiros possa influenciar a posse e o uso de contas, os dados que dispomos não incluem essa informação, o que torna a implementação de modelos de variáveis instrumentais impraticável.

Um segundo problema potencial em relação aos resultados apresentados é a representatividade da amostra utilizada. De fato, conforme apontado por [Lyons, Kass-Hanna e Greenlee \(2020\)](#), o viés de seleção amostral pode ocorrer quando existe um expressivo contingente de indivíduos que relataram não possuir contas digitais. O problema é que o uso dessas contas depende da propriedade da conta, ou seja, apenas aqueles que possuem uma conta podem usá-la. Portanto, a amostra usada para estimar os modelos pode não ser representativa da população inteira, mas apenas daqueles que já possuem uma conta. Para verificar se esse problema afeta nossas estimativas, empregamos duas restrições amostrais. Primeiro, restringimos a amostra para aqueles usuários que, em doze meses, realizaram algum depósito em sua conta (inclusive transferência eletrônica). Segundo, deixamos na amostra indivíduos que utilizaram o cartão de débito para fazer compras nos últimos doze meses. Essas restrições visam capturar os usuários ativos e, portanto, permitem verificar se há indícios de seleção amostral nos achados. Ainda assim, é importante reconhecer que as limitações da amostra e as suas restrições podem afetar a generalização dos resultados para a população total.

A Tabela 4.6 apresenta as estimativas com a amostra restrita, a qual foi obtida através da restrição para aqueles usuários que realizaram depósito em conta ou compras no cartão de débito nos últimos doze meses. As colunas (1) e (2) correspondem às estimativas para depósito em conta e uso do cartão de débito, respectivamente, obtidas pelo método Logit, enquanto as colunas (3) e (4) reportam as estimativas pelo método Probit. Os resultados mostram que as estimativas para a variável conta digital são similares para as diferentes restrições de amostra. Comparando com os resultados da Tabela

Tabela 4.6 – Average Marginal Effect - AME

	Variável Dependente: Pobreza			
	Logit		Probit	
	(Depósito em Conta) (1)	(Usou cartão de Débito) (2)	(Depósito em Conta) (3)	(Usou cartão de Débito) (4)
Conta Digital	-0,133*** (0,041)	-0,125*** (0,036)	-0,137*** (0,039)	-0,129*** (0,035)
Mulher	-0,033 (0,030)	-0,043 (0,033)	-0,030 (0,030)	-0,035 (0,031)
Idade	-0,005*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	-0,003*** (0,001)
Dummy $T = 2021$	0,058* (0,035)	0,107*** (0,037)	0,064* (0,034)	0,115*** (0,035)
Força de Trabalho	-0,045 (0,031)	-0,025 (0,037)	-0,044 (0,032)	-0,025 (0,037)
Recebeu Transferência Governamental	0,111*** (0,030)	0,114*** (0,032)	0,114*** (0,029)	0,117*** (0,030)
Ensino Fundamental (ou menos)	0,150 (0,110)	0,127 (0,097)	0,158 (0,096)	0,130 (0,083)
Ensino Médio	0,045 (0,108)	0,029 (0,094)	0,056 (0,093)	0,036 (0,078)
Ensino Superior (ou mais)	-0,316** (0,155)	-0,176 (0,109)	-0,230* (0,120)	-0,138 (0,091)
N	935	736	935	736

Fonte: Elaboração própria do autor.

Notas: *** Significante a 1%, ** Significante a 5%, Significante a 10%. Erro-padrão robusto entre parênteses. Pesos amostrais considerados.

4.4, observa-se que os efeitos marginais ainda se mantêm negativos e significativos, com uma magnitude ligeiramente menor. É possível que essa diferença seja decorrente da própria restrição amostral, que apresenta menos observações. De todo modo, os resultados sugerem que, embora possa existir viés de seleção amostral, sua influência em nossas descobertas parece ser mínima.

Por fim, um terceiro problema potencial diz respeito a qualidade dos dados utilizados. Os dados foram autodeclarados pelos indivíduos, o que pode levar a erros ou imprecisões nas informações coletadas. Para minimizar esse efeito, foi realizada uma checagem de consistência dos dados e excluídas observações com valores extremos ou inconsistentes. No entanto, ainda é possível que os dados contenham erros ou imprecisões que possam afetar os resultados.

A Tabela 4.7 apresenta os resultados referentes à existência de potenciais efeitos moderadores. As colunas (1) a (3) reportam as estimativas obtidas por meio do modelo Logit, enquanto as colunas (4) a (6) apresentam os resultados estimados via modelo Probit. É importante destacar que a variável de interesse, *Conta Digital*, manteve-se consistentemente negativa em todas as especificações.

Tabela 4.7 – Average Marginal Effect - AME

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Conta Digital	-0,306*** (0,073)	-0,375** (0,178)	-0,251*** (0,064)	-0,259*** (0,057)	-0,366** (0,151)	-0,254*** (0,059)
Interação Conta Digital × Transferência Governamental	0,174** (0,086)			0,126* (0,074)		
Interação Conta Digital × Celular próprio		0,206 (0,182)			0,199 (0,155)	
Interação Conta Digital × Mulher			0,143* (0,080)			0,144** (0,073)
Variáveis de Controle	✓	✓	✓	✓	✓	✓
N	1644	1644	1644	1644	1644	1644

Fonte: Elaboração própria do autor.

Notas: *** Significante a 1%, ** Significante a 5%, Significante a 10%. Erro-padrão robusto entre parênteses. Pesos amostrais considerados.

Os resultados da análise revelam efeitos moderadores significativos para a posse de conta digital em relação à pobreza. A interação entre Conta Digital e *Transferência Governamental* mostrou-se positiva e significativa, indicando que o impacto da posse de conta digital na redução da pobreza é amplificado quando o indivíduo também recebe transferências governamentais. Essa combinação pode ter um efeito mais positivo na redução da pobreza do que apenas a conta digital isoladamente. Ademais, a interação entre *Conta Digital* e *Mulher* também apresentou um efeito positivo e significativo, sugerindo que o impacto da posse de conta digital é intensificado quando o indivíduo é do sexo feminino, resultando em uma redução mais acentuada na pobreza em comparação os homens. Por outro lado, a interação entre *Conta Digital* e *Celular Próprio* não mostrou significância estatística, indicando que a posse de um celular próprio não parece moderar o efeito da conta digital na pobreza, pelo menos com base nos dados e especificações do modelo utilizados. Essas descobertas ressaltam a importância de considerar fatores específicos que possam influenciar a relação entre a posse de conta digital e a pobreza, o que pode ser crucial para o desenvolvimento de políticas mais efetivas no combate à pobreza e à exclusão digital.

4.7 Considerações Finais

Este estudo fornece contribuições relevantes para a literatura nacional acerca da relação entre inclusão financeira e a pobreza. Até o presente momento, quando comparado as evidências internacionais, essa discussão encontra-se aquém no Brasil. Embora comparações com outros estudos internacionais devam ser realizadas com cautela, sobretudo por causa dos diferentes contextos em que essa inclusão é realizada, as descobertas corroboram com os achados da literatura internacional.

Os principais resultados do presente estudo destacam uma forte correlação entre

a inclusão financeira, tanto por meio de contas digitais quanto físicas, e a diminuição da pobreza. Essa constatação sugere que promover a acessibilidade ao sistema financeiro pode ser uma estratégia importante para reduzir as chances de os indivíduos viverem abaixo da linha da pobreza, o que, por sua vez, contribui para o alcance dos objetivos da Agenda 2030 da ONU, incluindo a erradicação da pobreza.

Os resultados destacam que o efeito da inclusão financeira por meio de contas digitais é significativamente maior do que o efeito da inclusão por meio de contas físicas. Isso sugere que a democratização dos serviços financeiros baseados em tecnologia pode ser uma estratégia mais eficaz para reduzir a pobreza do que a expansão dos serviços bancários físicos. A disponibilidade de serviços financeiros digitais pode eliminar várias barreiras à entrada, como altas tarifas, custos financeiros elevados, distâncias geográficas e outras barreiras logísticas. Além disso, pode ser mais acessível para populações marginalizadas, como pessoas que vivem em áreas remotas ou em situação de vulnerabilidade socioeconômica. Portanto, a promoção de serviços financeiros digitais indica ser um passo importante na luta contra a pobreza e busca pela equidade financeira.

Também identificamos potenciais efeitos moderadores relevantes na relação entre pobreza e inclusão financeira, especialmente através das contas digitais. Observamos que essa relação é amplificada quando consideramos os canais de transferências governamentais e o gênero dos indivíduos. Em outras palavras, a posse de contas digitais tem um impacto mais significativo na redução da pobreza quando combinada com o recebimento de transferências governamentais ou quando se trata de mulheres. Essas descobertas enfatizam a importância de considerar esses fatores de moderação ao formular políticas públicas que visam combater a exclusão social e econômica através da promoção da inclusão financeira.

Embora nossas evidências sejam interessantes, é importante considerar as limitações do estudo ao interpretá-las. Em primeiro lugar, a forma como a base de dados foi construída não permite diferenciar as linhas de pobreza. Isso impede a observação dos efeitos da inclusão digital nos diferentes graus de pobreza. Além disso, a maioria das variáveis, incluindo os níveis educacionais, é categórica, o que dificulta análises mais completas. Em segundo lugar, apesar do aumento da inclusão financeira está próximo de um evento exógeno, existe a possibilidade de haver vieses causados pela endogeneidade. Isso limita a interpretação dos resultados como efeitos causais, embora acredite-se que a existência de viés seja pequena. A terceira limitação refere-se ao potencial de seleção amostral, mas os testes de robustez realizados sugerem que esse viés pode ser pequeno. Por fim, a natureza dos dados, coletados a partir de autorrelatos, pode estar sujeita a distorções ou informações incoerentes.

Apesar das limitações apresentadas, os resultados são significativos para entender como a inclusão financeira pode auxiliar na redução da pobreza em países em desenvolvimento, como o Brasil. Para futuras pesquisas, é necessário incluir dados mais

detalhados e elaborar estratégias que garantam a inclusão de pessoas que ainda não têm acesso aos serviços financeiros, especialmente os mais vulneráveis. É importante ressaltar que a exclusão financeira ainda é uma realidade para milhões de brasileiros, e que políticas públicas destinadas a combater a pobreza devem incluir estratégias para aumentar a inclusão financeira. A promoção de tecnologias digitais pode ser uma forma eficiente de alcançar esses objetivos, e garantir um futuro mais justo e equitativo para a população brasileira, especialmente os mais pobres. É esperado que os estudos deste natureza possam ser úteis para os formuladores de políticas e os pesquisadores que trabalham em prol da inclusão financeira e da redução da pobreza no Brasil, bem como em outros países em desenvolvimento.

Referências

ABADIE, A. Using synthetic controls: Feasibility, data requirements, and methodological aspects. **Journal of Economic Literature**, v. 59, n. 2, p. 391–425, 2021.

ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of california's tobacco control program. **Journal of the American statistical Association**, Taylor & Francis, v. 105, n. 490, p. 493–505, 2010.

_____. Comparative politics and the synthetic control method. **American Journal of Political Science**, Wiley Online Library, v. 59, n. 2, p. 495–510, 2015.

ABADIE, A.; GARDEAZABAL, J. The economic costs of conflict: A case study of the basque country. **American economic review**, v. 93, n. 1, p. 113–132, 2003.

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. Institutions as a fundamental cause of long-run growth. **Handbook of economic growth**, Elsevier, v. 1, p. 385–472, 2005.

AKER, J. C.; BOUMNIJEL, R.; MCCLELLAND, A.; TIERNEY, N. Payment mechanisms and antipoverty programs: Evidence from a mobile money cash transfer experiment in niger. **Economic Development and Cultural Change**, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 65, n. 1, p. 1–37, 2016.

ALLEN, F.; DEMIRGUC-KUNT, A.; KLAPPER, L.; PERIA, M. S. M. The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. **Journal of financial Intermediation**, Elsevier, v. 27, p. 1–30, 2016.

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. The credibility revolution in empirical economics: How better research design is taking the con out of econometrics. **Journal of economic perspectives**, v. 24, n. 2, p. 3–30, 2010.

ARBACHE, J. S.; DICKERSON, A.; GREEN, F. Trade liberalisation and wages in developing countries. **The Economic Journal**, Oxford University Press Oxford, UK, v. 114, n. 493, p. F73–F96, 2004.

ARON, J. Mobile money and the economy: a review of the evidence. **The World Bank Research Observer**, Oxford University Press, v. 33, n. 2, p. 135–188, 2018.

ATHEY, S.; IMBENS, G. W. The state of applied econometrics: Causality and policy evaluation. **Journal of Economic Perspectives**, v. 31, n. 2, p. 3–32, 2017.

AUTOR, D.; DORN, D.; HANSON, G. H. **On the persistence of the China shock**. [S.l.], 2021.

AUTOR, D. H.; DORN, D.; HANSON, G. H. The china syndrome: Local labor market effects of import competition in the united states. **American economic review**, American Economic Association, v. 103, n. 6, p. 2121–2168, 2013.

AUTOR, D. H.; LEVY, F.; MURNANE, R. J. The skill content of recent technological change: An empirical exploration. **The Quarterly journal of economics**, MIT Press, v. 118, n. 4, p. 1279–1333, 2003.

BAYE, M. R.; WRIGHT, J. D. Is antitrust too complicated for generalist judges? the impact of economic complexity and judicial training on appeals. **The Journal of Law and Economics**, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 54, n. 1, p. 1–24, 2011.

BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. **Journal of political Economy**, The University of Chicago Press, v. 87, n. 6, p. 1153–1189, 1979.

_____. Human capital and the rise and fall of families. **Journal of labor economics**, University of Chicago Press, v. 4, n. 3, Part 2, p. S1–S39, 1986.

BORJAS, G. J. Immigrants, minorities, and labor market competition. **ILR Review**, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 40, n. 3, p. 382–392, 1987.

_____. Assimilation and changes in cohort quality revisited: what happened to immigrant earnings in the 1980s? **Journal of labor economics**, University of Chicago Press, v. 13, n. 2, p. 201–245, 1995.

_____. The wage impact of the marielitos: A reappraisal. **ILR Review**, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 70, n. 5, p. 1077–1110, 2017.

BORUSYAK, K.; DIX-CARNEIRO, R.; KOVAK, B. Understanding migration responses to local shocks. **Available at SSRN 4086847**, 2022.

CARD, D. The impact of the mariel boatlift on the miami labor market. **ILR Review**, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 43, n. 2, p. 245–257, 1990.

CARD, D.; PERI, G. Immigration economics by george j. borjas: a review essay. **Journal of Economic Literature**, v. 54, n. 4, p. 1333–49, 2016.

CARDOSO, B. B. A implementação do auxílio emergencial como medida excepcional de proteção social. **Revista de Administração Pública**, SciELO Brasil, v. 54, p. 1052–1063, 2020.

CARLINER, G. Wages, earnings and hours of first, second, and third generation american males. **Economic Inquiry**, Wiley Online Library, v. 18, n. 1, p. 87–102, 1980.

CHIBBA, M. Financial inclusion, poverty reduction and the millennium development goals. **The European Journal of Development Research**, Springer, v. 21, p. 213–230, 2009.

CHISWICK, B. R. The effect of americanization on the earnings of foreign-born men. **Journal of political Economy**, The University of Chicago Press, v. 86, n. 5, p. 897–921, 1978.

COLLINS, D.; NG'WENO, A. Do financial inclusion efforts really have an impact on poverty? **Stanford Social Innovation Review**, 2018.

- CORSEUIL, C. H. L. C.; KUME, H. C. A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2003.
- COSAR, A. K. Adjusting to trade liberalization: Reallocation and labor market policies. **University of Chicago Booth School of Business, unpublished manuscript**, p. 1–43, 2013.
- DEFREITAS, G. The earnings of immigrants in the american labor market. In: **Fourth Annual Meeting**. [S.l.: s.n.], 1981. p. 58.
- DEMIREL, B.; ERGIN, M.; ÖZHASENEKLER, A.; TEKE, C.; TANRIVERDI, F.; ÇELIK, G. K.; ŞENER, A.; GÜNAYDIN, G. P.; GÖKHAN, Ş. The influence of alcohol related accidents on health care cost. **Disaster and Emergency Medicine Journal**, v. 3, n. 3, p. 71–74, 2018.
- DEMIRGUC-KUNT, A.; KLAPPER, L.; SINGER, D.; ANSAR, S.; HESS, J. et al. Global finindex database 2017 [la base de datos global finindex 2017]. **World Bank Publications**, The World Bank, 2018.
- DIX-CARNEIRO, R. Trade liberalization and labor market dynamics. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 82, n. 3, p. 825–885, 2014.
- DIX-CARNEIRO, R.; KOVAK, B. K. Trade liberalization and the skill premium: A local labor markets approach. **American Economic Review**, v. 105, n. 5, p. 551–57, 2015.
- _____. Trade liberalization and regional dynamics. **American Economic Review**, v. 107, n. 10, p. 2908–46, 2017.
- _____. Margins of labor market adjustment to trade. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 117, p. 125–142, 2019.
- FERMAN, B.; PINTO, C. Synthetic controls with imperfect pretreatment fit. **Quantitative Economics**, Wiley Online Library, v. 12, n. 4, p. 1197–1221, 2021.
- FIGUEIREDO, E.; LIMA, L. R. Unintended consequences of trade integration on child labor. **Journal of Economic Behavior & Organization**, Elsevier, v. 194, p. 523–541, 2022.
- FINETTI, B. d. Foresight: Its logical laws, its subjective sources. In: **Breakthroughs in statistics**. [S.l.]: Springer, 1992. p. 134–174.
- FINK, G.; JACK, B. K.; MASIYE, F. **Seasonal credit constraints and agricultural labor supply: Evidence from Zambia**. [S.l.], 2014.
- FREGUGLIA, R. S.; MENEZES-FILHO, N. A. Inter-regional wage differentials with individual heterogeneity: evidence from brazil. **The annals of regional science**, Springer, v. 49, n. 1, p. 17–34, 2012.
- GAMA, L. C. D.; HERMETO, A. M. Diferencial de ganhos entre migrantes e não migrantes em minas gerais. **Revista Brasileira de Estudos de População**, SciELO Brasil, v. 34, n. 2, p. 341–366, 2017.

- GAMA, L. C. D.; MACHADO, A. F. Migração e rendimentos no brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010. **Estudos avançados**, SciELO Brasil, v. 28, p. 155–174, 2014.
- GAMMAGE, S.; KES, A.; WINOGRAD, L.; SULTANA, N.; HILLER, S.; BOURGAULT, S. Gender and digital financial inclusion: What do we know and what do we need to know. **International Center for Research on Women (ICRW)**, 2017.
- GASTWIRTH, J. L. A general definition of the lorenz curve. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1037–1039, 1971.
- _____. The estimation of the lorenz curve and gini index. **The review of economics and statistics**, JSTOR, p. 306–316, 1972.
- GELMAN, A. Analysis of variance. **Qual. Control Appl. Stats**, v. 20, n. 1, p. 295–300, 2005.
- GELY, R.; SPILLER, P. T. et al. The political economy of supreme court constitutional decisions: The case of roosevelt's court-packing plan. **International Review of Law and Economics**, v. 12, n. 1, p. 45–67, 1992.
- GOLDBERG, P. K.; PAVCNIK, N. Trade, wages, and the political economy of trade protection: evidence from the colombian trade reforms. **Journal of international Economics**, Elsevier, v. 66, n. 1, p. 75–105, 2005.
- _____. Distributional effects of globalization in developing countries. **Journal of economic Literature**, v. 45, n. 1, p. 39–82, 2007.
- GONZAGA, G.; FILHO, N. M.; TERRA, C. Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in brazil. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 68, n. 2, p. 345–367, 2006.
- GREENWOOD, J.; JOVANOVIC, B. Financial development, growth, and the distribution of income. **Journal of political Economy**, The University of Chicago Press, v. 98, n. 5, Part 1, p. 1076–1107, 1990.
- GREENWOOD, M. J.; MCDOWELL, J. M. The factor market consequences of us immigration. **Journal of Economic Literature**, JSTOR, v. 24, n. 4, p. 1738–1772, 1986.
- GROSSMAN, J. B. The substitutability of natives and immigrants in production. **The review of economics and statistics**, JSTOR, p. 596–603, 1982.
- GUNSILIUS, F. Distributional synthetic controls. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 91, n. 3, p. 1105–1117, 2023.
- HADJIZACHARIA, P.; O'KEEFFE, T.; PLURAD, D.; GREEN, D.; BROWN, C.; CHAN, L.; DEMETRIADES, D.; RHEE, P. Alcohol exposure and outcomes in trauma patients. **European Journal of Trauma and Emergency Surgery**, Springer, v. 37, n. 2, p. 169–175, 2011.
- HELPMAN, E.; ITSKHOKI, O.; MUENDLER, M.-A.; REDDING, S. J. Trade and inequality: From theory to estimation. **The Review of Economic Studies**, Oxford University Press, v. 84, n. 1, p. 357–405, 2017.

- HOLLAND, P. W. Statistics and causal inference. **Journal of the American statistical Association**, Taylor & Francis, v. 81, n. 396, p. 945–960, 1986.
- HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S.; STURDIVANT, R. X. **Applied logistic regression**. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2013. v. 398.
- JACK, W.; RAY, A.; SURI, T. Transaction networks: Evidence from mobile money in kenya. **American Economic Review**, American Economic Association, v. 103, n. 3, p. 356–361, 2013.
- JONES, L. Guest editorial: Poverty reduction in the fintech age. **Enterp. Dev. Microfinance**, v. 29, p. 99–102, 2018.
- JOSEPH, J. V.; ROSHAN, R. R.; SUDHAKAR, G.; PRASANTH, R.; ABHILASH, K. P. P. et al. Did the supreme court liquor shop ban in 2017 on highways impact the incidence and severity of road traffic accidents. **Current Medical Issues**, Medknow Publications, v. 18, n. 3, p. 165, 2020.
- JUNIOR, E. d. R. d. S. **Migração e seleção: o caso do Brasil**. Tese (Doutorado), 2002.
- JUSTO, W. R.; FERREIRA, R. A.; LIMA, C. F. de; MARTINS, G. N. Migração intermunicipal no brasil: a dinâmica dos fluxos migratórios municipais. **Economia e Desenvolvimento**, 2009.
- KARLAN, D.; ZINMAN, J. Expanding credit access: Using randomized supply decisions to estimate the impacts. **The Review of Financial Studies**, Society for Financial Studies, v. 23, n. 1, p. 433–464, 2010.
- KLAPPER, L.; EL-ZOGHBI, M.; HESS, J. Achieving the sustainable development goals. **The role of financial inclusion**. Available online: <http://www.ccgap.org>. Accessed, v. 23, n. 5, p. 2016, 2016.
- KOVAK, B. K. Regional effects of trade reform: What is the correct measure of liberalization? **American Economic Review**, v. 103, n. 5, p. 1960–76, 2013.
- KOVAK, B. K. et al. Regional labor market effects of trade policy: Evidence from brazilian liberalization. In: RESEARCH SEMINAR IN INTERNAT. ECONOMICS, GERALD R. FORD SCHOOL OF PUBLIC POLICY. [S.l.], 2010.
- KULKARNI, A.; KUMAR, A.; LENKA, S.; PUROHIT, P.; SHARMA, P. **Economic Impact Analysis of Supreme Court Judgement Prohibiting Sale of Alcohol on Highways**. 2017.
- KUME, H. A política tarifária brasileira no período 1980-88: avaliação e reforma. **Série Épico**, v. 17, 1990.
- KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. B. de. A política brasileira de importação no período 1987-1998: Descrição e avaliação. **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário**, MTE, p. 9, 2003.
- LIMA, L. R.; FIGUEIREDO, E. The long-run effect of economic shocks on child health: Evidence from the brazilian trade liberalization. **Available at SSRN - Working paper**, 2022.

- LLANTO, G. M.; ROSELLON, M. A. D.; ORTIZ, M.; KRISTINA, P. E-finance in the philippines: Status and prospects for digital financial inclusion. PIDS Discussion Paper Series, 2018.
- LYONS, A.; KASS-HANNA, J.; ZUCCHETTI, A.; COBO, C. Leaving no one behind: Measuring the multidimensionality of digital literacy in the age of ai and other transformative technologies. T-20 Japan 2019, 2019.
- LYONS, A. C.; KASS-HANNA, J.; GREENLEE, A. Impacts of financial and digital inclusion on poverty in south asia and sub-saharan africa. **Available at SSRN 3684265**, 2020.
- LYONS, A. C.; ZUCCHETTI, A.; KASS-HANNA, J.; COBO, C. Bridging the gap between digital skills and employability for vulnerable populations. **IN THE DIGITAL AGE**, 2019.
- MASINO, S.; NIÑO-ZARAZÚA, M. Improving financial inclusion through the delivery of cash transfer programmes: The case of mexico's progres-a-oportunidades-prospera programme. **The Journal of Development Studies**, Taylor & Francis, v. 56, n. 1, p. 151–168, 2020.
- MINCER, J. A. Schooling and earnings. In: **Schooling, experience, and earnings**. [S.l.]: NBER, 1974. p. 41–63.
- MURALIDHARAN, K.; NIEHAUS, P.; SUKHTANKAR, S. Building state capacity: Evidence from biometric smartcards in india. **American Economic Review**, American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, TN 37203, v. 106, n. 10, p. 2895–2929, 2016.
- NAKAGUMA, M. Y.; RESTREPO, B. J. Restricting access to alcohol and public health: Evidence from electoral dry laws in brazil. **Health economics**, Wiley Online Library, v. 27, n. 1, p. 141–156, 2018.
- NEYMAN, J. S. On the application of probability theory to agricultural experiments. essay on principles. section 9.(translated and edited by dm dabrowska and tp speed, statistical science (1990), 5, 465–480). **Annals of Agricultural Sciences**, v. 10, p. 1–51, 1923.
- NUNES, H. D. d. S. Inovação no pagamento de benefícios sociais: estudo de caso da caixa econômica federal no pagamento do auxílio emergencial. Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, 2022.
- OREN-KOLBINGER, O. Do tax judges think about the economy? **Loy. U. Chi. LJ**, HeinOnline, v. 52, p. 437, 2020.
- PANG, X.; LIU, L.; XU, Y. A bayesian alternative to synthetic control for comparative case studies. **Political Analysis**, Cambridge University Press, v. 30, n. 2, p. 269–288, 2022.
- PAVCNIK, N.; BLOM, A.; GOLDBERG, P.; SCHADY, N. Trade liberalization and industry wage structure: Evidence from brazil. **The World Bank Economic Review**, Oxford University Press, v. 18, n. 3, p. 319–344, 2004.

- PAZ, L. S. The impacts of trade liberalization on informal labor markets: A theoretical and empirical evaluation of the brazilian case. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 92, n. 2, p. 330–348, 2014.
- PAZARBASIOGLU, C.; MORA, A. G.; UTTAMCHANDANI, M.; NATARAJAN, H.; FEYEN, E.; SAAL, M. Digital financial services. **World Bank Group**, 2020.
- PERI, G.; YASENOV, V. The labor market effects of a refugee wave synthetic control method meets the mariel boatlift. **Journal of Human Resources**, University of Wisconsin Press, v. 54, n. 2, p. 267–309, 2019.
- RAMALHO, H. M. d. B. **Migração, seleção e desigualdades de renda-evidências para o Brasil metropolitano a partir do Censo Demográfico de 2000**. [S.l.], 2005.
- RILEY, E. Mobile money and risk sharing against village shocks. **Journal of Development Economics**, Elsevier, v. 135, p. 43–58, 2018.
- ROA, M. J. **Financial inclusion in Latin America and the Caribbean: access, usage and quality**. [S.l.]: CEMLA Mexico, DF, 2015. v. 10.
- RUBIN, D. B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. **Journal of educational Psychology**, American Psychological Association, v. 66, n. 5, p. 688, 1974.
- SILVA, T.; NETO, R. S. Migração e seleção no brasil: evidências para o decênio 1993-2003. **Anais do X Encontro Regional de Economia, Fortaleza**, 2005.
- SILVA, V. A. da. A questão da demarcação das terras indígenas raposa serra do sol e o desenvolvimento socioeconômico de roraima. **EXAMÂPAKU**, v. 4, n. 1, 2011.
- SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **Journal of political Economy**, The University of Chicago Press, v. 70, n. 5, Part 2, p. 80–93, 1962.
- SURI, T.; JACK, W. The long-run poverty and gender impacts of mobile money. **Science**, American Association for the Advancement of Science, v. 354, n. 6317, p. 1288–1292, 2016.
- TOPALOVA, P. Trade liberalization, poverty and inequality: Evidence from indian districts. In: **Globalization and poverty**. [S.l.]: University of Chicago Press, 2007. p. 291–336.
- _____. Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: Evidence on poverty from india. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 2, n. 4, p. 1–41, 2010.
- WINTERS, L. A.; MCCULLOCH, N.; MCKAY, A. Trade liberalization and poverty: the evidence so far. **Journal of economic literature**, v. 42, n. 1, p. 72–115, 2004.
- XU, Y. Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models. **Political Analysis**, Cambridge University Press, v. 25, n. 1, p. 57–76, 2017.
- YAGAN, D. Moving to opportunity? migratory insurance over the great recession. **Job Market Paper**, 2014.

Apêndices

APÊNDICE A – Capítulo 1

Tabela A1 – Preditores do Logaritmo do Salário Real Formal

Variáveis	Roraima	Roraima Sintética	Estados de Controle
Proporção de trabalhadores High-skill	0,067	0,205	0,205
Proporção de trabalhadores na Indústria	0,682	0,570	0,594
Log do Salário médio em 2012	7,418	7,414	7,481
Log do Salário médio em 2014	7,401	7,403	7,514

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela A2 – Pesos do Controle Sintético para as Unidades de Controle - Logaritmo do Salário Real Formal

Código UF	Estados	Pesos (= w)
11	Rondônia	–
12	Acre	–
13	Amazonas	–
15	Pará	0,590
16	Amapá	–
17	Tocantins	–
21	Maranhão	–
22	Piauí	–
23	Ceará	0,272
24	Rio Grande do Norte	–
25	Paraíba	–
26	Pernambuco	–
27	Alagoas	0,137
28	Sergipe	–
29	Bahia	–
31	Minas Gerais	–
32	Espírito Santo	–
33	Rio de Janeiro	–
35	São Paulo	–
41	Paraná	–
42	Santa Catarina	–
43	Rio Grande do Sul	–
50	Mato Grosso do Sul	–
51	Mato Grosso	–
52	Goiás	–
53	Distrito Federal	–

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela A3 – Preditores do Emprego Formal

Variáveis	Roraima	Roraima Sintética	Estados de Controle
Proporção de trabalhadores <i>High-skill</i>	0,260	0,208	0,196
Proporção de trabalhadores <i>Low-skill</i>	0,193	0,269	0,295
Proporção de trabalhadores na Indústria	0,072	0,078	0,151
Emprego Formal médio em 2012	0,440	0,442	0,558
Emprego Formal médio em 2013	0,488	0,489	0,574
Emprego Formal médio em 2014	0,494	0,492	0,580

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela A4 – Pesos do Controle Sintético para os Estados - Emprego Formal

Código UF	Estado	Pesos (= w)
11	Rondônia	–
12	Acre	–
13	Amazonas	–
15	Pará	–
16	Amapá	0,566
17	Tocantins	–
21	Maranhão	0,196
22	Piauí	0,238
23	Ceará	–
24	Rio Grande do Norte	–
25	Paraíba	–
26	Pernambuco	–
27	Alagoas	–
28	Sergipe	–
29	Bahia	–
31	Minas Gerais	–
32	Espírito Santo	–
33	Rio de Janeiro	–
35	São Paulo	–
41	Paraná	–
42	Santa Catarina	–
43	Rio Grande do Sul	–
50	Mato Grosso do Sul	–
51	Mato Grosso	–
52	Goiás	–
53	Distrito Federal	–

Fonte: Elaboração própria do autor.

Tabela A5 – Preditores do Emprego Informal

Variáveis	Roraima	Roraima Sintética	Estados de Controle
Proporção de trabalhadores na Indústria	0,069	0,092	0,142
Proporção de trabalhadores não formais em 2012	0,228	0,231	0,212
Proporção de trabalhadores não formais em 2013	0,244	0,231	0,207
Proporção de trabalhadores não formais em 2014	0,200	0,204	0,196
Proporção de trabalhadores não formais em 2015	0,193	0,199	0,194

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Tabela A6 – Pesos do Controle Sintético para os Estados - Emprego Informal

Código UF	Estados	Pesos (= w)
11	Rondônia	–
12	Acre	0,481
13	Amazonas	–
15	Pará	–
16	Amapá	0,077
17	Tocantins	–
21	Maranhão	–
22	Piauí	–
23	Ceará	–
24	Rio Grande do Norte	0,070
25	Paraíba	–
26	Pernambuco	–
27	Alagoas	–
28	Sergipe	0,372
29	Bahia	–
31	Minas Gerais	–
32	Espírito Santo	–
33	Rio de Janeiro	–
35	São Paulo	–
41	Paraná	–
42	Santa Catarina	–
43	Rio Grande do Sul	–
50	Mato Grosso do Sul	–
51	Mato Grosso	–
52	Goiás	–
53	Distrito Federal	–

Fonte: Elaboração própria do autor.

APÊNDICE B – Capítulo 2

As Tabelas B1 e B2 apresentam as evidências referentes aos testes de robustez aplicados para os rendimentos formais dos migrantes e nativos, respectivamente. Além disso, todas as Tabelas contém o resultado principal para fins de comparação. Em todas as estimações incluímos trajetórias de pré-liberalização, (1986-1990), obtidas segundo Dix-Carneiro e Kovak (2017). No Painel E adicionamos as tendências pré-liberalização mais longas, que são computadas a partir do Censo demográfico. A trajetória 1980-1991 consiste nos rendimentos formais, em que a formalidade é definida conforme o trabalho contribui ou não com o Sistema de Previdência. Não obstante, a variável de controle 1970-1980 corresponde a variação salarial para todos os trabalhadores, tendo em vista que o Censo de 1970 não dispõe de informações sobre informalidade.

No painel A usamos a Taxa Efetiva de Proteção da Indústria (ERP) como medida de mudanças tarifárias, ao invés das tarifas nominais. As divergências de magnitude das estimativas são esperadas em razão da própria diferença entre as tarifas nominais e a efetiva proteção dada à Indústria, pois estas absorvem o efeito geral do choque comercial sobre os produtores de um setor qualquer, incorporando as alterações tarifárias nos insumos e produtos relativos a cada setor. Como existe forte correlação entre o $RT R_r$ baseado na taxa efetiva de proteção e o $RT R_r$ elaborado com base nas tarifas nominais, a variação no crescimento dos rendimentos explicada por ambas as versões são quase similares.

O Painel B omite os efeitos fixos ao nível de indústria quando computamos os rendimentos regionais, o que preserva a variação nos rendimentos em nível de indústria nacional na variável de resultado. O Painel C mensura a Redução Tarifária Regional ($RT R_r$) em (2) empregando pesos com base na distribuição inicial do emprego formal da determinada indústria, ao invés do emprego geral. No Painel D todas as regiões são ponderadas igualmente, enquanto em nosso principal resultado ponderamos pelo inverso do erro padrão ao quadrado da variável dependente. Finalmente, o Painel F incorpora o setor não-comercializável com zero mudanças tarifárias. Esse variável ignora a principal hipótese do modelo, qual seja: os preços dos setores não comercializáveis se movem juntos com os preços dos setores comercializáveis. Note-se que, ao fazer ao violar a suposição, os resultados são superestimados. Dado que a magnitude da variável de choque comercial é menor, as estimativas dos coeficientes tornam-se maiores.

As Tabelas B3 e B4 contém os resultados para o emprego formal dos migrantes e nativos, respectivamente. Os rótulos correspondem aos mesmos das Tabelas anteriores. Quando não é possível computar a especificação descrita indicamos como não aplicável. Como é possível observar, nossos resultados mantém-se consistentes mesmo aplicando

diferentes especificações.

Finalmente, as Tabelas B5 e B6 a existência de potenciais *confounders* influenciando nos resultados pós-liberalização. As reduções tarifárias após a abertura comercial e a variações na Taxa de Câmbio real são computadas de modo análogo à Dix-Carneiro e Kovak (2017). Não encontramos mudanças substanciais em nossas descobertas, o que nos permite rejeitar a existências de potenciais *confounders*.

Tabela B1 – Teste de Robustez para os Rendimentos Formais dos migrantes

Log da Variação do Salário Formal	1991-2000	1991-2010
	(1)	(2)
Migrantes		
(RTR_r) Resultado Principal	-0.007 (0.118)	-0.338* (0.186)
Painel A: (RTR_r) Usando Taxa Efetiva de Proteção	0.013 (0.079)	-0.199* (0.118)
Painel B: (RTR_r) Sem Efeitos Fixos de Indústria	-0.064 (0.136)	-0.737*** (0.229)
Painel C: (RTR_r) Usando pesos do emprego formal da Indústria	0.003 (0.204)	-0.375 (0.277)
Painel D: (RTR_r) Regressão igualmente ponderada	0.074 (0.173)	-0.221 (0.247)
Painel E: (RTR_r) Tendências Pré-Liberalização 1970-1980 e 1980-1991	-0.187 (0.120)	-0.647*** (0.166)
Painel F: (RTR_r) Incluindo zero mudanças de preço no Setor Não-Comercializável	-1.592*** (0.388)	-2.972*** (0.651)
Efeitos-fixos de Estado	✓	✓
Tendências Pré-Liberalização, (86-90)	✓	✓

Notas: Coeficientes negativos (positivos) para RTR_r resultam em maiores reduções (aumentos) nos rendimentos formais em regiões que experimentaram maiores reduções tarifárias. Temos 474 observações de microrregiões, exceto o painel E, que emprega uma definição de região mais agregada com 405 observações para consistência com as informações dos Censos de 1970 e 1980. Os ganhos regionais são calculados controlando para idade, sexo, educação e setor de trabalho. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 agrupamentos de mesorregiões, exceto os painéis E que possui agrupamentos de 90 mesorregiões. A Matriz de covariância foi ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da variável dependente, exceto no painel D. Notas: *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Tabela B2 – Teste de Robustez para os Rendimentos Formais dos Nativos

Log da Variação do Salário Formal	1991-2000 (1)	1991-2010 (2)
Nativos		
(RTR_r) Resultado Principal	-0.319*** (0.117)	-0.952*** (0.185)
Painel A: (RTR_r) Usando Taxa Efetiva de Proteção	-0.169** (0.080)	-0.570*** (0.117)
Painel B: (RTR_r) Sem Efeitos Fixos de Indústria	-0.383*** (0.132)	-1.272*** (0.219)
Painel C: (RTR_r) Usando pesos do emprego formal da Indústria	-0.401** (0.195)	-1.214*** (0.263)
Painel D: (RTR_r) Regressão igualmente ponderada	0.012 (0.176)	-0.320 (0.245)
Painel E: (RTR_r) Tendências Pré-Liberalização 1970-1980 e 1980-1991	-0.255** (0.120)	-0.760*** (0.168)
Painel F: (RTR_r) Incluindo zero mudanças de preço no Setor Não-Comercializável	-2.578*** (0.500)	-4.435*** (0.680)
Efeitos-fixos de Estado	✓	✓
Tendências Pré-Liberalização, (86-90)	✓	✓

Notas: Coeficientes negativos (positivos) para RTR_r resultam em maiores reduções (aumentos) nos rendimentos formais em regiões que experimentaram maiores reduções tarifárias. Temos 475 observações de microrregiões, exceto o painel E, que emprega uma definição de região mais agregada com 405 observações para consistência com as informações dos Censos de 1970 e 1980. Os ganhos regionais são calculados controlando para idade, sexo, educação e setor de trabalho. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 agrupamentos de mesorregiões, exceto os painéis E que possui agrupamentos de 90 mesorregiões. Matriz de covariância ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da variável dependente, exceto no painel D. Notas: *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Tabela B3 – Teste de Robustez para o Emprego Formal dos migrantes

Log da Variação do Emprego Formal	1991-2000 (1)	1991-2010 (2)
Migrantes		
(RTR_r) Resultado Principal	-1.125*** (0.401)	-3.731*** (0.629)
Painel A: (RTR_r) usando Taxa Efetiva de Proteção	-0.693*** (0.267)	-2.320*** (0.424)
Painel B: Não Aplicável		
Painel C: (RTR_r) usando pesos do emprego formal da Indústria	-2.074*** (0.525)	-5.505*** (1.126)
Painel D: Não Aplicável		
Painel E: (RTR_r) Tendências Pré-Liberalização 1970-1980 e 1980-1991	-1.340*** (0.298)	-3.764*** (0.507)
Painel F: (RTR_r) Incluindo zero mudanças de preço no Setor Não-Comercializável	-5.488*** (1.565)	-11.693*** (3.112)
Efeitos-fixos de Estado	✓	✓
Tendências Pré-Liberalização, (86-90)	✓	✓

Notas: Coeficientes negativos (positivos) para RTR_r resultam em maiores reduções (aumentos) nos empregos formais em regiões que experimentaram maiores reduções tarifárias. Temos 475 observações de microrregiões, exceto o painel E, que emprega uma definição de região mais agregada com 381 observações para consistência com as informações dos Censos de 1970 e 1980. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 agrupamentos de mesorregiões, exceto os painéis E que possui agrupamentos de 90 mesorregiões. Notas: *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Tabela B4 – Teste de Robustez para o Emprego Formal dos Nativos

Log da Variação do Emprego Formal	1991-2000 (1)	1991-2010 (2)
Nativos		
(RTR_r) Resultado Principal	-1.655*** (0.264)	-2.558*** (0.426)
Painel A: (RTR_r) usando Taxa Efetiva de Proteção	-1.099*** (0.182)	-1.682*** (0.300)
Painel B: Não Aplicável		
Painel C: (RTR_r) Usando pesos da Indústria relativos ao emprego formal	-1.287** (0.567)	-2.029** (0.892)
Painel D: Não Aplicável		
Painel E: (RTR_r) Tendências Pré-Liberalização 1970-1980 e 1980-1991	-1.874*** (0.221)	-2.806*** (0.426)
Painel F: (RTR_r) Incluindo zero mudanças de preço no Setor Não-Comercializável	-3.071*** (1.080)	-5.576*** (1.672)
Efeitos-fixos de Estado	✓	✓
Tendências Pré-Liberalização, (86-90)	✓	✓

Notas: Coeficientes negativos (positivos) para RTR_r resultam em maiores reduções (aumentos) nos empregos formais em regiões que experimentaram maiores reduções tarifárias. Temos 475 observações de microrregiões, exceto o painel E, que emprega uma definição de região mais agregada com 382 observações para consistência com as informações dos Censos de 1970 e 1980. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 agrupamentos de mesorregiões, exceto os painéis E que possui agrupamentos de 90 mesorregiões. Notas: *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

Tabela B5 – Teste de Robustez para os Rendimentos Formais dos migrantes

Log da Variação do Salário Formal	1991-2000 (1)	1991-2010 (2)
Migrantes		
($RT R_r$) Resultado Principal	-0.007 (0.118)	-0.338* (0.186)
Painel A: ($RT R_r$) Reduções de Tarifas Pós-Liberalização (1995 - t > 1995)	0.100 (0.167)	-0.208 (0.201)
Painel B: ($RT R_r$) Variações na Taxa de Câmbio	0.041 (0.137)	-0.290 (0.205)
Efeitos-fixo de Estado	✓	✓
Tendências Pré-Liberalização, (86-90)	✓	✓

Notas: Coeficientes negativos (positivos) para $RT R_r$ resultam em maiores reduções (aumentos) nos rendimentos formais em regiões que experimentaram maiores reduções tarifárias. Temos 474 observações de microrregiões. Os ganhos regionais são calculados controlando para idade, sexo, educação e setor de trabalho. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 agrupamentos de mesorregiões, exceto os painéis E que possui agrupamentos de 90 mesorregiões. Matriz de covariância ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da variável dependente. Notas: *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

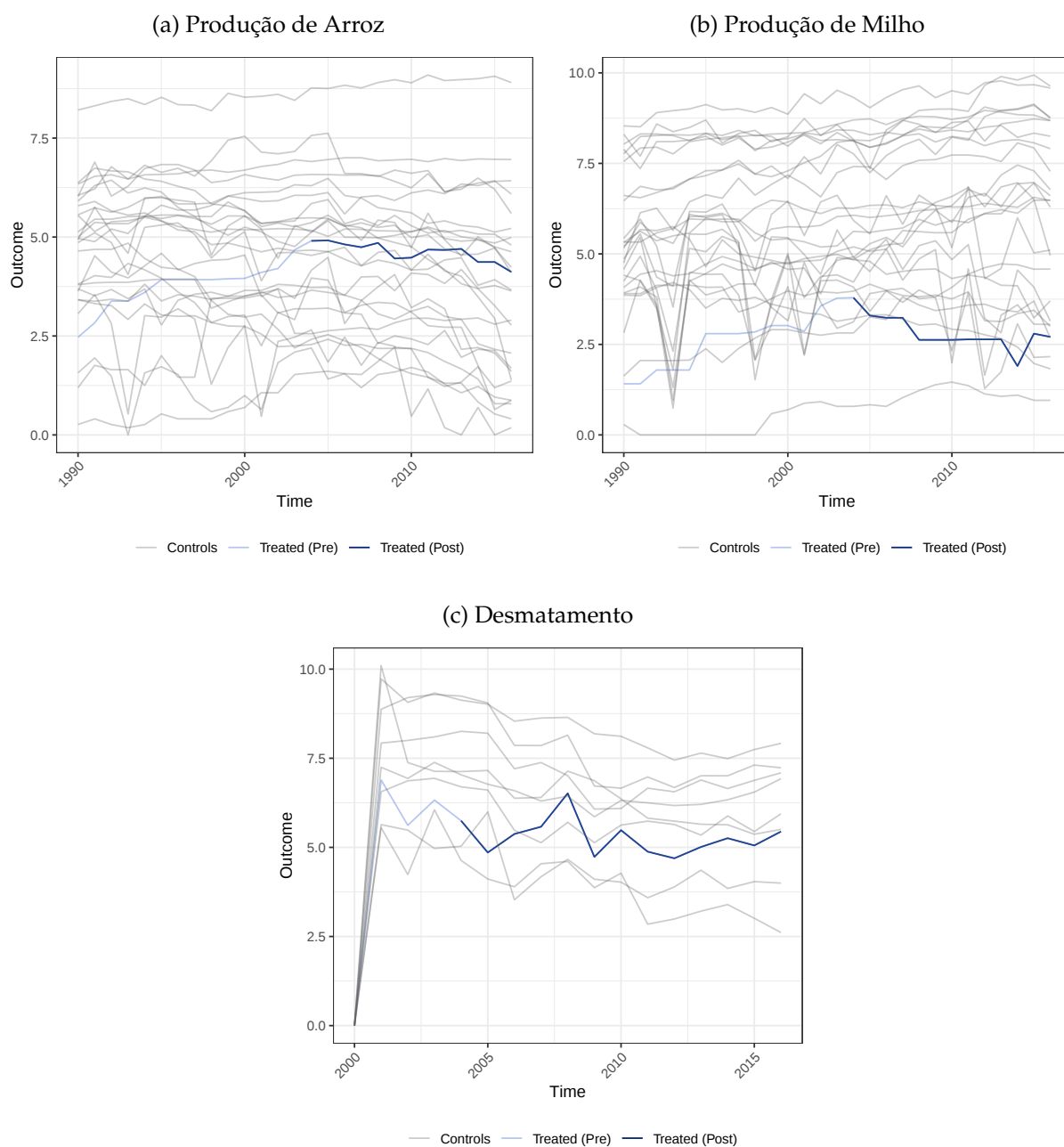
Tabela B6 – Teste de Robustez para os Rendimentos Formais dos Nativos

Log da Variação do Salário Formal	1991-2000 (1)	1991-2010 (2)
Nativos		
($RT R_r$) Resultado Principal	-0.319*** (0.117)	-0.952*** (0.185)
Painel A: ($RT R_r$) Reduções de Tarifas Pós-Liberalização (1995 - t > 1995)	-0.324** (0.155)	-0.894*** (0.191)
Painel B: ($RT R_r$) Variações na Taxa de Câmbio	-0.255** (0.121)	-0.887*** (0.196)
Efeitos-fixo de Estado	✓	✓
Tendências Pré-Liberalização, (86-90)	✓	✓

Notas: Coeficientes negativos (positivos) para $RT R_r$ resultam em maiores reduções (aumentos) nos rendimentos formais em regiões que experimentaram maiores reduções tarifárias. Temos 475 observações de microrregiões. Os ganhos regionais são calculados controlando para idade, sexo, educação e setor de trabalho. Erros padrão (entre parênteses) ajustados para 112 agrupamentos de mesorregiões. Matriz de covariância ponderada pelo inverso do erro padrão ao quadrado da variável dependente. Notas: *** Significante ao nível de 1%. ** Significante ao nível de 5%. * Significante ao nível de 10%.

APÊNDICE C – Capítulo 3

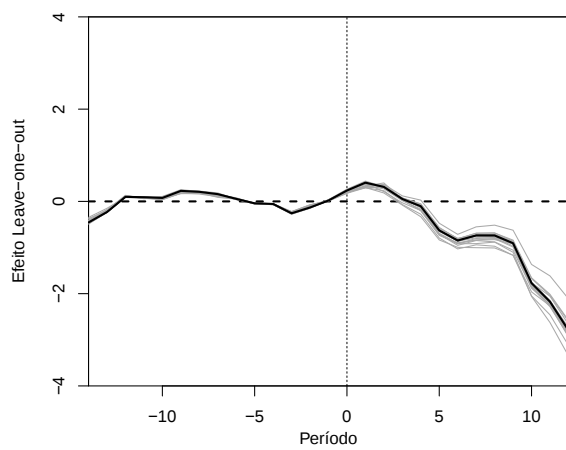
Figura C1 – Trajetórias das variáveis de Resultado por Unidade da Federação



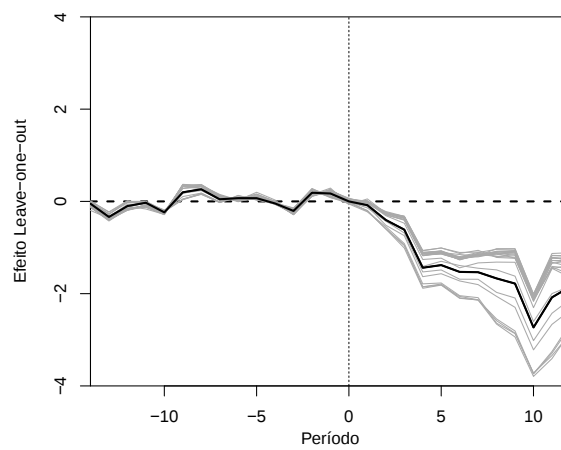
Fonte: Elaboração própria do autor.

Figura C2 – Validação *leave-one-out*

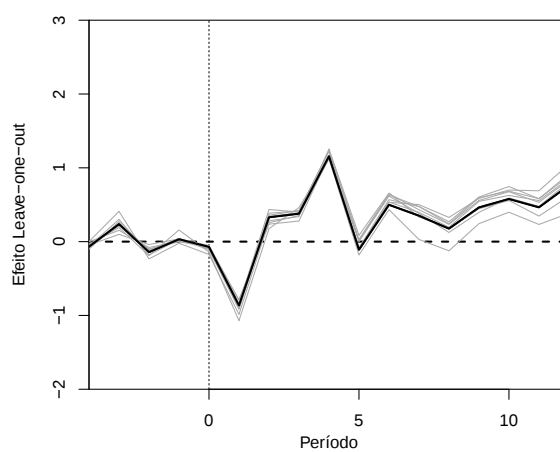
(a) Produção de Arroz



(b) Produção de Milho



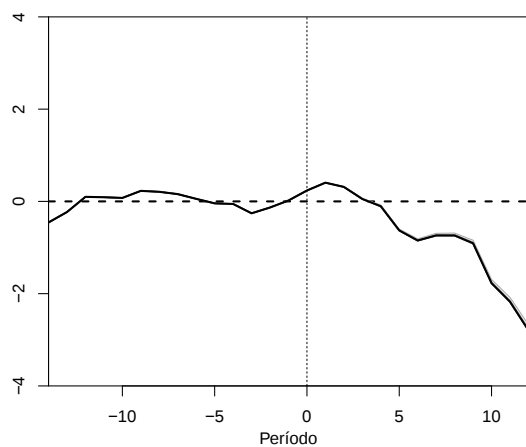
(c) Desmatamento



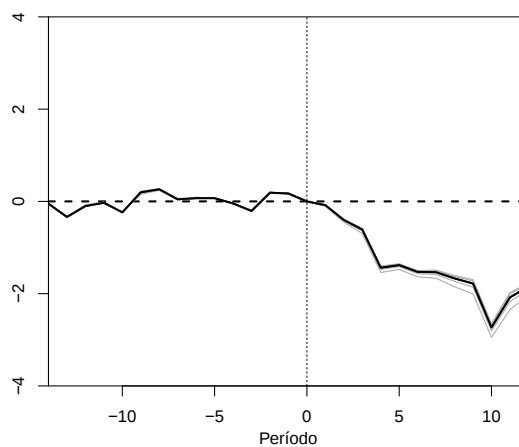
Fonte: Elaboração própria do autor.

Figura C3 – Teste de Robustez realizado alterando a quantidade de *Burn-in*

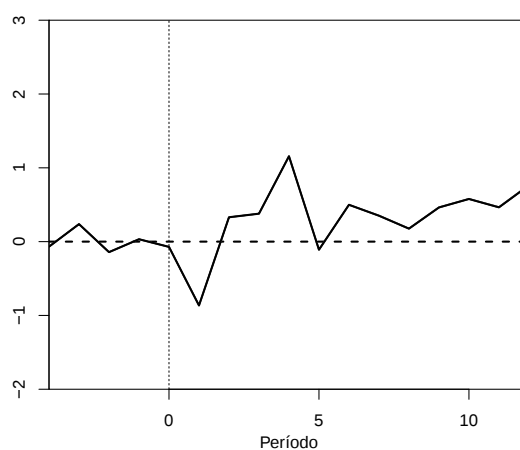
(a) Produção de Arroz



(b) Produção de Milho

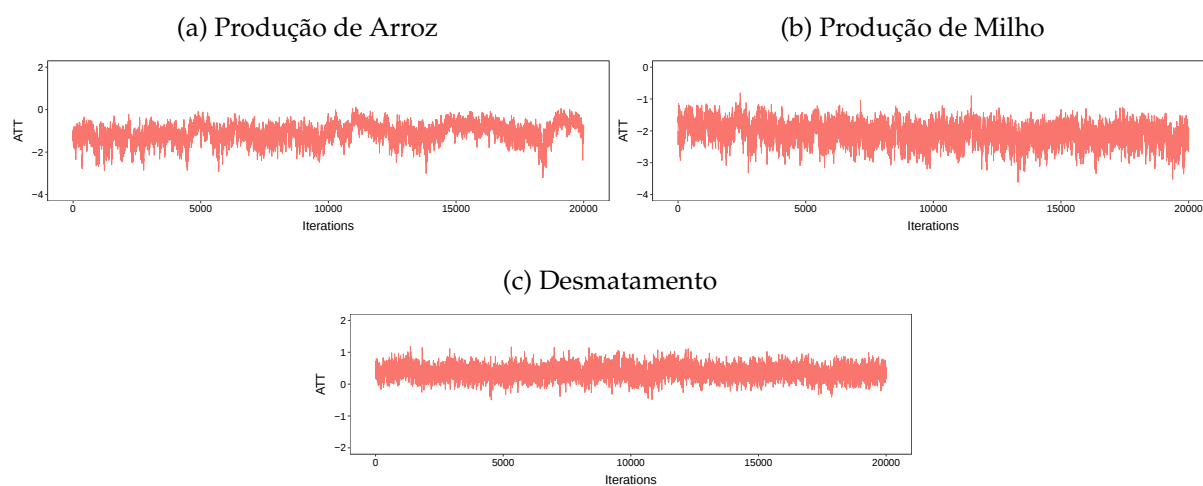


(c) Desmatamento



Fonte: Elaboração própria do autor.

Figura C4 – Trace Plot



Fonte: Elaboração própria do autor.