



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

ÁLVARO ROBÉRIO DE SOUZA SÁ

**FUNDO SOCIAL E MORTALIDADE INFANTIL: evidências de uma
política de combate à pobreza no Nordeste do Brasil**

Caruaru

2022

ÁLVARO ROBÉRIO DE SOUZA SÁ

**FUNDO SOCIAL E MORTALIDADE INFANTIL: evidências de uma
política de combate à pobreza no Nordeste do Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Regional.

Orientadora: Profa. Dra. Danyelle Karine dos Santos Branco

Caruaru

2022

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

S111f Sá, Álvaro Robério de Souza.
Fundo social e mortalidade infantil: evidências de uma política de combate à pobreza no Nordeste do Brasil. / Álvaro Robério de Souza Sá. – 2022.
68 f.; il.: 30 cm.

Orientadora: Danyelle Karine dos Santos Branco.
Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA, Mestrado em Economia, 2022.
Inclui Referências.

1. Tributos estaduais – Brasil, Nordeste. 2. Crianças – Saúde e higiene – Brasil, Nordeste. 3. Mortalidade infantil – Brasil, Nordeste. 4. Pobreza – Brasil, Nordeste. 5. Avaliação – Brasil, Nordeste. 6. Indicadores econômicos – Brasil, Nordeste. I. Branco, Danyelle Karine dos Santos (Orientadora). II. Título.

CDD 330 (23. ed.) UFPE (CAA 2022-001)

ÁLVARO ROBÉRIO DE SOUZA SÁ

**FUNDO SOCIAL E MORTALIDADE INFANTIL: evidências de uma
política de combate à pobreza no Nordeste do Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para obtenção do título de mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Regional.

Aprovada em: 07/02/2022.

BANCA EXAMINADORA

Profa. Dra. Danyelle Karine dos Santos Branco (Orientadora)
Universidade Federal de Pernambuco

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

Prof. Dr. Bladimir Carillo Bermudez (Examinador Externo)
Universidade Federal de Pernambuco

Dedico este trabalho primeiramente a **Deus**, por ser a minha fortaleza, autor do meu destino e socorro presente na hora da angústia; aos meus avós **Dona Antônia** e **Álvaro Ferraz** (*in memoriam*) pelos ensinamentos e cuidados; e as mulheres da minha vida: mãe **Maria Geilsa**, esposa **Maria Solange** e filha **Maria Raquel**, pelo amor incondicional que até aqui me impulsionou.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela capacitação ao longo dessa trajetória acadêmica, através do consolador, o amigo Espírito Santo, que até aqui me ajudou e me fortaleceu para continuar seguindo sempre adiante.

Agradeço a minha família pelo apoio incondicional.

Agradeço a minha orientadora, a professora Dra. Danyelle Branco pelos ensinamentos durante toda a elaboração desta Dissertação, assim como pela paciência, apreço, generosidade e confiança depositada em mim.

Agradeço à CAPES (Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior) pela concessão da bolsa durante todo o período de realização deste mestrado (Processo nº 88887.489663/2020-00).

Agradeço aos membros da banca de qualificação do meu projeto de Dissertação, a professora Dra. Danyella Brito (examinadora interna) e ao professor Dr. Bladimir Carrillo (examinador externo) pela disponibilidade e contribuições valiosas para o desenvolvimento desta pesquisa, assim como por participarem da banca de defesa da versão final desta Dissertação.

Agradeço a todos os docentes com quem tive o prazer de aprender durante toda a jornada do curso de mestrado em economia do PPGECON. As professoras Monaliza Ferreira, Alane Alves, Danyella Brito, Danyelle Branco e Roberta Rocha e aos professores Klebson Humberto e Leandro Willer.

Agradeço à secretária do PPGECON, Jordana Lira e ao bolsista Emanuel Santos pelo auxílio nos procedimentos administrativos durante todo o curso.

Agradeço ao professor Dr. Sergiany da Silva Lima, meu orientador na graduação em economia, pelos ensinamentos e incentivos para o mundo acadêmico e científico, sempre enxergando minha força de vontade, dedicação e potencial. Ele foi uma pessoa fundamental no processo de antecipação de conclusão da graduação para o ingresso no mestrado.

Agradeço a todos os colegas da minha turma de mestrado pelas parcerias e colaborações ao longo dessa jornada acadêmica.

Agradeço a todos que contribuíram de forma direta ou indiretamente para o desenvolvimento desta pesquisa.

RESUMO

O objetivo desta dissertação é estudar os efeitos da constituição de Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no Nordeste do Brasil, portanto, a redução dos níveis de pobreza sobre a mortalidade infantil. Para avaliar os efeitos da política sancionada pelo governo federal em 2000 sobre a saúde infantil, foram examinados os impactos da criação dos fundos sociais nas taxas de mortalidade infantil, neonatal, pós-neonatal e evitável nos estados do Nordeste. Além disso, foram verificados os efeitos da intervenção nas condições de saúde ao nascer e nos canais de geração de pobreza associados à mortalidade infantil. Utilizando uma estratégia empírica de diferenças em diferenças para o período de 1996 a 2015, robusta para vários períodos e tratamento heterogêneo, esta pesquisa mostra que os estados do Nordeste que implementaram fundos sociais para combater a miséria experimentaram uma redução significativa, tanto nos níveis de pobreza quanto nas taxas de mortalidade infantil. O conjunto de resultados fornece evidências sugestivas de que a criação de mecanismos de financiamento social, irrigados financeiramente pela arrecadação de impostos sobre o consumo de luxo, como o FECEP, pode ajudar seriamente a reduzir a miséria e, com isso, as taxas de mortalidade infantil, traduzindo-se em importante instrumento de transformação econômica e social para regiões subdesenvolvidas.

Palavras-chave: Fundos de Combate à Pobreza (FCP); saúde infantil; mortalidade infantil; pobreza; Nordeste do Brasil.

ABSTRACT

The objective of this dissertation is to study the effects of the constitution of State Funds for Combating and Eradicating Poverty (FECEP) in the Northeast of Brazil, therefore, the reduction of poverty levels on infant mortality. To assess the effects of the policy sanctioned by the federal government in 2000 on child health, the impacts of the creation of social funds on infant, neonatal, post-neonatal and avoidable mortality rates in the Northeastern states were examined. In addition, the effects of the intervention on health conditions at birth and channels of poverty generation associated with infant mortality were verified. Using an empirical differences-in-differences strategy for the period 1996-2015, robust for various periods and heterogeneous treatment, this research shows that the northeastern states that implemented social funds to combat misery experienced a significant reduction in both poverty levels and in the rates of infant mortality. The set of results provides suggestive evidence that the creation of social financing mechanisms, irrigated financially by the collection of taxes on luxury consumption, such as FECEP, can seriously help to reduce misery and, thereby, the infant mortality rates, thus translating into an important instrument of economic and social transformation for underdeveloped regions.

Keywords: Funds to Combat Poverty (FCP); children's health; child mortality; poverty; Northeast of Brazil.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Grupos de controle e tratamento da avaliação de impacto dos FECEP no Nordeste	25
Figura 2 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil	37
Figura 3 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil por causa de morte	41
Figura 4 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre indicadores de saúde ao nascer .	43
Figura 5 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre mecanismos de geração de pobreza	45

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Legislação de fundação dos Fundos Estaduais de Combate à Pobreza no Brasil	19
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Evolução da pobreza e da mortalidade infantil nas regiões brasileiras (1996-2014)	16
Tabela 2 – Estatística descritiva das covariáveis do período de pré-tratamento . .	27
Tabela 3 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil	39
Tabela 4 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil por causa de morte	42
Tabela 5 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre indicadores de saúde ao nascer .	44
Tabela 6 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre mecanismos de geração de pobreza	47
Tabela 7 – Análise de robustez para os resultados da mortalidade infantil	49

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	FUNDOS DE COMBATE E ERRADICAÇÃO DA POBREZA NO NORDESTE DO BRASIL	16
3	METODOLOGIA	24
3.1	DADOS	24
3.2	ESTATÍSTICA DESCRITIVA	27
3.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	29
4	RESULTADOS EMPÍRICOS	36
4.1	EFEITO DOS FECEP NO NORDESTE SOBRE A MORTALIDADE INFANTIL E SAÚDE AO NASCER	36
4.2	EFEITO DOS FECEP NO NORDESTE SOBRE MECANISMOS DE GERAÇÃO DE POBREZA	44
4.3	ANÁLISE DE ROBUSTEZ	48
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	53
	REFERÊNCIAS	56
	APÊNDICE A – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS	61
	APÊNDICE B – ESTATÍSTICA DESCRITIVA	63
	APÊNDICE C – ANÁLISE DE TENDÊNCIAS PARALELAS	64
	APÊNDICE D – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA	68

1 INTRODUÇÃO

O acesso à saúde é um direito de todos os bebês logo ao nascer, porém, ainda hoje, milhares de crianças não recebem serviços de saúde primários e preventivos, contribuindo para altas taxas de mortalidade infantil em todo o mundo. Em 2015, cerca de 5,9 milhões de crianças foram a óbito antes de completarem 5 anos de vida, onde 1 milhão foi no dia do nascimento, enquanto outro 1 milhão na primeira semana de vida e 2,8 milhões durante o primeiro mês de vida (MARINHO et al., 2020).

Muitos estudos científicos enfatizam que esses níveis alarmantes de mortalidade infantil estão altamente concentrados entre os pobres (Klasen (2008), Pritchard e Keen (2016) e Taylor-Robinson et al. (2019)). Isso não é surpreendente, dado que a restrição de renda produz uma série de entraves para a população pobre acessar dignamente os bens e serviços básicos, como saúde, educação, moradia e alimentação, sobretudo nas regiões menos desenvolvidas. A Organização das Nações Unidas (ONU) estima que, atualmente, 10% da população mundial viva abaixo da linha de pobreza internacional (com menos de US\$ 1,90 por dia), enquanto outros 55% não possuam nenhuma forma de proteção social (ONU, 2020). Enquanto alguns países desenvolvidos podem não conceber a pobreza como um grande problema social, esse fenômeno também é presenciado nessas economias (Estados Unidos), inclusive, relacionado à mortalidade infantil (Eudy (2009), Singh et al. (2017), Mohamoud, Kirby e Ehrental (2019) e Filho et al. (2021)). Contudo, a pobreza tem um impacto mais expressivo sobre a mortalidade infantil nas economias subdesenvolvidas, visto que 30% de todas as mortes na infância ocorrem em países pobres, enquanto nos países ricos essa frequência é de apenas 1% (CUTLER; DEATON; LLERAS-MUNEY, 2006).

Como resultado, vários países subdesenvolvidos têm constituído fundos sociais, desde a década de 1980, para canalizar recursos para investimentos em políticas de desenvolvimento socioeconômico, com especial interesse na redução da pobreza e exclusão social (WHITE, 2002; HAAN; HOLLAND; KANJI, 2002; ABOU-ALI et al., 2010). O fundo social é um mecanismo dirigido ao financiamento de ações e programas de pequena e grande escala em vários setores, com foco no atendimento às demandas locais e regionais dos grupos pobres e vulneráveis da economia (JORGENSEN; VANDOMELEN, 1999; DOMELEN, 2002). Apesar do interesse crescente das instituições governamentais pela constituição de mecanismos descentralizados de financiamento social, ainda existem poucos estudos mensurando até

que ponto a redução da miséria provocada pela criação de fundos sociais de fato se traduzem em menores taxas de mortalidade infantil, isto é, em melhores condições de saúde para as crianças (Chase e Benz (2001), Rawlings e Schady (2002), Newman et al. (2002), Chase (2002), Parajuli et al. (2012) e Djimeu (2014)).

Este trabalho examina os efeitos de uma política pública de combate à pobreza que elevou a capacidade de investimento dos governos estaduais na promoção do acesso da população, em situação de carência, aos bens e serviços básicos no Nordeste do Brasil. Em 2000, o governo brasileiro sancionou a Emenda Constitucional nº 31, que autorizou os estados a constituírem Fundos de Combate e Erradicação da Pobreza (FCEP), visando garantir a população pobre níveis dignos de subsistência. Para irrigar financeiramente o mecanismo de investimento social, a legislação também estabeleceu uma margem para o aumento do imposto de luxo sobre o consumo da população de alta renda dos estados que aderissem à política. A receita tributária então passou a compor os FCEP, sendo, em seguida, transferida à população de baixa renda, através da provisão de bens e serviços de suplementação nutricional, habitação, educação, saúde e reforço familiar. Nesse contexto, são estudados os efeitos da constituição de Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no Nordeste brasileiro, portanto, a redução dos níveis de pobreza sobre a mortalidade infantil. Para avaliar os efeitos da intervenção sobre a saúde infantil, examinaram-se os impactos do mecanismo de custeio social sobre as taxas de mortalidade infantil, neonatal, pós-neonatal e evitável dos estados nordestinos, que são as unidades tratadas. Com o intuito de melhor explicar a atuação da política de combate à miséria sobre a mortalidade infantil, esta pesquisa buscou identificar os efeitos da intervenção sobre as condições de saúde ao nascer e canais de geração de pobreza associados à mortalidade infantil.

A avaliação dos efeitos dos FECEP no Nordeste do Brasil sobre a mortalidade infantil é atraente por pelo menos três motivos. Primeiramente, em meados dos anos 2000, os FECEP ganharam densidade com os acordos firmados pelo governo brasileiro perante a comunidade internacional, em relação à erradicação da pobreza e da fome, como também da redução da mortalidade infantil, que no início da década se encontrava em níveis preocupantes. Em segundo lugar, a região Nordeste possui menos de um terço da população nacional (27,3%), mas contribui com quase a metade (47,9%) de toda a pobreza estimada no Brasil atualmente. Antes da implementação dos FECEP, a macrorregião tinha 60,1% de todos os domicílios do país em situação de extrema pobreza. Tão alarmantes quanto os

altos índices de pobreza eram os da taxa de mortalidade infantil da região no período de pré-intervenção, chegando a 26,2 óbitos infantis por mil nascidos vivos¹. Em terceiro lugar, embora todos os estados da região Nordeste tenham adotado essa política de combate à pobreza através de legislação complementar até 2006, curiosamente ainda são incipientes os estudos empíricos que examinam os efeitos dos FECEP sobre a saúde infantil (Silva et al. (2021) e Santos e Bueno (2021)).

Diversos estudos empíricos também evidenciam uma relação direta e positiva de estratégias de mitigação da pobreza sobre métricas de saúde infantil (Gertler (2004), Fernald, Gertler e Neufeld (2008), Rasella et al. (2013) e Silva e Paes (2019)). Do ponto de vista econômico, estratégias de erradicação da pobreza são uma forma equitativa e eficaz de reduzir as falhas de mercado e alcançar os grupos em situação de carência, principalmente, quando essas intervenções sociais possuem transferência de renda ou financiamento condicionado, como ocorre com os FECEP (FISZBEIN; SCHADY, 2009). Baseado nessas pesquisas, é razoável assumir que uma política pública efetiva de combate à pobreza deve promover melhorias nos indicadores de saúde infantil.

A avaliação dessa política de combate à pobreza também é importante porque embora o Brasil tenha atingido antecipadamente os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), isto é, registrado uma redução significativa nos óbitos da faixa etária de 0 a 5 anos nas últimas duas décadas, ainda necessita reduzir mais as taxas de mortalidade infantil para se equiparar aos países industrializados. Além disso, a avaliação de estratégias de combate à pobreza é uma maneira eficiente de monitorar o impacto das políticas sociais vigentes e estimular o debate sobre a implementação de novas iniciativas para redução da miséria e melhoria da saúde infantil no país. Estudos empíricos dessa natureza são fundamentais para o fomento da agenda de combate à pobreza em economias subdesenvolvidas, principalmente, como a do Brasil, onde a Organização das Nações Unidas (ONU) estabeleceu como meta a redução das taxas de mortalidade neonatal e infantil em 43,7% e 47,4%, respectivamente, no âmbito dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS). Para alcançar a meta, o país deve decrescer as taxas de mortalidade neonatal e infantil para os níveis de 5,3 e 8,3 por mil nascidos vivos, nesta ordem, até 2030 (IPEA, 2021). Deste modo, é plausível considerar que a alocação adequada dos recursos dos FECEP

¹ Indicadores calculados a partir de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Sistema Nacional de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) – Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

no Nordeste pode ter um papel relevante no alcance desses objetivos de médio prazo da nação brasileira.

Mediante tal contexto, cabe ainda enfatizar que a saúde infantil é uma dimensão econômica importante para o bem-estar da sociedade e para o progresso econômico de médio e longo prazo, em razão do seu papel nas condições de saúde subsequente, na acumulação de capital humano e nos resultados do mercado de trabalho (Black, Devereux e Salvanes (2007), Currie (2009), Almond e Mazumder (2011), Figlio et al. (2014), Branco, Bermúdez e Lima (2017), Almond, Currie e Duque (2018), Miller e Wherry (2019) e Carrillo e Feres (2019)). Ademais, a saúde infantil é um assunto de amplo interesse da sociedade e dos planejadores sociais, dado que se relaciona diretamente ao estágio de desenvolvimento econômico de um país. Por essa razão, as implicações políticas desse estudo empírico devem ser do interesse dos governos para determinação e direcionamento dos recursos dos FECEP no Nordeste em ações de combate à pobreza com melhor custo benefício para a população carente e vulnerável.

Com essa proposta, este trabalho está organizado em mais quatro seções, além desta introdução. Na seção 2, apresenta-se um panorama dos Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no Nordeste do Brasil. A seção 3 descreve a estratégia empírica e apresenta os dados adjacentes; a seção 4 exhibe os resultados empíricos e a 5 as considerações finais.

2 FUNDOS DE COMBATE E ERRADICAÇÃO DA POBREZA NO NORDESTE DO BRASIL

No começo da década de 1990 a incidência da pobreza e da mortalidade infantil estavam em níveis alarmantes no Brasil. Os desarranjos da estrutura macroeconômica e as condições socioeconômicas adversas da população agravavam esses problemas sociais e demandavam a implementação de estratégias de financiamento descentralizadas para adoção de políticas sociais de combate e erradicação da pobreza, especialmente no Nordeste (SOUSA; FILHO, 2008).

Tabela 1 – Evolução da pobreza e da mortalidade infantil nas regiões brasileiras (1996-2014)

Regiões	1996	2000	2005	2010	2014	Δ
Proporção de Domicílios Pobres						
Centro-Oeste	23.46	21.19	16.21	7.97	3.67	-84.34
Norte	38.23	38.59	33.92	25.2	17.5	-54.23
Nordeste	52.78	51.29	44.34	30.31	20.49	-61.19
Sul	21.03	20.57	14.29	7.94	4.39	-79.13
Sudeste	16.67	17.58	14.41	8.24	5.32	-68.06
Brasil	28.16	28.16	23.58	15.21	9.97	-64.60
Taxa de Mortalidade Infantil						
Centro-Oeste	19.11	18.31	16.21	13.76	12.98	-32.08
Norte	24.8	24.89	19.54	17.14	15.61	-37.04
Nordeste	29.54	26.19	20.31	15.57	14.43	-51.14
Sul	19.17	16.99	13.78	11.39	10.73	-44.00
Sudeste	26.55	18.66	14.76	12.53	11.64	-56.18
Brasil	25.39	21.13	16.93	13.87	12.84	-49.43

Fonte: O Autor (2021).

Nota: Dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-IBGE). Δ corresponde a taxa de crescimento dos indicadores entre 1996 e 2014.

O Nordeste detinha os maiores níveis de pobreza e mortalidade infantil do Brasil nos anos de 1996 e 2000, cujo período corresponde ao debate sobre a criação de estratégias e mecanismos de combate à pobreza. Em 2000, a macrorregião registrava uma proporção de domicílios pobres de 51,29%, o equivalente ao dobro do registrado no patamar nacional (28,16%), além disso, computava uma taxa de mortalidade infantil preocupante, de 26,19 por mil nascidos vivos, que também era superior à da nacional e às das demais regiões do país (Tabela 1). Esses níveis elevados de concentração de pobreza e mortalidade infantil alinhados às pressões internacionais, levaram a classe política brasileira a identificar e avaliar alternativas para reduzir a miséria no país. Para tanto, o Congresso Nacional

instituiu uma comissão especial para analisar propostas de combate à miséria, entre elas, a criação de fundos sociais de combate à pobreza (MELO, 2005).

Nesse contexto, a partir da Emenda Constitucional nº 31, de 14 de dezembro de 2000, que alterou o Ato das Disposições Constitucionais Transitórias (ADCT) da Constituição Federal (CF) de 1988, passam a serem constituídos os Fundos de Combate e Erradicação da Pobreza (FCEP) no Brasil¹. Inicialmente, os Fundos foram instituídos para vigorar até o ano de 2010 como um mecanismo de suporte ao financiamento de ações voltadas para erradicação da pobreza, visando a melhoria do acesso da população, em situação de vulnerabilidade socioeconômica, a níveis dignos de subsistência. Para alcançar essa meta, os recursos financeiros são obrigatoriamente alocados em ações suplementares de nutrição, habitação, educação, saúde, reforço familiar e em outros programas de relevante interesse social. Embora os FCEP tenham sido projetados para durar uma década, a Emenda Constitucional nº 67, de 22 de dezembro de 2010, prorrogou essa política pública por tempo indeterminado, em razão de sua importância para erradicação da pobreza, melhoria do sistema de proteção social e promoção do desenvolvimento socioeconômico nacional (SILVA et al., 2021).

Para compor os FCEP, a legislação autorizou os estados a criarem um adicional de até 2% na alíquota do ICMS — Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços — sobre produtos e serviços supérfluos (cigarros, bebidas alcoólicas, veículos aéreos, barcos, joias, perfumes, entre outros) ou no imposto que o substituir, não se aplicando, sobre este adicional, o dispositivo do art. 158, inciso IV, da Constituição Federal. Essa margem de ampliação do imposto de luxo sobre o consumo das famílias de alta renda favorece a expansão dos investimentos em ações de combate à pobreza, assim como reduz a pressão sobre o sistema de proteção social nacional. Ademais, os FCEP podem ainda receber recursos de doações, auxílios, subvenções, legados de qualquer natureza e de rendimentos financeiros (SANTOS; BUENO, 2021).

Os FCEP financiam prioritariamente ações e projetos para pessoas e famílias com elevada restrição às condições mínimas de subsistência e dignidade humana. Os recursos financeiros desse mecanismo social são alocados em duas dimensões principais: i) assistên-

¹ O texto subsequente é baseado, principalmente, numa análise de diários oficiais, documentos de governo, portais de transparência, relatórios fiscais e de gerenciamento, cartilhas e outros documentos, disponibilizados pelo Poder Público Executivo sobre Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no Brasil. Também foram consultados os autores a tratar sobre FECEP anteriormente (Silva et al. (2021), Alencar e Simplicio (2021), Santos e Bueno (2021), Oliveira et al. (2020), Souza, Junior e Moreira (2017) e Melo (2005)).

cia social à população abaixo da linha de pobreza² e ii) em programas e projetos estruturantes de erradicação da pobreza, os quais permitem a transição das pessoas pobres para não pobres. Para garantir a eficácia na alocação dos recursos, os FCEP são gerenciados por órgãos com administração executiva, conselho consultivo e participação da sociedade. Além disso, os recursos dessa política não podem ser usados em finalidade diversa da prevista na legislação fundacional e nem serem objeto de remanejamento, transposição ou transferência. Também é vedado o uso desses recursos para remuneração de pessoal e encargos sociais. Portanto, essas restrições legais garantem que os recursos serão alocados notadamente em ações de combate e erradicação da pobreza.

O Quadro 1 apresenta cronologicamente as legislações fundacionais e reguladoras dos Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) para todo Brasil, bem como a alíquota do ICMS definida para irrigar financeiramente o mecanismo de investimento social em cada estado. No Nordeste, todos os estados implementaram os FECEP até 2006, com destaque para Bahia, Sergipe, Ceará e Pernambuco, os predecessores, seguidos do Rio Grande do Norte, Alagoas, Maranhão e Paraíba. Entretanto, no Piauí, a constituição e execução dos recursos da política ocorreu tardiamente, apenas em 2006 e 2009, respectivamente. A rápida implementação do mecanismo de financiamento social no Nordeste evidencia a necessidade de receitas pelos estados da região para uma atuação mais consistente no combate à pobreza. Ademais, praticamente todos os estados da macrorregião estipularam uma alíquota adicional de 2% no ICMS para compor o fundo social, exceto o estado de Alagoas, onde são adotadas alíquotas de 1% e 2%, a depender dos bens e serviços de luxo comercializados.

Na Bahia, o FECEP foi criado pela Lei nº 7.988, de 21 de dezembro de 2001, com a finalidade de financiar ações e programas de assistência social, segurança alimentar, agricultura familiar, economia solidária, alfabetização, qualificação profissional, habitação social e saneamento básico à população em situação de pobreza. Parte dos recursos financeiros do Fundo também são destinados para políticas de igualdade racial e de combate à intolerância religiosa. Entre 2002 e 2009, o Fundo arrecadou R\$ 1,9 bilhão e investiu R\$ 1,8 bilhão. A maior parcela do montante investido no combate à pobreza foi direcionada à agricultura (25,3%), infraestrutura social (24,9%), assistência social (17,8%), trabalho

² Considera-se em situação de extrema pobreza a pessoa que vive com menos de US\$ 1,90 por dia, equivalente a aproximadamente R\$ 151 por mês, em 2019. Já os considerados pobres são aqueles que vivem com menos de US\$ 5,50 por dia, equivalente a R\$ 436 por mês, em 2019.

(6,8%), educação (6,5%) e segurança alimentar (5,5%). Os recursos do Fundo gerenciados, inicialmente, pela Secretaria Estadual de Combate à Pobreza e às Desigualdades Sociais passou, em 2007, a ser integrado à Casa Civil do Governo da Bahia, através do Decreto nº 10.377, visando a implementação de políticas sistemáticas e integradas de transferência de renda à população pobre e vulnerável.

Quadro 1 – Legislação de fundação dos Fundos Estaduais de Combate à Pobreza no Brasil

UF	Estado	Ano	Legislação de fundação/regularização	Alíquota
BA	Bahia	2002	Lei nº 7.988/2001.	2%
SE	Sergipe	2003	Lei nº 4.731/2002.	2%
RJ	Rio de Janeiro	2003	Lei nº 4056/2002.	1%
CE	Ceará	2003	Lei nº 37/2003; Decreto nº 29.910/2009	2%
PE	Pernambuco	2003	Lei nº 12.523/2003.	2%
GO	Goiás	2003	Lei nº 14.469/2003; Decreto nº 5.832/2003	2%
MT	Mato Grosso	2003	Lei nº 144/2003.	2%
RN	Rio Grande do Norte	2004	Lei de nº 261/2003.	2%
AL	Alagoas	2005	Lei de nº 6.558/2004.	2%, 1%
MA	Maranhão	2005	Lei nº 8.205/2004; Lei nº 10.329/2015	2%
PB	Paraíba	2005	Lei nº 7.611/2004; Decreto nº 25.879/2005	2%
ES	Espírito Santo	2005	Lei nº 336/2005.	2%
PI	Piauí	2006	Lei nº 5.622/2006; Decreto nº 12.554/2007	2%
MS	Mato Grosso do Sul	2007	Lei nº 3.337/2006.	2%
DF	Distrito Federal	2008	Lei nº 4.220/2008.	2%
MG	Minas Gerais	2012	Lei nº 19.978/2011.	2%
PR	Paraná	2016	Lei nº 18.573/2015.	2%
RS	Rio Grande do Sul	2016	Lei nº 14.742/2015.	2%
RO	Rondônia	2016	Lei nº 842/2015.	2%
TO	Tocantins	2016	Lei nº 3.015/2015.	2%
SP	São Paulo	2016	Lei nº 16.006/2015.	2%
AM	Amazonas	2017	Lei nº 3.584/2010; Lei nº 4.457/2017.	1,6%, 1,9%, 2%.

Fonte: O Autor (2021), com base em Silva et al. (2021).

Nota: Os estados do Acre, Amapá, Pará, Roraima e Santa Catarina não constituíram Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP), por essa razão, não estão listados no Quadro 1.

O Fundo de Combate e Erradicação da Pobreza (FUNPOBREZA), do estado de Sergipe, foi instituído pela Lei nº 4.731, de 27 de dezembro de 2002, visando viabilizar níveis dignos de subsistência à população em situação de vulnerabilidade e indigência. Para garantir sua eficácia, integrou-se o Fundo à Secretaria Estadual da Inclusão, Assistência Social e do Trabalho. O Fundo tem financiado prioritariamente ações e programas para atender crianças de até seis anos, mulheres gestantes, chefes de família, famílias rurais, pessoas com deficiência e jovens egressos de medidas socioeducativas, ao nível de pobreza. Esse mecanismo também tem custeado ações de inclusão produtiva, assistência social e segurança alimentar e nutricional para o público-alvo. Para financiar essas ações, em 2010,

o Fundo contou com uma arrecadação de R\$ 47 milhões. Entretanto, em 2015, o Fundo alocou apenas 68,28% (R\$ 29,8 milhões) dos R\$ 43,7 milhões disponíveis para custear investimentos em políticas de combate à pobreza. Nesse período, foram alocados R\$ 7,2 milhões em ações voltadas às crianças e aos adolescentes pobres. Porém, nesse estado, o processo de transparência em relação à arrecadação e uso dos recursos é ineficaz, o que inviabiliza um controle social efetivo e rigoroso.

No Ceará, o FECEP foi constituído através da Lei nº 37, de 26 de novembro de 2003, e regulamentado pelo Decreto nº 29.910/2009. Nesse estado, a política busca reduzir a pobreza de maneira consistente, principalmente, da população abaixo da linha de indigência. O Fundo ainda fomenta ações de atenção integral à população cearense, em situação de carência, superar a miséria e as desigualdades sociais, através do acesso às oportunidades econômicas e de inserção no mercado de trabalho. O Fundo dispõe de recursos alocados em áreas estratégicas do combate à pobreza, respectivamente: segurança educacional, moradia, nutrição, saúde, saneamento básico, auxílio de renda familiar, segurança hídrica e agrícola, e outros programas sociais de melhoria da qualidade de vida. Em relação ao gerenciamento dos FECEP no Nordeste, o do Ceará se destaca pela organização administrativa, eficiência na arrecadação do ICMS adicional, na gestão do financiamento e na implementação e avaliação de programas e projetos de redução das causas e consequências da pobreza. Para obter êxito na erradicação da pobreza, o estado conta com um aumento progressivo na alocação dos recursos do Fundo. Entre 2004 e 2019, os valores investidos, em termos reais, saltaram de R\$ 92,1 milhões para R\$ 573,1 milhões — crescimento da ordem de 522% (SILVA et al., 2021).

Em Pernambuco, o FECEP foi estabelecido através da Lei nº 12.523, de 30 de dezembro de 2003, com o intuito de arrecadar, gerir e destinar recursos para programas públicos de combate à miséria e ao subdesenvolvimento. O Fundo dispõe de recursos financeiros alocados em segurança alimentar, educacional, hídrica e nutricional. Em 2016, através da Lei nº 15.922, os recursos do Fundo passaram, também, a financiar programas de combate à pobreza definidos no Plano Plurianual do Estado (PPE) e a reforçar as funções orçamentárias estaduais de educação, saúde e assistência social. O Fundo arrecadou, em termos reais, R\$ 62,1 milhões e R\$ 110,6 milhões em 2005 e 2015, respectivamente — um crescimento de 78%. Nesse mesmo período, a alocação dos recursos em ações de combate à pobreza saltou, em valores reais, de R\$ 44,7 milhões para R\$ 72,1 milhões — um crescimento de 61,5%.

No Rio Grande do Norte, o FECEP foi criado através da Lei nº 261, de 19 de dezembro de 2003. Os recursos dessa iniciativa estão financiando ações e programas de superação da pobreza e redução das desigualdades sociais, assim como promovendo o acesso de pessoas, famílias e comunidades, em situação de vulnerabilidade socioeconômica, às oportunidades de desenvolvimento integral. O Fundo dispõe de recursos aplicados exclusivamente em: i) ações suplementares de nutrição, habitação, educação, saúde, saneamento básico e reforço de renda familiar; ii) complementação do benefício concedido pelo Programa Bolsa Família (PBF) em 15% sobre o montante recebido por família e iii) em outros programas de relevante interesse social e voltados para a melhoria da qualidade de vida. Também são financiadas políticas públicas de geração de oportunidades econômicas e de inserção das pessoas, em situação de carência, no setor produtivo. Entre 2004 e 2015, o Fundo apresentou um crescimento da arrecadação, em valores reais, de 337,9%, saltando de R\$ 14,2 milhões para R\$ 62,5 milhões. Esses recursos, também, estão sendo aplicados em programas de aquisição e distribuição de leite; assistência técnica ao agronegócio da agricultura familiar; nutrição e segurança alimentar e habitação para a população de baixa renda.

Em Alagoas, o FECEP foi instaurado através da Lei nº 6.558, de 30 de dezembro de 2004, objetivando o financiamento de ações e programas de inclusão social e produtiva às pessoas que estão abaixo da linha da pobreza. A execução e fiscalização dos recursos alocados em programas de combate à pobreza é realizada pelo Conselho Integrado de Políticas de Inclusão Social (CIPIS), composto por membros da sociedade civil e do governo estadual. Entre 2007 e 2015, os recursos arrecadados pelo Fundo tiveram um crescimento, em termos reais, de 48,5%, saltando de R\$ 33,1 milhões para R\$ 49,1 milhões. De 2007 até 2015, o Fundo arrecadou cerca de R\$ 252,8 milhões. Em 2015, o Fundo direcionou, em valores reais, R\$ 54,5 milhões para propostas de inclusão produtiva e ações estruturantes de combate à pobreza.

No Maranhão, o Fundo Maranhense de Combate à Pobreza (FUMACOP) foi criado através da Lei nº 8.205, de 22 de dezembro de 2004, como unidade destinada a captar, canalizar e gerenciar recursos, visando diminuir os níveis de pobreza do estado. Os recursos do Fundo estão sendo alocados de forma regionalizada e descentralizada, a partir de orientações e articulações do Comitê de Políticas de Inclusão Social (CPIS) e da Superintendência de Planejamento e Gestão do FUMACOP, com o intuito de combater os mecanismos de geração de pobreza e desigualdade social. Os projetos financiados pelo

Fundo têm como público-alvo a população pobre (com renda média mensal igual até meio salário mínimo) dos municípios com mais baixa renda per capita e mais baixo índice de desenvolvimento humano (IDH). O Fundo também está financiando ações de apoio às potencialidades econômicas de cunho popular, arranjos produtivos locais, casas familiares e outras ações de desenvolvimento dos capitais humanos, empresariais e institucionais. Em 2009, o Fundo teve um programa de trabalho orçado em R\$ 108,3 milhões, com investimentos direcionados para iniciativas e programas de desenvolvimento rural, regularização fundiária, agricultura familiar, cultura, segurança alimentar, assistência social, arranjos produtivos locais, inclusão digital, empregabilidade, inclusão social, turismo, economia solidária, habitação, lazer e gênero, todos ao nível de pobreza. De modo geral, os recursos do Fundo nesse estado estão sendo alocados em estratégias efetivas de combate à pobreza, isto é, que garantem a inclusão social e produtiva da população pobre.

Na Paraíba, o FECEP foi criado através da Lei nº 7.611, de 27 de setembro de 2004, e regulamentado pelo Decreto nº 25.879/2005. Os recursos do Fundo são aplicados, exclusivamente, em ações de economia social, com foco na transformação estruturante das condições de pobreza da população. O Fundo dispõe de recursos alocados em ações filantrópicas e em programas de segurança hídrica, desenvolvimento humano, agricultura familiar, saúde, habitação popular, saneamento básico e ações comunitárias para famílias e jovens, ao nível de pobreza. Entre 2005 e 2015, o Fundo apresentou um crescimento da arrecadação, em termos reais, de 117,2%, saltando de R\$ 27,7 milhões para R\$ 60,1 milhões. Em 2015, o mecanismo de financiamento social alocou cerca de R\$ 61,6 milhões em ações de combate à pobreza, com a maior parcela desse montante sendo direcionada para: desenvolvimento humano (35,15%), ação comunitária (30,7%), convênios com prefeituras e instituições sociais (17%), atividade agropecuária (7,45%) e desenvolvimento municipal (7%). No ano seguinte, o FECEP aplicou cerca de R\$ 46,3 milhões em saúde e R\$ 78,7 milhões em desenvolvimento humano. Embora os percentuais alocados em cada função social variem anualmente, o Conselho Gestor do Fundo prioriza o financiamento de ações de desenvolvimento humano, saúde e assistência social, objetivando erradicar a miséria, através da melhoria do acesso da população pobre aos bens e serviços fundamentais.

Finalmente, no Piauí, o FECEP foi instituído através da Lei nº 5.622, de 28 de dezembro de 2006, com finalidade análoga aos demais apresentados até aqui, isto é, viabilizar à população pobre e extremamente pobre o acesso a níveis dignos de subsistência. Entre 2007 e 2016, o Fundo alocou, em valores nominais, R\$ 243,9 milhões em iniciativas de

combate à pobreza, porém, quando comparado ao total da receita arrecadada, tem-se o equivalente a 58,7%, isto é, pouco mais da metade da receita foi devidamente empregada. Nesse período, em média, 80% dos recursos arrecadados pelo Fundo foram destinados à saúde, educação, desenvolvimento rural, assistência social e cidadania. Diferente dos Fundos do Ceará, Bahia e Maranhão, o do Piauí apresenta problemas de organização, controle social, integração dos programas de combate à pobreza, assim como de gestão e alocação dos recursos, algo que se deve à falta de planejamento estratégico pelo governo do estado.

3 METODOLOGIA

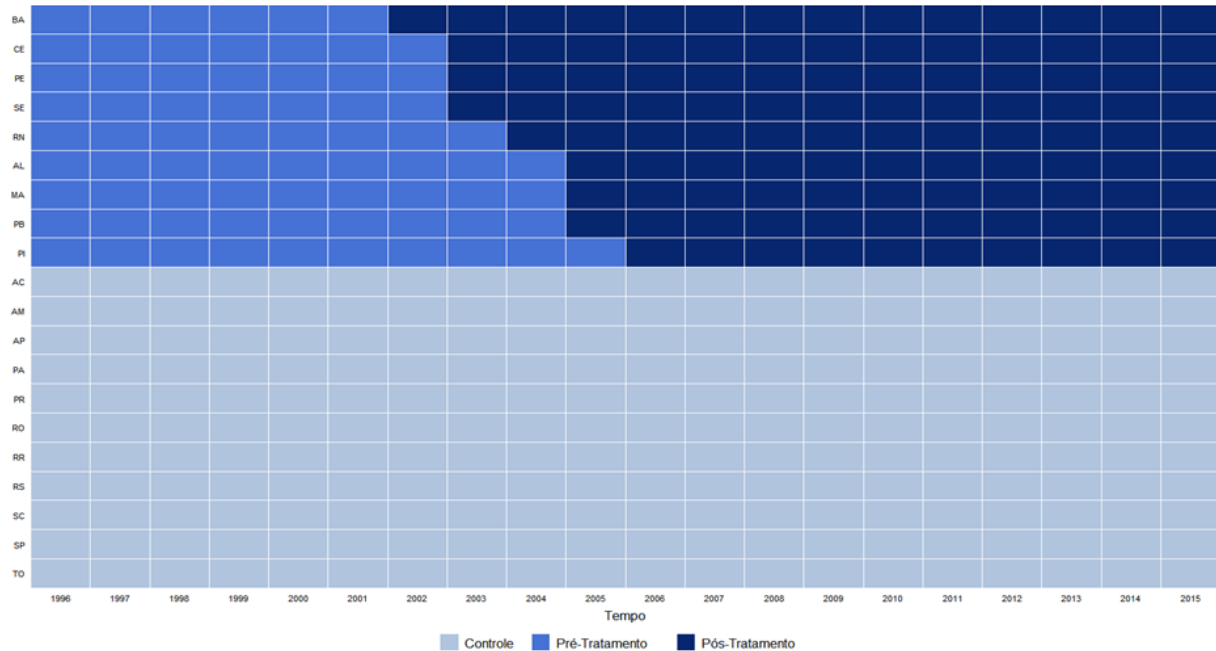
O método empregado neste trabalho consiste em fazer um levantamento dos dados empíricos, caracterizando a pobreza e a mortalidade infantil no Nordeste brasileiro. O painel de dados dos estados tratados e de controle é composto por medidas aproximadas dos indicadores de mortalidade infantil, saúde ao nascer e mecanismos de pobreza, denotados para o período de 1996 a 2015. Os efeitos da criação dos Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) sobre as taxas de mortalidade infantil são estimados usando a abordagem de diferenças em diferenças (DID) para múltiplos períodos. Para contornar os problemas de heterogeneidade provenientes da criação gradual dos FECEP na macrorregião, usa-se a estratégia econométrica proposta por Callaway e Sant’Anna (2021) que permite a identificação do efeito causal quando as unidades que recebem a intervenção são tratadas em diferentes períodos e permanecem recebendo o tratamento após o primeiro ano de implementação da política. A estratégia empírica escolhida propicia o isolamento do efeito causal dessa política sobre as taxas de mortalidade infantil de forma consistente e robusta, até mesmo mediante a hipótese de tendências paralelas incondicionais. Ademais, os dados adjacentes e a estratégia econométrica adotada são apresentados com maiores detalhes nas próximas seções.

3.1 DADOS

Para avaliar os impactos da criação dos Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no Nordeste sobre a mortalidade infantil, são utilizados os dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). O SIM fornece informações detalhadas sobre as mortes registradas no Brasil, entre elas, a causa da morte atestada pelo médico, a data de ocorrência e a localização geográfica. A partir desse sistema, foram selecionadas todas as mortes anuais de crianças por faixa etária e sexo, nascidas nos estados brasileiros entre os anos de 1996 e 2015. Em seguida, os dados foram organizados num painel anual de estados com informações sobre os óbitos infantis. Os dados de óbitos do país sofrem de subnotificação, entretanto, a estratégia econométrica adotada controla as diferenças sistemáticas nos níveis de mortalidade infantil por grupo de estados e tempo. Deste modo,

possíveis erros de medição na mortalidade infantil, decorrentes da subnotificação não devem afetar os resultados empíricos (BRANCO; BERMÚDEZ; LIMA, 2017).

Figura 1 – Grupos de controle e tratamento da avaliação de impacto dos FECEP no Nordeste



Fonte: O Autor (2021).

Nota: As unidades federativas (estados) de tratamento e controle foram definidas conforme a publicação da legislação fundacional dos Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no Brasil (Quadro 1).

Buscando obter resultados mais descritivos e eficazes dos FECEP no Nordeste, escolheu-se para análise as taxas de mortalidade infantil, neonatal, pós-neonatal e evitável, tanto em termos gerais como desagregadas por sexo¹. O principal indicador de interesse da pesquisa é a taxa de óbitos de crianças de até um ano de vida, que além de serem analisadas pelo sexo também serão pela causa de morte. Além disso, cada taxa de mortalidade corresponde ao número de óbitos por mil nascidos vivos. A descrição detalhada das variáveis usadas no estudo encontra-se no apêndice A (Tabela A.1). Os estados do Nordeste onde os FECEP foram implementados formam o grupo de tratamento, enquanto os demais estados brasileiros, que não adotaram essa intervenção entre 2000 e 2015, integram o grupo de controle (Figura 1). Foram retirados da amostra os estados do Rio de Janeiro, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Espírito Santo, Minas Gerais e o Distrito Federal, que também aderiram à política no período mencionado. Os estados do grupo de tratamento e controle são 9 e 11, respectivamente.

¹ A mortalidade infantil corresponde ao óbito de crianças com menos de 1 ano de vida; a neonatal ao óbito em até 27 dias de vida e a pós-neonatal ao óbito entre 28 e 364 dias de vida, enquanto a mortalidade infantil evitável aos óbitos evitáveis entre 0 e 4 anos de vida.

Os dados sobre o número de nascimentos para cada estado no período da avaliação são do Sistema Nacional de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). Com o intuito de estudar também o impacto dos FECEP no Nordeste sobre alguns indicadores de saúde ao nascer, foram coletadas informações desse sistema ao nível de estado, tais como: número de nascimentos, peso ao nascer, duração do período de gestação e o índice Apgar ². Cabe reportar que as informações sobre as características das mães não estavam disponíveis para todo o horizonte temporal do estudo, inviabilizando, assim, seu uso na avaliação de impacto. Os dados disponíveis foram agregados ao nível de estado no painel principal em forma de percentagem de nascimentos de baixo peso, baixo índice Apgar e prematuros (BRANCO; BERMÚDEZ; LIMA, 2017).

Para observar o impacto dos FECEP no Nordeste sobre alguns mecanismos de geração de pobreza capazes de ajudar a explicar, em parte, os efeitos da intervenção sobre a mortalidade infantil, foram adicionados ao painel dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-IBGE) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), tais como: proporção da população com rendimento domiciliar mensal per capita de até meio salário mínimo e de até um quarto do salário mínimo, taxa de analfabetismo de pessoas de 15 anos ou mais de idade; anos médios de estudo completados pelas pessoas com 25 ou mais de idade, além da desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de Gini. Adicionalmente, também foram analisados os efeitos da política sobre a taxa de mortalidade infantil por doenças relacionadas ao saneamento ambiental inadequado (DRSAI) por mil nascidos vivos — *proxy* para saneamento básico inadequado — e taxa de cobertura vacinal do público-alvo, ambas, obtidas a partir de informações do DATASUS.

Finalmente, para análise de robustez, usou-se dados sobre as características da população e área territorial, disponíveis no Censo Demográfico (2000) do IBGE. Essas covariáveis foram denominadas características básicas da economia (Tabela A.1 do apêndice A). Além disso, essas covariáveis são invariantes no tempo e afetam a economia, mas, plausivelmente, não são afetadas pelos FECEP. A abordagem econométrica empregada neste estudo empírico usa as covariáveis invariantes no tempo apenas no período de pré-tratamento. A Tabela 2 exhibe a estatística descritiva das covariáveis utilizadas.

² O Apgar é um teste que consiste na avaliação de cinco sinais vitais (frequência cardíaca, respiração, tônus muscular, irritabilidade reflexa e cor da pele) do recém-nascido no primeiro, no quinto e no décimo minuto após o nascimento. Nesta pesquisa, usa-se o Apgar realizado aos 5 minutos após o nascimento.

Tabela 2 – Estatística descritiva das covariáveis do período de pré-tratamento

Covariáveis	Grupo de Controle		Grupo de Tratamento	
	Média	Desv. Padrão	Média	Desv. Padrão
População	6.830.271,00	10.700.000,00	5.305.373,00	3.656.505,00
% População Rural	23.03	9.26	30.96	5.28
% População Mulher	49.77	0.82	51.00	0.44
% População Preta	4.54	1.32	6.58	3.04
% População Indígena	1.69	2.55	0.31	0.16
Área Territorial (km^2)	424.687,20	497.360,90	171.934,70	18.520,90

Fonte: O Autor (2021).

Nota: Censo Demográfico (2000) do IBGE. No modelo econométrico, população e área territorial (km^2) foram incluídas na forma de logaritmo natural.

3.2 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

A Tabela B.1 do apêndice B mostra as médias da amostra, desvios padrão e a diferença de médias entre os grupos de controle e tratamento para cada variável do conjunto de dados do estudo. A média da taxa de mortalidade infantil é de 18,54, com desvio padrão de 5,60. Existe uma diferença expressiva desse resultado entre o período de pré-tratamento e pós-tratamento. A média para o período de pré-tratamento é 26,298, enquanto no período de pós-tratamento é de 18,573. Essa redução relativamente grande parece ser impulsionada, em parte, pela implementação dos Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no Nordeste. A diferença das médias de pré-tratamento e pós-tratamento são 3,649 e 1,972, enquanto a diferença em diferença é de menos 1,677. O resultado bruto difere razoavelmente, em magnitude, dos valores estimados formalmente abaixo, em decorrência da implementação da política ter ocorrido em anos diferentes nos estados da macrorregião, ou seja, de forma escalonada temporalmente.

Realizando análise semelhante para os outros indicadores de mortalidade, são encontradas evidências de que a implementação dos FECEP no Nordeste contribuiu para a redução das taxas de mortalidade infantil, pós-neonatal e evitável. Contudo, não existem evidências de que essa política tenha provocado melhorias na taxa de mortalidade neonatal. Na verdade, ocorreu uma redução relativamente maior deste indicador para os estados não tratados. Embora ambos os grupos tenham apresentado redução, em média, para a taxa de mortalidade neonatal; no período de pós-tratamento, o grupo não tratado obteve desempenho melhor para esse desfecho quando comparado ao período de pré-tratamento, inclusive, decrescendo de 14,095 para 10,851.

As Figuras C.1 e C.2 do apêndice C ilustram como os indicadores de mortalidade infantil evoluíram temporalmente nos estados tratados e de controle. Além dos indicadores gerais de mortalidade infantil, também são examinadas as tendências para as taxas de mortalidade infantil por causa de morte. Os gráficos mostram algumas características importantes das variáveis de interesse. Primeiramente, antes da criação dos FECEP, as taxas de mortalidade infantil, neonatal, pós-neonatal e infantil evitável dos dois grupos eram paralelas ou similares. Em segundo lugar, após a criação dos FECEP, a lacuna existente entre os grupos diminuiu progressivamente ao longo dos anos, indicando uma redução nas disparidades das taxas de mortalidade infantil, pós-neonatal e infantil evitável entre as unidades tratadas e de controle. Já a taxa de mortalidade neonatal, de ambos os grupos, seguiu trajetória paralela ao longo de todo o horizonte temporal do estudo, sugerindo, a princípio, ineficácia da política sobre este indicador de saúde infantil. Essa redução relativa na mortalidade infantil dos estados do Nordeste é, em parte, explicada pela criação dos FECEP, que, provavelmente, contribuiu para melhoria das condições socioeconômicas da população pobre, eliminando a lacuna mencionada.

Os gráficos de tendência ainda demonstram que, após a implementação dos FECEP no Nordeste, ocorre uma redução gradativa das taxas de óbitos infantis por causas endócrinas, infecciosas, respiratórias e outras causas, em favor do grupo de tratados comparativamente ao grupo de controle. Em outros termos, existem diferenças nas taxas de mortalidade infantil por causa de mortes antes e depois da implementação da política. Por outro lado, olhando para a estatística descritiva, não são encontradas evidências significativas de que a intervenção tenha sido efetiva na melhoria das condições de saúde ao nascer. A Figura C.3 do apêndice C ilustra graficamente a evolução dos indicadores de saúde ao nascer no período de pré-tratamento e pós-tratamento.

Os dados também indicam diferenças antes e depois da implementação dos FECEP em relação a alguns mecanismos de geração de pobreza selecionados para estudo. Antes dos FECEP, a média da proporção da população com rendimento domiciliar mensal per capita de até meio salário mínimo era de 76,26% e 50,63% para os estados tratados e não tratados, respectivamente — uma diferença de 25,63%. Em relação à proporção da população com rendimento domiciliar mensal per capita de até um quarto do salário mínimo, a média era de 51,73% e 25,98% para os grupos de tratamento e controle, nesta ordem — uma diferença de 25,75%. Durante o período de pós-tratamento, ambos os indicadores apresentaram tendência de decrescimento, porém, o grupo que recebeu a intervenção experimentou

uma redução maior, com a diferença no tocante ao grupo de controle caindo para 19,98% e 15,96% para a primeira e segunda variável de pobreza, respectivamente. Isso representa uma diferença em diferença bruta de menos 9,80% e 5,65%, nesta ordem. De modo análogo aos gráficos de tendência da mortalidade infantil, apresenta-se na Figura C.4 do apêndice C a trajetória dos mecanismos de geração de pobreza antes e após a intervenção.

Em síntese, a estatística descritiva e os gráficos de tendência (Figura C.4) evidenciam, à primeira vista, que a criação dos FECEP contribuiu para redução da pobreza e do analfabetismo no Nordeste. A análise preliminar dos dados também sugere que as condições de saúde da região foram impactadas positivamente pela política. No entanto, não há indicações de que a intervenção tenha ajudado a aumentar os anos médios de escolaridade da população com 25 anos ou mais de idade, ou diminuído a desigualdade de renda.

3.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para identificar o efeito dos FECEP sobre a mortalidade infantil emprega-se o método de diferenças em diferenças (DID) para múltiplos períodos. Como demonstrado na Figura 1, a implementação dessa política ocorreu de forma gradual e permanente nos estados do Nordeste, gerando um fator de heterogeneidade que não é acomodado de maneira adequada pelo modelo de regressão em painel de dados com efeitos fixos para projetos tradicionais de DID. Recentemente, trabalhos na área de econometria mostraram que essa abordagem amplamente usada produz estimativas tendenciosas quando o efeito do tratamento não é homogêneo (Athey e Imbens (2021), Goodman-Bacon (2021), Sun e Abraham (2021) e Callaway e Sant’Anna (2021)).

O problema empírico apresentado ocorre porque as estimativas tradicionais resultam de comparações das unidades recém-tratadas com as unidades que já receberam o tratamento. Nesse caso, as unidades já tratadas denotam um grupo de controle problemático, tendo em vista que a intervenção pode alterar o nível e a dinâmica das variáveis de interesse. Esse aspecto pode produzir consequências potencialmente graves para o isolamento consistente do efeito causal da política (OLIVEIRA; COSTA, 2021; GOODMAN-BACON, 2021). É possível, por exemplo, que o efeito da participação no tratamento seja positivo para todas as unidades em todos os períodos, mas que a estimação com efeito fixo produza um impacto negativo da participação no tratamento. Deste modo, o método tradicional atribui de forma viciosa pesos negativos e maiores às observações que recebem

a intervenção no meio do horizonte temporal da análise (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2021). Portanto, o estimador DID tradicional tende a ser enviesado, especialmente na presença de grandes variações entre os pesos. Para superar este problema, faz-se necessário adotar uma estratégia econométrica para a qual o estimador seja robusto à heterogeneidade do tratamento (GOODMAN-BACON, 2021; SUN; ABRAHAM, 2021).

Para tanto, seguiu-se a estratégia econométrica proposta por Callaway e Sant'Anna (2021), que permite estimar o efeito médio do tratamento de maneira flexível, consistente e robusta na presença de heterogeneidade e múltiplos períodos. Este método é robusto, inclusive, sob as hipóteses de tendências paralelas condicionais e incondicionais no período de pré-tratamento. Neste trabalho, o modelo básico assume a condição de tendências paralelas incondicionais.

O problema de inferência causal supõe que existe T períodos em que $t = 1, 2, \dots, T$ e D_t é uma variável binária igual a 1 quando um estado nordestino implementa o Fundo Estadual de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no ano (t) e 0 caso contrário. Define-se G_g igual a 1 quando um estado é tratado pela primeira vez no período de análise e 0 caso contrário. Além disso, se atribui a C um valor igual a 1 para os estados que nunca são tratados (ou seja, que nunca constituíram o FECEP). Cada estado da amostra tem exatamente um G_g ou C igual a um valor unitário.

O escore de propensão generalizado é denotado por $P_g(X) = P(G_g = 1 | X, G_g + C = 1)$, correspondendo a probabilidade de que um estado seja tratado sob a condição de ter covariáveis (X) e de pertencer ao grupo de tratamento (g) ou de controle (C). Ao assumir a hipótese de tendências paralelas incondicionais neste trabalho, naturalmente, a matriz de covariáveis (X) passa a ser uma constante. Além disso, note que o escore de propensão é estimado para cada coorte dos estados que criaram o FECEP no Nordeste (g), gerando uma maior flexibilidade na obtenção das características semelhantes entre controles e para cada grupo de estados tratados. O resultado observado em cada período (t) é estimado da seguinte forma:

$$Y_t = D_t Y_t(1) + (1 - D_t) Y_t(0) \quad (3.1)$$

Onde $Y_t(1)$ e $Y_t(0)$ são os resultados potenciais dos indicadores de mortalidade infantil e das demais variáveis de interesse no tempo (t), com e sem tratamento, respectivamente.

Diferente de uma abordagem tradicional de DID, o principal parâmetro de interesse

causal aqui é um efeito médio do tratamento em grupo, dado por $ATT(g, t)$, sendo uma função do grupo de tratamento (g) e do período (t) em que os estados implementam os FECEP no Nordeste pela primeira vez. Neste trabalho, existem cinco grupos distintos de unidades tratadas pela primeira vez (2002, 2003, 2004, 2005 e 2006) e o tempo (t). Presumindo tendências paralelas condicionais ou incondicionais, tratamento escalonado, irreversibilidade do tratamento e sobreposição de covariável³, define-se a estimativa do efeito médio do tratamento em grupo da seguinte maneira:

$$ATT(g, t) = \mathbb{E}[Y_t(g) - Y_t(0)|G = g] \quad (3.2)$$

Considerando a estrutura de dados em painel balanceado, o ATT para o grupo (g) no período (t) pode então ser estimado de forma semi-paramétrica como expresso na equação (3.3). Os erros padrão são calculados através de um procedimento de *bootstrap*, com ajustamento para autocorrelação e agrupamento (*clustering*), permitindo a realização de uma inferência assintoticamente válida.

$$ATT(g, t) = \mathbb{E} \left[\left(\frac{G_g}{\mathbb{E}[G_g]} - \frac{\frac{p_g(X)C}{1-p_g(X)}}{\mathbb{E}[\frac{p_g(X)C}{1-p_g(X)}]} \right) (Y_t - Y_{g-1}) \right] \quad (3.3)$$

Note que o subscrito g evidencia tanto o grupo em que os estados tratados pertencem no tempo quanto o primeiro período em que os estados constituem os FECEP no Nordeste. O termo p denota os pesos, escores de propensão normalizados para somar um valor unitário. Para tanto, usa-se um procedimento de reponderação para que as covariáveis dos grupos de tratamento (g) e de controle (C) estejam em equilíbrio. Ademais, esta técnica possibilita o uso tanto dos estados nunca tratados quanto daqueles que ainda vão receber o tratamento (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2021).

Além de produzir esse balanceamento, o estimador apresentado permite controlar para fatores não observáveis invariantes no tempo dos grupos. No caso da avaliação do impacto dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil, o estimador controla além das características mencionadas, as condições iniciais e persistentes da economia ao nível de grupo. Além disso, também são controladas as flutuações sazonais dos indicadores de resultado, condições macroeconômicas e políticas nacionais comuns aos estados, como

³ As premissas mencionadas são extensões naturais das suposições de identificação consideradas no caso tradicional — com dois períodos e dois grupos — para o caso de múltiplos períodos. As suposições da estratégia econométrica são discutidas e apresentadas com detalhes no trabalho de Callaway e Sant'Anna (2021).

Bolsa Família e Saúde da Família. Portanto, essa abordagem econométrica não produz viés para estimação dos efeitos de interesse causal (CARRILLO; FERES, 2019).

O procedimento de estimação apresentado é denominado de duplamente robusto porque combina as abordagens de regressão de Heckman, Ichimura e Todd (1997) e Heckman et al. (1998) com a de escore de propensão de Abadie (2005) para uma configuração de DID com múltiplos períodos. Esta abordagem possui robustez adicional, dado que requer apenas a especificação correta da modelagem da evolução dos resultados ou do modelo de escores de propensão, mas não necessariamente de ambas (CALLAWAY; SANT'ANNA, 2021; SANT'ANNA; ZHAO, 2020).

Para obter um parâmetro de efeito causal mais intuitivo e de fácil interpretação, Callaway e Sant'Anna (2021) propõem a agregação de cada $ATT(g, t)$ estimado através da equação (3.3). O parâmetro obtido a partir do procedimento de agregação apresentado, a seguir, resulta de estimativas imparciais e consistentes do efeito do tratamento de cada grupo.

No contexto da implementação dos FECEP no Nordeste, existem algumas desvantagens quanto à agregação do $ATT(g, t)$. Primeiramente, a estimativa pode ser tendenciosa em decorrência da seletividade do tratamento, dado que cada estado escolheu o momento de constituição do FECEP. Em outros termos, os estados nordestinos que adotaram a política mais rápido podem também experimentar mais cedo os efeitos do tratamento. Nesse sentido, uma agregação do $ATT(g, t)$ por uma média simples, provavelmente, atribuirá maior peso ao efeito do grupo que recebeu o tratamento mais recentemente, ou seja, com mais observação no período de pós-tratamento (TEIXEIRA; VENTER, 2021). Para contornar essa categoria de problema, Callaway e Sant'Anna (2021) sugerem a mensuração do $ATT(g, t)$ específico para cada grupo tratado e, em seguida, o cálculo da média deles para o período de pós-tratamento da seguinte maneira:

$$\tilde{\theta}_S(g) = \frac{1}{T - g + 1} \sum_{t=2}^T \{t \geq g\} ATT(g, t) \quad (3.4)$$

$$\theta_S = \sum_{g=2}^T \tilde{\theta}_S(g) P(G = g) \quad (3.5)$$

A equação (3.4) denota o efeito específico de cada grupo tratado no período de pós-tratamento, enquanto a equação (3.5) fornece o efeito do tratamento geral θ_S , ou seja, da agregação do tratamento específico do grupo entre os grupos. Essa última equação

reporta uma medida sumária do efeito da implementação dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil isenta dos problemas de seletividade do tratamento. Este parâmetro retrata o efeito de grupo, que é uma estimativa imparcial e robusta do impacto da política em cada grupo tratado (TEIXEIRA; VENTER, 2021). De acordo com Callaway e Sant’Anna (2021), o parâmetro θ_S é análogo ao ATT do caso de dois períodos.

Embora θ_S seja uma medida de efeito causal adequada, o impacto da constituição dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil pode ser dinâmico. Aqui, o interesse é observar a dinâmica do efeito do tratamento. Nesse sentido, é natural esperar efeitos cada vez maiores da política sobre a mortalidade infantil no período de pós-tratamento.

Para analisar como os efeitos dos FECEP no Nordeste variam com o tempo de tratamento decorrido, calcula-se a média do ATT do grupo para destacar a dinâmica do efeito da intervenção sobre diferentes durações de exposição ao tratamento da seguinte forma:

$$\tilde{\theta}_D(e) = \sum_{g=2}^T \sum_{t=2}^T 1\{t - g + 1 = e\} ATT(g, t) P(G = g | t - g + 1 = e) \quad (3.6)$$

Onde (e) é o tempo de exposição ao tratamento. Note que (e) corresponde ao *event-time*, ou seja, o tempo de exposição transcorrido após o primeiro período do tratamento. Em seguida, calcula-se a média para todos os valores de (e) como segue:

$$\theta_D = \frac{1}{T-1} \sum_{e=1}^{T-1} \tilde{\theta}_D(e) \quad (3.7)$$

A equação (3.7) corresponde a medida resumida do efeito dinâmico (estudo de eventos). A principal diferença entre θ_D e θ_S encontra-se nos pesos: θ_D coloca mais peso em $ATT(g, t)$ quando (g) é menor que (t) . Isso significa que os grupos com maior exposição à política são mais ponderados (TEIXEIRA; VENTER, 2021). Neste trabalho, o resultado da intervenção preferido é o do efeito dinâmico (estudo de eventos) sob a condição de tendências paralelas incondicionais e com grupo de controle composto por unidades nunca tratadas. Essas mesmas condições são adotadas para o efeito de grupo exibido anteriormente. A especificação de estudo de eventos foi escolhida como principal porque permite verificar se há pré-tendências diferenciais nos resultados de interesse, e julgar sua plausibilidade à suposição de identificação. De modo geral, se os estados tratados e não tratados possuem tendências similares antes dos FECEP e divergem apenas após sua criação, isso fornece evidências robustas de que tais mudanças foram produzidas pela política, e não por fatores não observáveis (CARRILLO; FERES, 2019).

Finalmente, como análise de robustez, foram realizados testes estatísticos e um conjunto de estimações alternativas. Inicialmente, realizou-se o teste de *Cramér-von Mises* (CvM) proposto por Callaway e Sant’Anna (2021) para validar o pressuposto de tendências paralelas. O CvM é um teste adequado para grupos de tratamento heterogêneos. Um resultado estatisticamente insignificante do teste mencionado fornece suporte adicional à evidência gráfica de tendências paralelas incondicionais no período de pré-tratamento. Para realizar esse teste sob a condição de tendências paralelas condicionais, considerou-se um conjunto de covariáveis (características básicas) para o período de pré-tratamento. Dado o tamanho da amostra, as covariáveis invariantes no tempo foram utilizadas de forma parcimoniosa e também escolhidas com cuidado para não produzir resultados espúrios, dado que os FECEP no Nordeste⁴ podem custear uma variedade de ações de combate à pobreza⁵.

Em seguida, selecionou-se um grupo de controle diferente do utilizado no modelo de base para avaliar a robustez dos resultados obtidos. Aqui, é analisado se o efeito médio do tratamento em grupo dos estados tratados não é resultado da seleção de um grupo de controle específico. Para tanto, utilizaram-se os estados nunca tratados e os ainda não tratados como grupo de controle. Também se estimou um modelo de regressão para obter $ATT(g, t)$ agregados equivalentes aos estimados pelo método duplamente robusto⁶. Diante da comprovação da equivalência dos resultados, esse mesmo método foi usado para estimar os efeitos da política condicionado as covariáveis invariantes para o período de pré-tratamento, visando analisar a consistência dos resultados obtidos sob a condição de tendências paralelas condicionais (CALLAWAY; SANT’ANNA, 2021; TEIXEIRA; VENTER, 2021; CHAISEMARTIN; D’HAULTFOEUILLE, 2020).

Embora o modelo de regressão de efeito fixo bidirecional (TWFE) tradicional não apresente resultados imparciais e robustos para projetos de DID com múltiplos períodos e tratamento heterogêneo, Sun e Abraham (2021) desenvolveram uma solução concentrada na estimação consistente do efeito dinâmico do tratamento (estudo de eventos) para uma

⁴ As covariáveis escolhidas são invariantes no tempo e afetam a economia, mas não são afetados pela política. Além disso, quando as covariáveis não são invariantes no tempo, o pacote “did” em R define o valor da covariável igual ao primeiro ano da amostra para o período de pré-tratamento. As equações apresentadas nessa seção serão estimadas usando o pacote econométrico mencionado.

⁵ O conjunto de dados do trabalho também não apresenta problemas de estacionariedade. Os resultados do teste de Maddala e Wu (1999), bem como o teste de Pesaran (2007) estão disponíveis na Tabela D.1 do apêndice D.

⁶ Conforme Callaway e Sant’Anna (2021), as estimações do $ATT(g, t)$ por Ponderação de Probabilidade Inversa (IPW) e regressão produzem o mesmo resultado da abordagem duplamente robusta.

abordagem com o estimador mencionado⁷ sob a condição de tendências paralelas incondicionais. Na verdade, o método é um caso especial da abordagem de Callaway e Sant’Anna (2021), porém, utilizando um estimador de efeito fixo para dados em painel. Sem covariáveis, o método deve produzir estimativas similares as da equação (3.7), desde que os indicadores de tempo sejam totalmente saturados e duas unidades de tempo sejam omitidas para evitar colinearidade. A estimação dos impactos da política sobre os indicadores de interesse usando um estimador de efeito fixo é importante para verificar o papel dos fatores mencionados anteriormente e que também afetam as estimações do efeito dinâmico. Em outros termos, tem-se o intuito de verificar se os resultados obtidos pela abordagem principal estão alinhados com esta abordagem de painel de dados com estimador de efeito fixo. Como os dois métodos, em tese, devem produzir resultados similares, Baker, Larcker e Wang (2021) recomendam a estimação de ambos para efeito de análise de robustez.

⁷ Para maiores detalhes sobre o procedimento de estimação do efeito do tratamento dinâmico (estudo de eventos), com efeito fixo de unidade e tempo para tratamento escalonado, consultar o trabalho de Sun e Abraham (2021). O efeito do tratamento dinâmico foi estimado usando o pacote econométrico “fixest” em R.

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

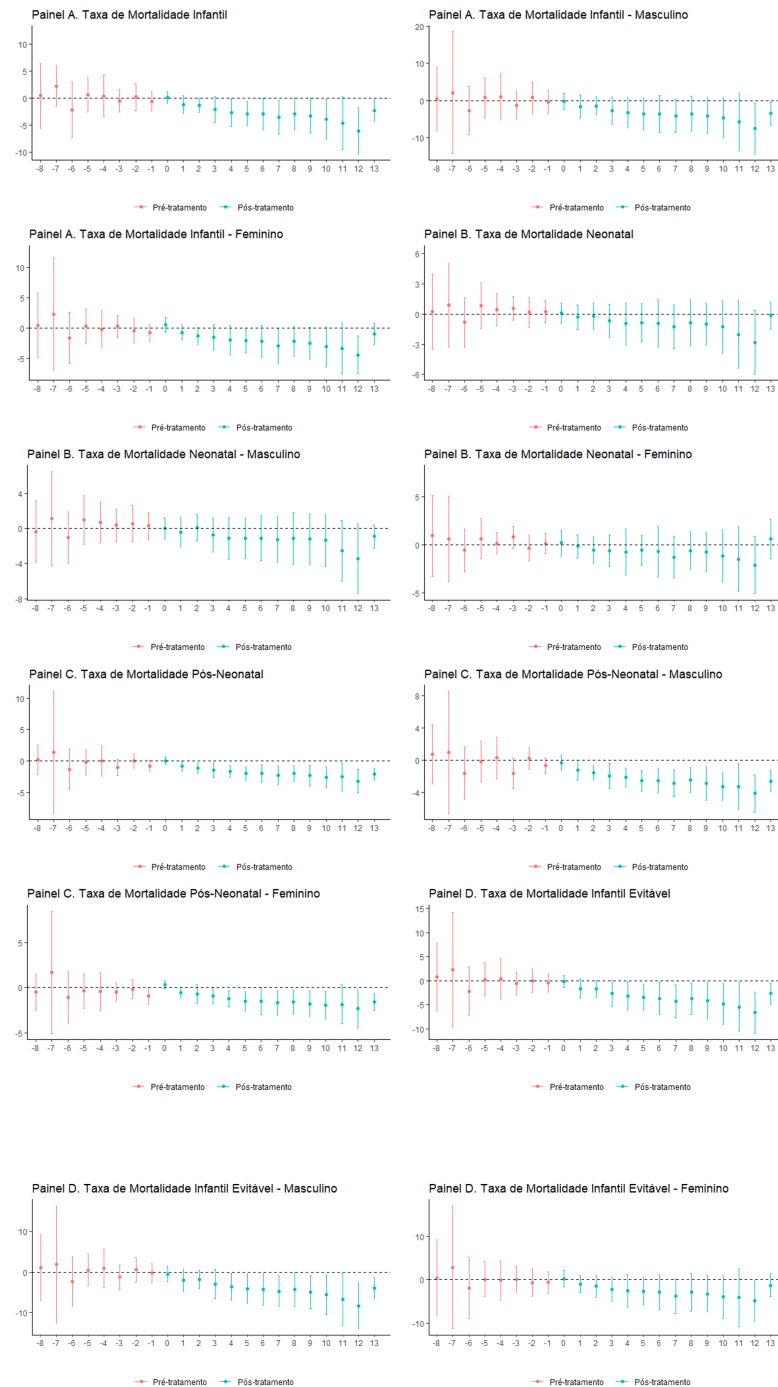
Os resultados empíricos desta pesquisa, tendo em vista os objetivos, foram divididos em três seções. Na primeira (4.1), apresentam-se as estimativas dos impactos dos FECEP no Nordeste sobre as taxas de mortalidade infantil e saúde ao nascer. Na segunda (4.2), reportam-se as principais estimações dos efeitos da política sobre mecanismos de geração de pobreza. Finalmente, na terceira (4.3), exibe-se a análise de robustez para os resultados da mortalidade infantil.

4.1 EFEITO DOS FECEP NO NORDESTE SOBRE A MORTALIDADE INFANTIL E SAÚDE AO NASCER

Esta seção fornece os resultados obtidos com base na estratégia empírica apresentada. A análise dos resultados empíricos parte do exame do efeito da criação dos Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no Nordeste sobre as taxas de mortalidade infantil, neonatal, pós-neonatal e infantil evitável, tanto em termos gerais quanto por sexo. Todos os procedimentos de inferência causal realizados utilizam erros padrão agrupados ao nível de estado e consideram a autocorrelação dos dados. As estimações apresentadas, a seguir, foram efetuadas com o estimador duplamente robusto para um grupo de controle de estados nunca tratados. A Figura 2 mostra o impacto dinâmico da implementação da política de combate à pobreza nos estados nordestinos (tratados) sobre os indicadores de mortalidade infantil para tendências paralelas incondicionais. Nos gráficos, as barras em vermelho fornecem os intervalos de confiança de 95% para o período de pré-tratamento (antes dos FECEP), enquanto as barras em verde para o período de pós-tratamento (depois dos FECEP).

As estimativas de pré-tratamento apresentadas nos gráficos de estudo de eventos abaixo são utilizadas para verificar a validade da suposição de pré-tendências paralelas incondicionais, bem como para identificar o efeito da exposição ao tratamento em períodos após a implementação do mecanismo de financiamento de combate à pobreza. Os resultados mostram não haver tendências diferenciais estatisticamente significativas para nenhum indicador de mortalidade infantil, dado que a trajetória observada no tempo de pré-tratamento, em vermelho, se encontra estável em torno de zero e coberta pelas bandas

Figura 2 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil



Fonte: O Autor (2021).

Nota: O eixo horizontal indica a duração da exposição ao tratamento. A duração da exposição igual a zero (0) fornece o efeito médio da constituição dos FECEP no Nordeste entre os grupos no período em que eles implementam a política de combate à pobreza pela primeira vez (efeito de tratamento instantâneo). A duração da exposição igual a (-1) corresponde ao período antes que os grupos implementem a política de combate à pobreza, e a duração da exposição igual a (1) corresponde ao primeiro período após a implementação inicial. As barras dos gráficos de estudo de eventos representam o intervalo de confiança de 95%, onde erros padrão robustos são agrupados ao nível de estado.

do intervalo de confiança. Isso fornece suporte à suposição de identificação assumida, isto é, de que os estados tratados e de controle teriam experimentado mudanças similares nos indicadores de mortalidade infantil na ausência da constituição dos FECEP no Nordeste. Os gráficos de estudo de eventos mostram uma redução significativa das taxas de mortalidade infantil, pós-neonatal e infantil evitável, tanto em termos gerais como desagregadas por sexo, quase que imediatamente após a implementação da política nos estados tratados em relação aos de controle. Contudo, há poucas evidências de que a intervenção tenha causado uma redução significativa na taxa de mortalidade neonatal, visto que sua tendência observada se manteve aparentemente estável no período de pós-tratamento.

A Tabela 3 expõe os resultados dos impactos do mecanismo de financiamento de combate à pobreza sobre os indicadores de mortalidade infantil. Ela apresenta os efeitos de tratamento de grupo e dinâmico para cada indicador de mortalidade infantil. A primeira linha reporta o efeito de grupo, que permite examinar os efeitos médios específicos de cada grupo. Esses efeitos específicos são agregados em um único parâmetro de interesse causal e fornecem uma medida geral da participação no tratamento, visto que tem uma interpretação análoga ao efeito médio do tratamento fornecido no projeto tradicional de diferenças em diferenças. Na segunda linha, é exibido o efeito dinâmico (estudo de eventos), que relata os efeitos médios da intervenção para diferentes comprimentos de exposição ao tratamento, sendo este o parâmetro de interesse causal de preferência deste trabalho. Finalmente, na terceira linha, apresenta-se a média simples dos indicadores de interesse.

Nesse contexto, os resultados da coluna (1) indicam que a constituição dos FECEP no Nordeste está associada a uma redução estatisticamente significativa das taxas gerais de mortalidade infantil, pós-neonatal e infantil evitável. Resultado análogo é verificado para esses indicadores de mortalidade infantil quando desagregados nas colunas (2) e (3) por sexo. Analisando o principal parâmetro de interesse, isto é, o efeito do tratamento dinâmico, observa-se uma redução estatisticamente significativa de 2,821 para a taxa de mortalidade infantil, 1,874 para a taxa de mortalidade pós-neonatal e de 3,420 para a taxa de mortalidade infantil evitável.

Em relação à taxa média de pré-FECEP, o efeito dinâmico corresponde a uma redução de cerca de 12% na taxa de mortalidade infantil, 19% na taxa de mortalidade pós-neonatal e 12% sobre a taxa de mortalidade infantil evitável. O efeito de grupo também evidencia o impacto da política sobre a redução dos indicadores de mortalidade infantil, entre-

Tabela 3 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil

	Geral	Masculino	Feminino
	(1)	(2)	(3)
Painel A. Taxa de Mortalidade Infantil			
Efeito de grupo	-2.514*	-3.125*	-1.863*
	(0.850)	(0.941)	(0.872)
Efeito dinâmico	-2.821*	-3.537*	-2.058*
	(1.055)	(1.338)	(0.833)
Média de pré-FECEP	24.14	26.78	21.37
Painel B. Taxa de Mortalidade Neonatal			
Efeito de grupo	-0.798	-0.939	-0.644
	(0.526)	(0.641)	(0.590)
Efeito dinâmico	-0.948	-1.167	-0.710
	(0.766)	(0.875)	(0.693)
Média de pré-FECEP	14.11	15.88	12.25
Painel C. Taxa de Mortalidade Pós-neonatal			
Efeito de grupo	-1.717*	-2.186*	-1.219*
	(0.447)	(0.500)	(0.412)
Efeito dinâmico	-1.874*	-2.370*	-1.348*
	(0.419)	(0.502)	(0.385)
Média de pré-FECEP	10.04	10.90	9.12
Painel D. Taxa de Mortalidade Evitável			
Efeito de grupo	-3.099*	-3.707*	-2.450*
	(1.062)	(1.149)	(1.085)
Efeito dinâmico	-3.420*	-4.156*	-2.634*
	(1.122)	(1.426)	(0.947)
Média de pré-FECEP	28.68	31.55	25.66
Observações	400	400	400

Fonte: O Autor (2021).

Nota: * significativo para p-valor < 0,05. A tabela reporta os parâmetros do efeito do tratamento de grupo e dinâmico estimados pelo método duplamente robusto sob a suposição de tendências paralelas incondicionais e com grupo de controle composto por estados nunca tratados. Os erros padrão robustos (relatados entre parênteses) são agrupados ao nível de estado.

tanto, com uma magnitude relativamente menor quando comparado ao efeito dinâmico. Os FECEP também contribuíram significativamente para redução dos indicadores de mortalidade infantil masculino e feminino. Por outro lado, nenhuma especificação evidencia efeito significativo da política sobre a taxa de mortalidade neonatal, embora apresente o efeito causal esperado.

Ainda segundo a Tabela 3, o efeito dinâmico da política de combate à pobreza foi estatisticamente significativa para a taxa de mortalidade infantil de ambos os sexos, correspondendo a uma redução nas mortes de meninos e meninas de 3,537 e 2,058, respectivamente. Em relação à taxa média de pré-tratamento, a redução na taxa de mortalidade infantil de meninos e meninas são de 13% e 10%, nesta ordem. Resultados similares são notados para as taxas de mortalidade pós-neonatal e infantil evitável, cuja a maior redução na

taxa de mortes é fornecida pelo sexo masculino.

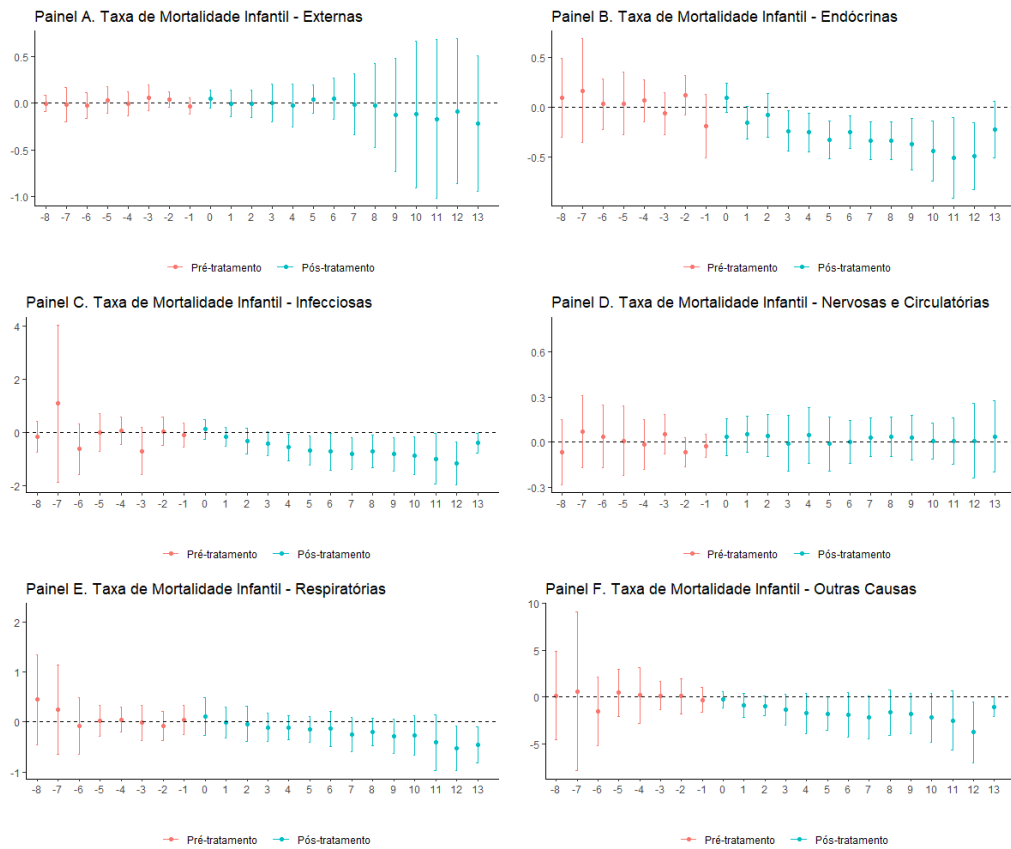
Esses resultados dão suporte ao argumento de que a constituição de fundos sociais restritos ao financiamento de ações de combate à pobreza são uma resposta adequada para o tratamento da mortalidade infantil. Os achados empíricos enfatizam a necessidade de os formuladores de políticas públicas ajustarem continuamente sua postura em favor da descentralização dos recursos para o combate à pobreza de maneira consistente, em decorrência de um efeito potencial sobre a redução das taxas de mortalidade infantil, isto é, de melhoria da saúde infantil.

A Tabela 4 e Figura 3 aprofundam a avaliação de impacto dos FECEP no Nordeste sobre a taxa de mortalidade infantil, ao analisar o efeito da exposição ao tratamento para diferentes causas de morte. Os gráficos de estudo de eventos mostram uma redução estatisticamente significativa das taxas de óbitos infantis por causas endócrinas, infecciosas, respiratórias e outras causas. Essa evidência decorre da divergência acentuada entre os resultados dos estados tratados e de controle pós-intervenção, indicando que as taxas de mortalidade infantil pelas causas de morte mencionadas reduziram progressivamente após a constituição dos FECEP no Nordeste.

Embora em algumas estimações existam variações nas pré-tendências (Figura 3), essas não apresentam magnitude suficiente para extrapolar a suposição de identificação, ou seja, de pré-tendências paralelas incondicionais. Destarte, existem fortes evidências de que a redução observada nas taxas de mortalidade infantil pelas causas de morte elencadas anteriormente é resultado da implementação dos FECEP no Nordeste.

Conforme a Tabela 4, a implementação dos FECEP no Nordeste produziu uma redução nas taxas de mortalidade infantil por causas endócrinas (0,282), infecciosas (0,598) e respiratórias (0,205). Para a taxa de mortalidade infantil por outras causas, a diminuição provocada pela política foi de 1,713. Em relação à taxa média de pré-tratamento, a intervenção produziu um decréscimo nas taxas de mortalidade infantil por causas endócrinas (44%), infecciosas (22%), respiratórias (12%) e outras causas (9%). De modo geral, tanto o efeito dinâmico quanto de grupo foi estatisticamente significativo para as taxas de óbitos infantis pôr as causas de morte supracitadas. Esses resultados são importantes, visto que estas são algumas das principais causas responsáveis pela morte precoce e que indubitavelmente estão associadas às condições socioeconômicas das famílias. Portanto, os achados empíricos sugerem que os FECEP têm contribuído para melhoria da saúde infantil na região do Nordeste, provavelmente, a partir da ampliação do acesso das

Figura 3 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil por causa de morte



Fonte: O Autor (2021).

Nota: O eixo horizontal indica a duração da exposição ao tratamento. A duração da exposição igual a zero (0) fornece o efeito médio da constituição dos FECEP no Nordeste entre os grupos no período em que eles implementam a política de combate à pobreza pela primeira vez (efeito de tratamento instantâneo). A duração da exposição igual a (-1) corresponde ao período antes que os grupos implementem a política de combate à pobreza, e a duração da exposição igual a (1) corresponde ao primeiro período após a implementação inicial. As barras dos gráficos de estudo de eventos representam o intervalo de confiança de 95%, onde erros padrão robustos são agrupados ao nível de estado.

famílias pobres aos bens e serviços básicos.

Os principais resultados empíricos apresentados até o momento destacam que a constituição dos FECEP no Nordeste provocou uma redução significativa e robusta nos indicadores de mortalidade infantil, tanto em termos gerais como também desagregados por sexo e causas de morte. Os efeitos de grupo e dinâmico estimados evidenciam que a criação de mecanismos de financiamento social voltados ao combate e erradicação da pobreza em regiões subdesenvolvidas, como é o caso do Nordeste brasileiro, consiste em uma estratégia eficaz para a redução de elevados índices de mortalidade infantil. A implementação, manutenção e aperfeiçoamento de políticas públicas dessa envergadura contribui para o alcance das metas de redução da mortalidade infantil estabelecidas pela Organização das

Tabela 4 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil por causa de morte

	Taxa de mortalidade infantil por causa de morte					
	Painel A.	Painel B.	Painel C.	Painel D.	Painel E.	Painel F.
	Externas	Endócrinas	Infecciosas	Nervosas e Circulatórias	Respiratórias	Outras Causas
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Efeito de Grupo	-0.027 (0.133)	-0.259* (0.069)	-0.553* (0.188)	0.026 (0.038)	-0.148* (0.064)	-1.554* (0.668)
Efeito Dinâmico	-0.047 (0.161)	-0.282* (0.069)	-0.598* (0.212)	0.023 (0.037)	-0.205* (0.094)	-1.713* (0.754)
Média de pré-FECEP	0.35	0.64	2.72	0.44	1.67	18.33
Observações	400	400	400	400	400	400

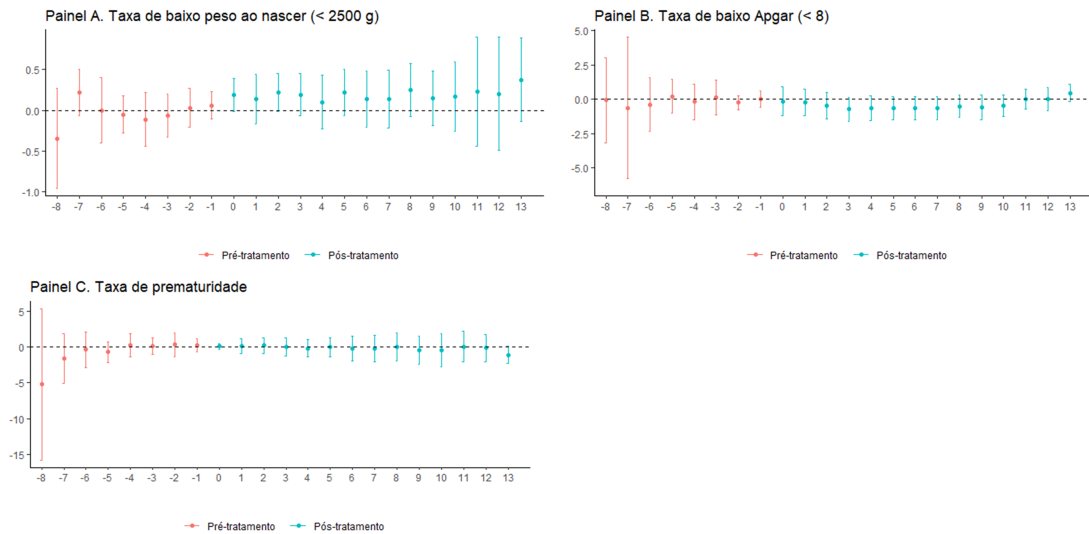
Fonte: O Autor (2021).

Nota: * significativo para p-valor < 0,05. A tabela reporta os parâmetros do efeito do tratamento de grupo e dinâmico estimados pelo método duplamente robusto sob a suposição de tendências paralelas incondicionais e com grupo de controle composto por estados nunca tratados. Os erros padrão robustos (relatados entre parênteses) são agrupados ao nível de estado.

Nações Unidas (ONU), no âmbito dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS), para a nação brasileira. Além disso, essa intervenção também favoreceu a melhoria das condições de saúde nos primeiros anos de vida, cuja a repercussão é positiva sobre a acumulação de capital humano na infância e, como efeito, sobre os resultados econômicos de médio e longo prazo (Black, Devereux e Salvanes (2007), Currie (2009), Almond e Mazumder (2011), Figlio et al. (2014) e Almond, Currie e Duque (2018)).

Buscando obter resultados mais detalhados dos impactos da constituição dos FECEP no Nordeste, investiga-se, também, seus possíveis efeitos sobre os indicadores de saúde ao nascer, respectivamente: baixo peso ao nascer, baixo índice Apgar e partos prematuros. Os indicadores selecionados estão relacionados ao estado de saúde infantil, considerados condicionantes das taxas de mortalidade infantil. A saúde ao nascer também está associada às condições socioeconômicas adversas da mulher gestante. Por exemplo, mulheres pobres e vulneráveis podem ter uma alimentação desbalanceada e um acompanhamento pré-natal inadequado, influenciando diretamente no estado de saúde da criança ao nascer. Em geral, a fragilidade socioeconômica é uma característica relevante antes e após o nascimento para explicação das condições de saúde infantil (Larson (2007), Nagahawatte e Goldenberg (2008), Braveman et al. (2010), Almond e Mazumder (2011), Aizer e Currie (2014) e Branco, Bermúdez e Lima (2017)). Cabe ainda enfatizar que os recursos dos FECEP no Nordeste têm, entre outras finalidades, o financiamento de ações suplementares de nutrição, saúde e assistência social à população pobre.

Figura 4 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre indicadores de saúde ao nascer



Fonte: O Autor (2021).

Nota: O eixo horizontal indica a duração da exposição ao tratamento. A duração da exposição igual a zero (0) fornece o efeito médio da constituição dos FECEP no Nordeste entre os grupos no período em que eles implementam a política de combate à pobreza pela primeira vez (efeito de tratamento instantâneo). A duração da exposição igual a (-1) corresponde ao período antes que os grupos implementem a política de combate à pobreza, e a duração da exposição igual a (1) corresponde ao primeiro período após a implementação inicial. As barras dos gráficos de estudo de eventos representam o intervalo de confiança de 95%, onde erros padrão robustos são agrupados ao nível de estado.

Nesse contexto, a Figura 4 apresenta os resultados gráficos da estimativa de estudo de eventos para os indicadores de saúde ao nascer. Os painéis A, B e C não revelam nenhuma evidência visual de melhoria das taxas de baixo peso ao nascer, baixo Apgar e de prematuridade em decorrência da constituição dos FECEP no Nordeste. As constatações gráficas são consistentes e reforçadas pela insignificância estatística dos parâmetros causais estimados (Tabela 5). Na verdade, os resultados dos indicadores de saúde ao nascer evoluem de forma semelhante em estados tratados e de controle. Isso significa que a política de combate à pobreza adotada foi ineficaz na melhoria dos indicadores de saúde ao nascer.

Embora não existam evidências visuais de efeitos positivos da política sobre os indicadores de saúde ao nascer, observa-se na Tabela 5 que o efeito de grupo foi estatisticamente significativo para uma redução de 0,537 na taxa de baixo Apgar. Em relação à média de pré-intervenção, esse resultado corresponde a uma queda de 9% na taxa de baixo Apgar. Entretanto, o efeito dinâmico foi estatisticamente insignificante para este indicador de saúde ao nascer. De modo geral, há poucas razões para acreditar que a criação dos FECEP no Nordeste está associada a uma melhoria significativa dos indicadores de saúde ao

nascer. Nesse contexto, é provável que exista uma deficiência na alocação dos recursos da política em ações de nutrição e de assistência pré-natal, dado que o painel A não apresenta o sinal esperado e os painéis (B e C) insignificância estatística.

Tabela 5 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre indicadores de saúde ao nascer

	Indicadores de saúde ao nascer		
	Painel A.	Painel B.	Painel C.
	Taxa de baixo peso ao nascer (<2500 g)	Taxa de baixo Apgar (<8)	Taxa de prematuridade
	(1)	(2)	(3)
Efeito de Grupo	0.181 (0.104)	-0.537* (0.143)	-0.107 (0.473)
Efeito Dinâmico	0.195 (0.109)	-0.364 (0.310)	-0.163 (0.464)
Média de pré-FECEP	6.89	5.93	5.24
Observações	400	400	400

Fonte: O Autor (2021).

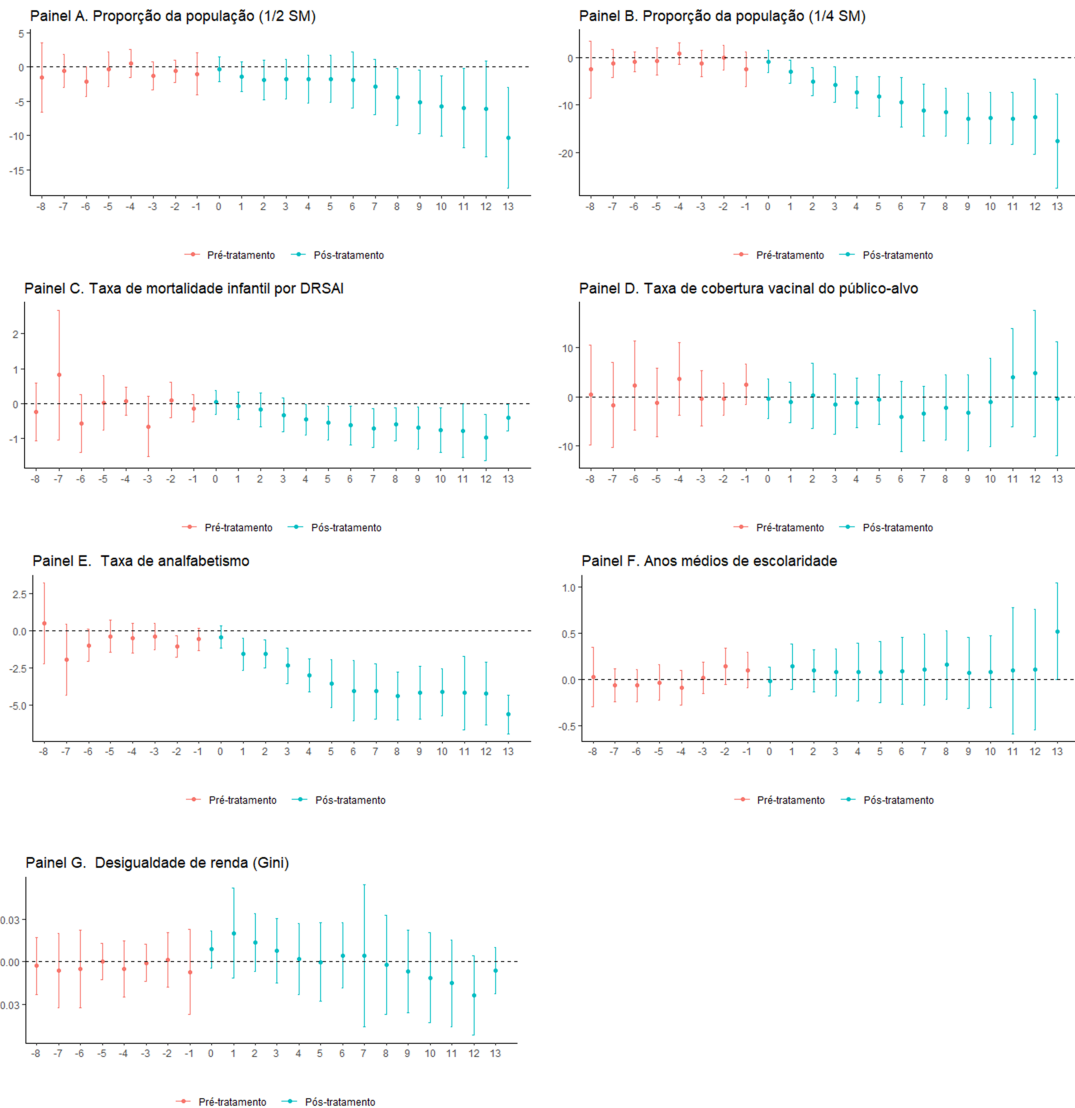
Nota: * significativo para p-valor < 0,05. A tabela reporta os parâmetros do efeito do tratamento de grupo e dinâmico estimados pelo método duplamente robusto sob a suposição de tendências paralelas incondicionais e com grupo de controle composto por estados nunca tratados. Os erros padrão robustos (relatados entre parênteses) são agrupados ao nível de estado.

4.2 EFEITO DOS FECEP NO NORDESTE SOBRE MECANISMOS DE GERAÇÃO DE POBREZA

Nesta seção é examinado o impacto da criação dos FECEP no Nordeste sobre mecanismos de geração de pobreza. A inferência proposta é importante para ajudar elucidar quais características econômicas e sociais dos estados tratados foram impactadas pela implementação da política pública. As variáveis observadas também são condicionantes socioeconômicos dos indicadores de mortalidade infantil. Deste modo, um impacto da política sobre esses determinantes, certamente, são evidências sugestivas para explicação da redução da mortalidade infantil nos estados do Nordeste. Os resultados empíricos para os mecanismos de geração de pobreza são apresentados a seguir.

Na Figura 5, os gráficos de estudo de eventos revelam que, durante o período de pré-tratamento, as tendências de todos os mecanismos de geração de pobreza analisados foram, em geral, similares entre os estados do grupo de tratamento e controle.

Figura 5 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre mecanismos de geração de pobreza



Fonte: O Autor (2021).

Nota: O eixo horizontal indica a duração da exposição ao tratamento. A duração da exposição igual a zero (0) fornece o efeito médio da constituição dos FECEP no Nordeste entre os grupos no período em que eles implementam a política de combate à pobreza pela primeira vez (efeito de tratamento instantâneo). A duração da exposição igual a (-1) corresponde ao período antes que os grupos implementem a política de combate à pobreza, e a duração da exposição igual a (1) corresponde ao primeiro período após a implementação inicial. As barras dos gráficos de estudo de eventos representam o intervalo de confiança de 95%, onde erros padrão robustos são agrupados ao nível de estado.

Os gráficos de estudo de eventos apresentados na Figura 5 fornecem fortes evidências de que a implementação dos FECEP no Nordeste contribuiu para redução da proporção da população com até meio e um quarto do salário mínimo, nesta ordem. Esse resultado é importante, tendo em vista que a principal finalidade da política era o combate e a erradicação da pobreza no Brasil. Os resultados gráficos também mostram que a inter-

venção provocou uma redução significativa na taxa de mortalidade infantil por Doenças Relacionadas ao Saneamento Ambiental Inadequado (DRSAI) e na taxa de analfabetismo da população com 15 anos ou mais de idade. Por outro lado, não há evidências visuais de que a criação dos FECEP no Nordeste tenha produzido algum efeito significativo nos anos médios de estudo completados pelas pessoas com 25 anos ou mais de idade, na taxa de cobertura vacinal do público-alvo e na desigualdade de renda (Gini), visto que os resultados dos estados tratados evoluíram, praticamente, de maneira similar ao do grupo de controle, tanto antes como depois da implementação da política¹.

Conforme as evidências gráficas (Figura 5), os resultados da Tabela 6 mostra nos painéis (A e B) que o efeito dinâmico da implementação dos FECEP no Nordeste provocou uma redução significativa de 3,7% e 9,35% na proporção da população com até meio e um quarto do salário mínimo, respectivamente. Em relação à média de pré-FECEP, a magnitude do efeito aumenta para 6% e 25%, nesta ordem. Nos painéis (C e E), o efeito dinâmico mostra que a política de combate à pobreza produziu uma diminuição estatisticamente significativa de 0,505 na taxa de mortalidade infantil por DRSAI e de 3,4% na taxa de analfabetismo. Os coeficientes estimados implicam em uma diminuição de 27% para a taxa de mortalidade infantil por DRSAI e 18% para a taxa de analfabetismo, em relação à média de pré-FECEP. Contudo, os demais indicadores analisados não foram estatisticamente significativos, evidenciando que a intervenção não foi eficaz no aumento da cobertura vacinal e nos anos médios de escolaridade da população, bem como na redução da desigualdade de renda (Gini).

Nesse quadro, as estimações obtidas sugerem que a criação dos FECEP no Nordeste foi eficaz na redução da mortalidade infantil, capitaneada pela melhoria de alguns mecanismos de geração de pobreza. Os Fundos atuaram direta e indiretamente sobre os principais condicionantes da mortalidade infantil, a saber: pobreza, analfabetismo e saneamento básico inadequado. Dada sua efetividade sobre os indicadores mencionados, há fortes evidências de que a intervenção contribuiu para a melhoria da saúde infantil e, consequentemente, para redução das desigualdades econômicas e sociais no Brasil. Esses achados empíricos são importantes para o aperfeiçoamento dos FECEP no Nordeste, assim como para o direcionamento dos recursos para estratégias e programas de combate e erradicação da miséria alinhados às demandas locais e regionais das famílias carentes

¹ Um mecanismo de pobreza interessante de ser avaliado nesse estudo seria o da insegurança alimentar, porém, não foram encontrados dados para todo o horizonte temporal da análise.

e às metas de desenvolvimento econômico sustentável assumidas pelo governo brasileiro perante as organizações internacionais.

Tabela 6 – Efeito dos FECEP no Nordeste sobre mecanismos de geração de pobreza

	(1)
Painel A. Proporção da população (1/2 SM)	
Efeito de grupo	-2.932*
	(1.253)
Efeito dinâmico	-3.688*
	(1.295)
Média de Pré-FECEP	62.2
Painel B. Proporção da população (1/4 SM)	
Efeito de grupo	-8.426*
	(1.400)
Efeito dinâmico	-9.352*
	(1.345)
Média de Pré-FECEP	37.35
Painel C. Taxa de mortalidade infantil por DRSI	
Efeito de grupo	-0.464*
	(0.158)
Efeito dinâmico	-0.505*
	(0.171)
Média de Pré-FECEP	1.86
Painel D. Taxa de cobertura vacinal do público-alvo	
Efeito de grupo	-1.332
	(1.888)
Efeito dinâmico	-0.754
	(2.057)
Média de Pré-FECEP	70.57
Painel E. Taxa de analfabetismo	
Efeito de grupo	-3.120*
	(0.466)
Efeito dinâmico	-3.378*
	(0.468)
Média de Pré-FECEP	18.76
Painel F. Anos médios de escolaridade	
Efeito de grupo	0.084
	(0.108)
Efeito dinâmico	0.123
	(0.128)
Média de Pré-FECEP	5.12
Painel G. Desigualdade de renda (Gini)	
Efeito de grupo	0.002
	(0.007)
Efeito dinâmico	0.000
	(0.006)
Média de Pré-FECEP	0.58
Observações	400

Fonte: O Autor (2021).

Nota: * significativo para p-valor < 0,05. A tabela reporta os parâmetros do efeito do tratamento de grupo e dinâmico estimados pelo método duplamente robusto sob a suposição de tendências paralelas incondicionais e com grupo de controle composto por estados nunca tratados. Os erros padrão robustos (relatados entre parênteses) são agrupados ao nível de estado.

4.3 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Finalmente, realizam-se alguns exercícios de robustez, com o intuito de avaliar a validade da estratégia empírica adotada. A Tabela 7 apresenta a análise de robustez realizada para a mortalidade infantil. Para efeito de comparação, a primeira coluna exhibe os resultados para as taxas de mortalidade infantil encontradas na Tabela 3. Os principais resultados foram submetidos ao teste estatístico de *Cramér-von Mises* (CvM), que para o modelo básico tem como hipótese nula a existência de pré-tendências paralelas incondicionais. Conforme os resultados expostos abaixo, observa-se que a hipótese nula do teste estatístico para pré-tendências paralelas incondicionais não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5% para as taxas de mortalidade infantil, pós-neonatal e infantil evitável. O teste de falseamento dá suporte adicional para análise de pré-tendências paralelas incondicionais realizadas através dos gráficos de estudo de eventos. Essas mesmas conclusões foram obtidas nas colunas (3 e 6) para a hipótese nula de pré-tendências paralelas condicionais, exceto pelo fato de ao incluir covariáveis a taxa de mortalidade neonatal ter passado a exibir resultado estatisticamente insignificante para o teste de CvM, o que implica na não rejeição da hipótese mencionada.

Portanto, a suposição de identificação da estratégia empírica desse trabalho permanece válida para as taxas de mortalidade infantil, pós-neonatal e infantil evitável sobre as condições de pré-tendências paralelas condicionais e incondicionais, dando segurança à interpretação dos resultados causais encontrados. Em contraste, os resultados para a taxa de mortalidade neonatal devem ser interpretados com cautela, dado que podem variar com e sem covariáveis, especialmente, em razão da validade da suposição de identificação para tendências paralelas condicionais.

Na coluna (2), os resultados para os indicadores gerais de mortalidade infantil são obtidos com um grupo de controle menos restritivo. Esse grupo de controle é composto por estados nunca tratados e ainda não tratados. Os resultados são similares aos encontrados na especificação principal, e indicam que os efeitos do tratamento não são obra da seleção de um grupo de controle específico. Na verdade, os coeficientes dos efeitos do tratamento (grupo e dinâmico) são praticamente idênticos ao da especificação principal para qualquer um dos indicadores de mortalidade infantil analisado, reforçando a robustez da estratégia empírica.

Dado o tamanho da amostra e devido ao grupo de tratados pela primeira vez, em 2002,

Tabela 7 – Análise de robustez para os resultados da mortalidade infantil

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
A. Mortalidade Infantil								
Efeito de grupo	-2.514*	-2.489*	-2.454*	-2.428*	-2.514*	-2.945*	-2.674*	
	(0.850)	(0.780)	(0.713)	(0.717)	(0.804)	(1.091)	(1.052)	
Efeito dinâmico	-2.821*	-2.798*	-2.782*	-2.758*	-2.821*	-3.611*	-3.363*	-2.638*
	(1.055)	(0.927)	(0.875)	(0.904)	(1.011)	(1.484)	(1.323)	(0.732)
Média de pré-FECEP	24.14	24.14	24.14	24.14	24.14	24.14	24.14	24.14
B. Mortalidade Neonatal								
Efeito de grupo	-0.798	-0.793	-0.771	-0.762	-0.798	-2.180*	-2.156*	
	(0.526)	(0.518)	(0.535)	(0.488)	(0.537)	(0.853)	(0.842)	
Efeito dinâmico	-0.948	-0.943	-0.942	-0.933	-0.948	-2.679*	-2.660*	-0.875
	(0.766)	(0.834)	(0.807)	(0.750)	(0.804)	(1.048)	(0.985)	(0.589)
Média de pré-FECEP	14.11	14.11	14.11	14.11	14.11	14.11	14.11	14.11
C. Mortalidade Pós-neonatal								
Efeito de grupo	-1.717*	-1.697*	-1.683*	-1.666*	-1.717*	-0.765	-0.518	
	(0.447)	(0.423)	(0.381)	(0.415)	(0.390)	(0.442)	(0.478)	
Efeito dinâmico	-1.874*	-1.855*	-1.840*	-1.825*	-1.874*	-0.932	-0.703	-1.762*
	(0.419)	(0.436)	(0.403)	(0.391)	(0.443)	(0.721)	(0.679)	(0.393)
Média de pré-FECEP	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04	10.04
D. Mortalidade Infantil Evitável								
Efeito de grupo	-3.099*	-3.069*	-3.030*	-2.999*	-3.099*	-3.847*	-3.404*	
	(1.062)	(0.886)	(0.830)	(0.838)	(0.951)	(1.412)	(1.303)	
Efeito dinâmico	-3.420*	-3.392*	-3.393*	-3.364*	-3.420*	-4.621*	-4.219*	-3.238*
	(1.122)	(1.048)	(0.879)	(0.978)	(1.111)	(1.745)	(1.640)	(0.824)
Média de pré-FECEP	28.68	28.68	28.68	28.68	28.68	28.68	28.68	28.68
Observações	400	400	400	400	400	400	400	400
Grupo de controle								
Nunca tratado	<i>Sim</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>
Ainda não tratado	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Não</i>
Método de estimação								
Duplamente Robusto	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>
Regressão de Resultado	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Não</i>
Regressão com Efeito Fixo	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>
Covariáveis de pré-tratamento								
Características Básicas	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Não</i>
Logaritmo da População	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Sim</i>	<i>Sim</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>	<i>Não</i>
Teste de Cramér-von Mises								
A. Mortalidade Infantil	3839.9		1866.4		3839.9	1339.2		
B. Mortalidade Neonatal	1481.6*		756.5*		1481.6*	310.1		
C. Mortalidade Pós-neonatal	1027.9		560.6		1027.9	546.7		
D. Mortalidade Infantil Evitável	4761		2289.3		4761	1805.5		

Fonte: O Autor (2021).

Nota: * significativo para p-valor < 0,05. Os erros padrão robustos (relatados entre parênteses) são agrupados ao nível de estado.

ser composto apenas pelo estado da Bahia, estimou-se a especificação principal usando como covariável apenas o logaritmo da população, através do método duplamente robusto. Cabe reportar que esse método de estimação não possibilita que o número de covariáveis seja superior ao tamanho desse grupo de tratamento. De igual modo, a coluna (3), mostra que os coeficientes dos efeitos de grupo e dinâmico estimados para cada indicador de mortalidade infantil continuam alinhados com os da especificação principal. Considerando essa

covariável e um grupo de controle composto por estados nunca tratados, o efeito dinâmico da política sobre a taxa de mortalidade infantil reduz-se de 2,821 na especificação principal para 2,782 na especificação alternativa, porém, os erros padrão sofrem uma pequena variação. Constatações análogas são obtidas para as taxas de mortalidade pós-neonatal e infantil evitável. Na coluna (4), usa-se a mesma abordagem, porém, com um grupo de controle menos restritivo. Ainda assim, os resultados empíricos encontrados continuam similares aos da coluna (3), e permanecem ajustados ao da especificação principal.

Antes de avaliar a consistência dos resultados com um conjunto maior de covariáveis, estimou-se o modelo básico usando o método de regressão para demonstrar a equivalência em relação ao duplamente robusto. Nesse sentido, nota-se que os resultados da coluna (1 e 5) são os mesmos para qualquer indicador de mortalidade infantil, embora exibam diferenças em relação aos erros padrão. Considerando o grupo de controle adequado, a estimação dos resultados empregando um modelo de regressão permite usar um maior conjunto de covariáveis para análise de robustez. Nada obstante, selecionou-se variáveis de forma parcimoniosa devido ao tamanho da amostra e também para não produzir resultados espúrios.

A coluna (6) apresenta os resultados da estimação dos efeitos da política sobre os indicadores de mortalidade infantil utilizando o método de regressão com um conjunto de covariáveis denominadas características básicas da economia. Nessa especificação, os coeficientes dos efeitos de grupo e dinâmico dos FECEP no Nordeste sobre a taxa de mortalidade infantil aumentaram de magnitude, porém, continuaram ajustados ao do modelo principal. Nesse quadro, o efeito dinâmico da política sobre a taxa de mortalidade infantil passou de menos 2,821 na especificação principal para menos 3,611 na abordagem alternativa. Esse aumento de magnitude está associado à inclusão de covariáveis, visto que esses resultados não contrariam a suposição de identificação para tendências paralelas condicionais. Com a inclusão do conjunto de covariáveis, os efeitos da política passaram, também, a ser estatisticamente insignificantes para a taxa de mortalidade pós-neonatal, sugerindo que os resultados encontrados são válidos apenas sob a suposição de tendências paralelas incondicionais.

Ainda nesse contexto, ao considerar as covariáveis na coluna (6), a implementação dos FECEP no Nordeste passa a se relacionar com uma redução significativa da taxa de mortalidade neonatal sob a condição de tendências paralelas condicionais, com sua validade sendo confirmada pelo teste de CvM. Nessa especificação, computou-se um efeito

dinâmico da política de combate à pobreza sobre a taxa de mortalidade neonatal de menos 2,679. Em relação à média de pré-tratamento, esse resultado representa uma redução de 19% na taxa de mortalidade neonatal. Finalmente, observa-se que com a inclusão das covariáveis os efeitos de grupo e dinâmico da intervenção aumentaram sobre a taxa de mortalidade infantil evitável, embora os resultados continuem compatíveis com o da especificação principal. Em relação ao efeito dinâmico da política sobre a taxa de mortalidade infantil evitável, registra-se um salto de menos 3,420 no modelo básico para menos 4,621 no modelo alternativo. Na coluna (7), as estimações anteriores são replicadas, porém, considerando um grupo de controle menos restritivo. Os resultados encontrados são equivalentes aos da coluna (6), o que sugere que os efeitos de grupo e dinâmico da implementação dos FECEP no Nordeste sobre os indicadores de mortalidade infantil não são provenientes da seleção de um grupo de controle específico. De modo geral, os resultados expostos até agora corroboram os da especificação principal, evidenciando adequação e consistência da estratégia empírica adotada.

Até este ponto, o estudo empírico mostrou que a constituição dos FECEP no Nordeste contribuiu para uma redução significativa da mortalidade infantil. Entretanto, vários outros fatores podem estar impulsionando a redução da mortalidade infantil na especificação principal, como os programas Saúde da Família, Bolsa Família e outras políticas nacionais comuns aos estados. Os efeitos causais obtidos também podem estar sendo influenciados por aspectos macroeconômicos, assim como por condições iniciais e características persistentes da economia dos estados. Além disso, a restrição quanto ao uso de covariáveis no período de pré-tratamento impede o controle desses e de outros aspectos, que, também, podem estar afetando os resultados encontrados até o momento (CARRILLO; FERES, 2019; BRANCO; BERMÚDEZ; LIMA, 2017). Embora a estratégia econométrica controle esses aspectos ao nível de grupo e no tempo, emprega-se como análise de robustez um estimador de efeito fixo que permite executar um controle mais rigoroso dos aspectos mencionados ao nível de estado. Para verificar o papel dessas características sobre os resultados dos indicadores de mortalidade infantil, usou-se o método de estimação do efeito dinâmico de Sun e Abraham (2021) para projetos de diferenças em diferenças com tratamento heterogêneo².

² O método proposto por Sun e Abraham (2021) apresenta hipóteses mais restritivas para identificação do efeito dinâmico, além disso, é menos transparente que o de Callaway e Sant'Anna (2021). Especificamente, o método de Sun e Abraham (2021) apresenta várias desvantagens em relação ao utilizado neste trabalho: i) falta de garantia de resultados robustos usando covariáveis; ii) ausência

Os efeitos da política de combate à pobreza sobre a mortalidade infantil empregando regressão com efeitos fixos são expostos na coluna (8). Embora os coeficientes e erros padrão do efeito dinâmico dos FECEP no Nordeste sejam relativamente menores nesse modelo alternativo, aparentemente, estão em consonância com os encontrados utilizando a estratégia econométrica de Callaway e Sant’Anna (2021), mesmo após um controle mais rigoroso dos fatores não observáveis de natureza invariante no tempo. Nesse modelo de efeitos fixos, a implementação do mecanismo de financiamento social produziu uma redução significativa, em efeito dinâmico, nas taxas de mortalidade infantil (2,638), pós-neonatal (1,762) e infantil evitável (3,238). Em relação à média de pré-tratamento, o efeito da intervenção denota uma redução de 11% na taxa de mortalidade infantil, 18% na taxa de mortalidade pós-neonatal e 11% na taxa de mortalidade infantil evitável. Os resultados empíricos encontrados nesta seção mostram que a estratégia empírica adotada é adequada para o isolamento consistente e robusto dos efeitos causais dos FECEP no Nordeste sobre a mortalidade infantil.

de testes formais para pré-tendências paralelas; iii) pouca personalização dos resultados; iv) hipóteses mais restritivas e v) baixa transparência na estimação, visto que os efeitos fixos bidirecionais podem produzir algum viés. Por essas razões, os resultados são estimados apenas sob a condição de tendências paralelas incondicionais e para análise de robustez, conforme Baker, Larcker e Wang (2021) sugerem.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo principal deste trabalho foi avaliar o impacto da constituição de Fundos Estaduais de Combate e Erradicação da Pobreza (FECEP) no Nordeste do Brasil sobre a mortalidade infantil. O FECEP é um mecanismo descentralizado de financiamento de ações e programas de combate à pobreza, e está atualmente implementado em todos os estados da macrorregião. Além disso, o orçamento do mecanismo de investimento social é composto, principalmente, da receita tributária de bens e serviços supérfluos. A tributação sobre o consumo de luxo tem permitido aos estados nordestinos obterem recursos volumosos para atuarem de forma relevante sobre a realidade social da população extremamente pobre da região.

Diversas características do mecanismo descentralizado de financiamento de políticas de combate à pobreza foram avaliadas em associação com a mortalidade infantil e conforme os critérios estabelecidos pela Emenda Constitucional nº 31/2000. A política avaliada tem como meta promover a redução dos níveis de pobreza no Brasil. Essa questão é particularmente importante para regiões subdesenvolvidas como a do Nordeste, onde a elevada concentração da pobreza está relacionada a níveis preocupantes de mortalidade infantil. Nesse contexto, utilizando uma estratégia empírica de diferenças em diferenças, robusta para múltiplos períodos e tratamento heterogêneo, este trabalho mostra que os estados nordestinos que implementaram FECEP, entre 2000 e 2015, experimentaram uma redução significativa nas taxas de mortalidade infantil.

Descobriu-se que a constituição dos FECEP no Nordeste provocou uma redução de 2,82 na taxa de mortalidade infantil, 1,87 na taxa de mortalidade pós-neonatal e 3,42 na taxa de mortalidade infantil evitável. Em relação à média de pré-tratamento, esses resultados correspondem a uma redução de 12%, 19% e 12% nas taxas de mortalidade infantil, pós-neonatal e infantil evitável, respectivamente. Evidências menos robustas sugerem que a política de combate à pobreza causou uma redução 2,68 na taxa de mortalidade neonatal, o que em relação à média de pré-tratamento corresponde a uma queda de 19%. Entretanto, não foram encontrados efeitos significativos da política sobre os indicadores de saúde ao nascer, a saber: taxa de baixo peso ao nascer, taxa de baixo índice Apgar e taxa de nascimento prematuro. Provavelmente, se mais recursos do mecanismo de financiamento social tivessem sido aplicados em programas sociais de saúde ao nascer e assistência pré-

natal para mulheres gestantes, em situação de carência, impactos maiores teriam sido computados sobre as taxas de mortalidade infantil.

Também foram identificados os efeitos da política sobre alguns canais econômicos que poderiam ajudar a explicar com mais precisão essa redução registrada na mortalidade infantil. Foram encontrados efeitos significativos da intervenção associados à redução da proporção da população com até meio e um quarto do salário mínimo, bem como sobre as taxas de analfabetismo e mortalidade infantil por DRSAI. Isso indica que os recursos desse mecanismo social ao serem alocados em intervenções de combate à mendicância favorecem a redução da pobreza e, conseqüentemente, da mortalidade infantil. Ademais, os resultados empíricos sugerem que essa política de combate à pobreza tem contribuído fortemente para a melhoria da saúde infantil nos estados do Nordeste.

As implicações políticas desses resultados devem ser do interesse dos governos estaduais para determinação de quais programas para população carente devem ser priorizados pelos FECEP, sobretudo, diante do ambiente socioeconômico frágil e difícil que atravessa a economia nordestina. Embora essa pesquisa empírica tenha detectado impactos dos FECEP sobre a mortalidade infantil, estes poderiam ter sido maiores se houvesse um monitoramento contínuo das ações de combate à pobreza, bem como uma melhor determinação do público-alvo e atribuições de condicionalidades aos beneficiários. Ainda nesse contexto, sugere-se aos estados do Nordeste adotarem melhores práticas de planejamento, monitoramento e administração dos programas de combate à pobreza atrelados ao mecanismo de financiamento social, especialmente aqueles relacionados à assistência social e à saúde da criança e da mulher.

Como a maioria das avaliações de impacto, este trabalho tem suas limitações. Entre elas, o tamanho da amostra e dos grupos de tratados pela primeira vez, o que impõe restrições quanto ao emprego de um amplo conjunto de covariáveis no período de pré-tratamento. Apesar disso, explorou-se todo o potencial da abordagem econométrica de Callaway e Sant'Anna (2021), isto é, do estimador duplamente robusto, dos grupos de controle e dos testes estatísticos específicos para análise da condição de pré-tendências paralelas condicionais e incondicionais. Além disso, diversas estimações alternativas foram adotadas para checagem da robustez dos resultados para a mortalidade infantil, entre elas, a proposta por Sun e Abraham (2021) que permite a utilização do estimador de efeitos fixos no modelo de diferenças em diferenças com tratamento heterogêneo. Após controlar os fatores não observáveis invariantes no tempo e políticas públicas nacionais comuns aos

estados (Bolsa Família e Saúde da Família), por efeitos fixos específicos de estado e ano, os resultados encontrados continuaram robustos, consistentes e alinhados com os obtidos pelo estimador duplamente robusto. Contudo, a amostra de dados agregados não permite uma análise e um controle adequado da heterogeneidade, por essa razão, os resultados devem ser analisados com cautela. Assim, generalizações para esses resultados requerem suporte adicional de pesquisa.

Finalmente, acredita-se que os resultados encontrados nesta pesquisa empírica possam ajudar na melhoria da gestão dos FECEP no Nordeste do Brasil, assim como contribuir para o direcionamento dos seus recursos para programas de combate à pobreza ajustados às demandas estaduais e regionais da população carente e vulnerável. Ademais, mecanismos de financiamento social, como o do FECEP, pode ajudar seriamente na mitigação da miséria e, como efeito, reduzir as taxas de mortalidade infantil, traduzindo-se, desta maneira, em um importante instrumento de transformação econômica e social para as regiões subdesenvolvidas.

REFERÊNCIAS

- ABADIE, A. Semiparametric difference-in-differences estimators. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 72, n. 1, p. 1–19, 2005.
- ABOU-ALI, H.; EL-AZONY, H.; EL-LAITHY, H.; HAUGHTON, J.; KHANDKER, S. Evaluating the impact of egyptian social fund for development programmes. *Journal of Development Effectiveness*, Taylor & Francis, v. 2, n. 4, p. 521–555, 2010.
- AIZER, A.; CURRIE, J. The intergenerational transmission of inequality: maternal disadvantage and health at birth. *science*, American Association for the Advancement of Science, v. 344, n. 6186, p. 856–861, 2014.
- ALENCAR, R. V. de; SIMPLÍCIO, K. F. A efetivação constitucional da erradicação da pobreza a partir da destinação geográfica do fundo estadual de combate à pobreza (fecop). *THEMIS: Revista da Esmec*, v. 18, n. 2, p. 197–228, 2021.
- ALMOND, D.; CURRIE, J.; DUQUE, V. Childhood circumstances and adult outcomes: Act ii. *Journal of Economic Literature*, v. 56, n. 4, p. 1360–1446, 2018.
- ALMOND, D.; MAZUMDER, B. Health capital and the prenatal environment: the effect of ramadan observance during pregnancy. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 3, n. 4, p. 56–85, 2011.
- ATHEY, S.; IMBENS, G. W. Design-based analysis in difference-in-differences settings with staggered adoption. *Journal of Econometrics*, Elsevier, 2021.
- BAKER, A.; LARCKER, D. F.; WANG, C. C. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? *Available at SSRN 3794018*, 2021.
- BLACK, S. E.; DEVEREUX, P. J.; SALVANES, K. G. From the cradle to the labor market? the effect of birth weight on adult outcomes. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 122, n. 1, p. 409–439, 2007.
- BRANCO, D. K. S.; BERMÚDEZ, B. C.; LIMA, J. E. d. Avaliação do efeito do pacto pela redução da mortalidade infantil no nordeste e amazônia legal. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), v. 47, n. 2, p. 63–86, 2017.
- BRAVEMAN, P.; MARCHI, K.; EGERTER, S.; KIM, S.; METZLER, M.; STANCIL, T.; LIBET, M. Poverty, near-poverty, and hardship around the time of pregnancy. *Maternal and child health journal*, Springer, v. 14, n. 1, p. 20–35, 2010.
- CALLAWAY, B.; SANT’ANNA, P. H. Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 225, n. 2, p. 200–230, 2021.
- CARRILLO, B.; FERES, J. Provider supply, utilization, and infant health: evidence from a physician distribution policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 11, n. 3, p. 156–96, 2019.
- CHAISEMARTIN, C. D.; D’HAULTFOEUILLE, X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American Economic Review*, v. 110, n. 9, p. 2964–96, 2020.

CHASE, R. S. Supporting communities in transition: The impact of the armenian social investment fund. *The World Bank Economic Review*, Oxford University Press, v. 16, n. 2, p. 219–240, 2002.

CHASE, R. S.; BENZ, L. S. Household effects of community education and health initiatives: evaluating the impact of the zambia social fund. *World Bank, Washington, DC Processed*, 2001.

CURRIE, J. Healthy, wealthy, and wise: Socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development. *Journal of economic literature*, v. 47, n. 1, p. 87–122, 2009.

CUTLER, D.; DEATON, A.; LLERAS-MUNEY, A. The determinants of mortality. *Journal of economic perspectives*, v. 20, n. 3, p. 97–120, 2006.

DJIMEU, E. W. The impact of social action funds on child health in a conflict affected country: Evidence from angola. *Social Science & Medicine*, Elsevier, v. 106, p. 35–42, 2014.

DOMELLEN, J. V. Social funds: evidence on targeting, impacts and sustainability. *Journal of International Development*, Wiley Online Library, v. 14, n. 5, p. 627–642, 2002.

EUDY, R. L. Infant mortality in the lower mississippi delta: geography, poverty and race. *Maternal and child health journal*, Springer, v. 13, n. 6, p. 806, 2009.

FERNALD, L. C.; GERTLER, P. J.; NEUFELD, L. M. Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: an analysis of mexico's oportunidades. *The Lancet*, Elsevier, v. 371, n. 9615, p. 828–837, 2008.

FIGLIO, D.; GURYAN, J.; KARBOWNIK, K.; ROTH, J. The effects of poor neonatal health on children's cognitive development. *American Economic Review*, v. 104, n. 12, p. 3921–55, 2014.

FILHO, W. L.; LOVREN, V. O.; WILL, M.; SALVIA, A. L.; FRANKENBERGER, F. Poverty: A central barrier to the implementation of the un sustainable development goals. *Environmental Science & Policy*, Elsevier, v. 125, p. 96–104, 2021.

FISZBEIN, A.; SCHADY, N. R. *Conditional cash transfers: reducing present and future poverty*. [S.l.]: World Bank Publications, 2009.

GERTLER, P. Do conditional cash transfers improve child health? evidence from progresa's control randomized experiment. *American economic review*, v. 94, n. 2, p. 336–341, 2004.

GOODMAN-BACON, A. Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 225, n. 2, p. 254–277, 2021.

HAAN, A. D.; HOLLAND, J.; KANJI, N. Social funds: an effective instrument to support local action for poverty reduction? *Journal of International Development*, Wiley Online Library, v. 14, n. 5, p. 643–652, 2002.

- HECKMAN, J.; ICHIMURA, H.; SMITH, J.; TODD, P. Characterizing selection bias using experimental data. *Econometrica*, Blackwell Publishing Ltd., v. 66, n. 5, p. 1017, 1998.
- HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The review of economic studies*, Wiley-Blackwell, v. 64, n. 4, p. 605–654, 1997.
- IPEA, I. de Pesquisa Econômica e A. *ODS 3: Saúde e Bem-Estar*. Brasília: IPEA, 2021. Disponível em: <<https://www.ipea.gov.br/ods/ods3.html>>. Acesso em: 1 sep. 2021.
- JORGENSEN, S. L.; VANDOMELEN, J. *Helping the poor manage risk better: The role of social funds*. [S.l.]: Citeseer, 1999.
- KLASEN, S. Poverty, undernutrition, and child mortality: Some inter-regional puzzles and their implications for research and policy. *The Journal of Economic Inequality*, Springer, v. 6, n. 1, p. 89–115, 2008.
- LARSON, C. P. Poverty during pregnancy: Its effects on child health outcomes. *Paediatrics & child health*, Oxford University Press, v. 12, n. 8, p. 673–677, 2007.
- MADDALA, G. S.; WU, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Wiley Online Library, v. 61, n. S1, p. 631–652, 1999.
- MARINHO, C. d. S. R.; FLOR, T. B. M.; PINHEIRO, J. M. F.; FERREIRA, M. Â. F. Objetivos de desenvolvimento do milênio: impacto de ações assistenciais e mudanças socioeconômicas e sanitárias na mortalidade de crianças. *Cadernos de Saúde Pública*, SciELO Brasil, v. 36, 2020.
- MELO, M. A. O sucesso inesperado das reformas de segunda geração: federalismo, reformas constitucionais e política social. *Dados*, SciELO Brasil, v. 48, p. 845–889, 2005.
- MILLER, S.; WHERRY, L. R. The long-term effects of early life medicaid coverage. *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, v. 54, n. 3, p. 785–824, 2019.
- MOHAMOUD, Y. A.; KIRBY, R. S.; EHRENTAL, D. B. Poverty, urban-rural classification and term infant mortality: a population-based multilevel analysis. *BMC pregnancy and childbirth*, Springer, v. 19, n. 1, p. 1–11, 2019.
- NAGAHAWATTE, N. T.; GOLDENBERG, R. L. Poverty, maternal health, and adverse pregnancy outcomes. *Annals of the New York Academy of Sciences*, Wiley Online Library, v. 1136, n. 1, p. 80–85, 2008.
- NEWMAN, J.; PRADHAN, M.; RAWLINGS, L. B.; RIDDER, G.; COA, R.; EVIA, J. L. An impact evaluation of education, health, and water supply investments by the bolivian social investment fund. *The World Bank Economic Review*, Oxford University Press, v. 16, n. 2, p. 241–274, 2002.
- OLIVEIRA, C. A.; COSTA, I. C. V. Os impactos do mercado de crack nos pequenos municípios do rio grande do sul: uma viagem sem volta para a criminalidade violenta. In: *XXIV Encontro de Economia da Região Sul. Anais... ANPEC Sul*. Florianópolis: ANPEC Sul, 2021.

OLIVEIRA, N. D. A. de; ALEIXO, A. D.; BORITZA, O. R.; JUNKES, M. B.; SILVA, S. A. da; JÚNIOR, A. L. de B. Fundo estadual de combate e erradicação à pobreza (fecoep) como mecanismo de desenvolvimento social sustentável do estado de rondônia. *Brazilian Journal of Business*, v. 2, n. 2, p. 1729–1752, 2020.

ONU, O. das N. U. *Global issues: Ending Poverty, available at*. Nova York: ONU, 2020. Disponível em: <<https://www.un.org/en/global-issues/ending-poverty>>. Acesso em: 1 sep. 2021.

PARAJULI, D.; ACHARYA, G.; CHAUDHURY, N.; THAPA, B. B. Impact of social fund on the welfare of rural households: Evidence from the nepal poverty alleviation fund. *World Bank Policy Research Working Paper*, n. 6042, 2012.

PESARAN, M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 22, n. 2, p. 265–312, 2007.

PRITCHARD, C.; KEEN, S. Child mortality and poverty in three world regions (the west, asia and sub-saharan africa) 1988–2010: evidence of relative intra-regional neglect? *Scandinavian journal of public health*, SAGE Publications Sage UK: London, England, v. 44, n. 8, p. 734–741, 2016.

RASELLA, D.; AQUINO, R.; SANTOS, C. A.; PAES-SOUSA, R.; BARRETO, M. L. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of brazilian municipalities. *The lancet*, Elsevier, v. 382, n. 9886, p. 57–64, 2013.

RAWLINGS, L. B.; SCHADY, N. R. Impact evaluation of social funds: An introduction. Washington, DC: World Bank, 2002.

SANTOS, E. de P.; BUENO, N. P. O efeito dos fundos estaduais de combate à pobreza sobre a desigualdade de renda dos estados brasileiros: 2003–2014. *Economia & Região*, v. 9, n. 1, p. 21–38, 2021.

SANT’ANNA, P. H.; ZHAO, J. Doubly robust difference-in-differences estimators. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 219, n. 1, p. 101–122, 2020.

SILVA, E. S. d. A. d.; PAES, N. A. Programa bolsa família e a redução da mortalidade infantil nos municípios do semiárido brasileiro. *Ciência & Saúde Coletiva*, SciELO Brasil, v. 24, p. 623–630, 2019.

SILVA, V. H. M. C.; MARIANO, F. Z.; CAMPÊLO, G. L.; FRANÇA, N. C. d.; FRANÇA, J. M. S. d.; FIRMIANO, M. R. Avaliação de políticas de combate à pobreza no brasil: aplicação do método de controle sintético generalizado para o fecop no ceará. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 31, p. 273–302, 2021.

SINGH, G. K.; DAUS, G. P.; ALLENDER, M.; RAMEY, C. T.; MARTIN, E. K.; PERRY, C.; REYES, A. A. D. L.; VEDAMUTHU, I. P. Social determinants of health in the united states: addressing major health inequality trends for the nation, 1935-2016. *International Journal of MCH and AIDS*, Global Health and Education Projects, Inc., v. 6, n. 2, p. 139, 2017.

SOUSA, T. R. V.; FILHO, P. A. M. L. Análise por dados em painel do status de saúde no nordeste brasileiro. *Revista de Saúde Pública*, SciELO Brasil, v. 42, p. 796–804, 2008.

SOUZA, L. J. S. de; JUNIOR, M. S. R.; MOREIRA, A. F. Histórico de arrecadação e de aplicação dos recursos do fundo estadual de combate à pobreza do estado do ceará–fecope combate à pobreza do estado do ceará–fecop. *Revista Controle: Doutrinas e artigos*, Tribunal de Contas do Ceará, v. 15, n. 2, p. 160–184, 2017.

SUN, L.; ABRAHAM, S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 225, n. 2, p. 175–199, 2021.

TAYLOR-ROBINSON, D.; LAI, E. T.; WICKHAM, S.; ROSE, T.; NORMAN, P.; BAMBRA, C.; WHITEHEAD, M.; BARR, B. Assessing the impact of rising child poverty on the unprecedented rise in infant mortality in england, 2000–2017: time trend analysis. *BMJ open*, British Medical Journal Publishing Group, v. 9, n. 10, p. e029424, 2019.

TEIXEIRA, A.; VENTER, Z. Is macroprudential policy driving savings? In: . Research in Economics and Mathematics: [s.n.], 2021. (REM Working Paper nº 0181).

WHITE, H. Social funds: a review of the issues. *Journal of International Development*, Wiley Periodicals Inc., v. 14, n. 5, p. 605, 2002.

APÊNDICE A – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Tabela A.1 – Descrição das variáveis do painel de dados (1996-2015)

#	Descrição	Fonte
1	Taxa de mortalidade neonatal: número de óbitos de residentes até 27 dias de idade por mil nascidos vivos de mães residentes.	DATASUS
2	Taxa de mortalidade neonatal específica do sexo masculino: número de óbitos de residentes até 27 dias do sexo masculino por mil nascidos vivos do sexo masculino de mães residentes.	DATASUS
3	Taxa de mortalidade neonatal específica do sexo feminino: número de óbitos de residentes até 27 dias do sexo feminino por mil nascidos vivos do sexo feminino de mães residentes.	DATASUS
4	Taxa de mortalidade pós-neonatal: número de óbitos de residentes de 28 a 364 dias por mil nascidos vivos de mães residentes.	DATASUS
5	Taxa de mortalidade pós-neonatal específica do sexo masculino: número de óbitos de residentes de 28 a 364 dias do sexo masculino por mil nascidos vivos do sexo masculino de mães residentes.	DATASUS
6	Taxa de mortalidade pós-neonatal específica do sexo feminino: número de óbitos de residentes de 28 a 364 dias do sexo feminino por mil nascidos vivos do sexo feminino de mães residentes.	DATASUS
7	Taxa de mortalidade infantil evitável: número de óbitos de residentes de 0 a 4 anos de idade por mil nascidos vivos de mães residentes.	DATASUS
8	Taxa de mortalidade infantil evitável específica do sexo masculino: número de óbitos de residentes de 0 a 4 anos de idade do sexo masculino por mil nascidos vivos do sexo masculino de mães residentes.	DATASUS
9	Taxa de mortalidade infantil evitável específica do sexo feminino: número de óbitos de residentes de 0 a 4 anos de idade do sexo feminino por mil nascidos vivos do sexo feminino de mães residentes.	DATASUS
10	Taxa de mortalidade infantil: número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade por mil nascidos vivos de mães residentes	DATASUS
11	Taxa de mortalidade infantil específica do sexo masculino: número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade do sexo masculino por mil nascidos vivos do sexo masculino de mães residentes	DATASUS
12	Taxa de mortalidade infantil específica do sexo feminino: número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade do sexo feminino por mil nascidos vivos do sexo feminino de mães residentes	DATASUS
Mortalidade infantil por causa de morte		
13	Taxa de mortalidade infantil por causas externas: número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade por causas externas por mil nascidos vivos de mães residentes. (Capítulo XX do CID-10).	DATASUS

14	Taxa de mortalidade infantil por causas endócrinas: número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade por causas endócrinas por mil nascidos vivos de mães residentes. (Capítulo IV do CID-10)	DATASUS
15	Taxa de mortalidade infantil por causas infecciosas: número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade por causas infecciosas por mil nascidos vivos de mães residentes. (Capítulo I do CID-10)	DATASUS
16	Taxa de mortalidade infantil por causas nervosas e circulatórias: número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade por causas nervosas e circulatórias por mil nascidos vivos de mães residentes. (Capítulo VI e IX do CID-10)	DATASUS
17	Taxa de mortalidade infantil por causas respiratórias: número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade por causas respiratórias por mil nascidos vivos de mães residentes. (Capítulo X do CID-10)	DATASUS
18	Taxa de mortalidade infantil por outras causas: número de óbitos de residentes com menos de 1 ano de idade por outras causas de saúde por mil nascidos vivos de mães residentes. (Todos os capítulos do CID-10, exceto os segmentados).	DATASUS
Saúde ao nascer		
19	% de nascidos vivos com baixo peso ao nascer (menos de 2.500 g) por mães residentes.	DATASUS
20	% de nascidos vivos prematuros (menos de 37 semanas de gestão) por mães residentes.	DATASUS
21	% de nascidos vivos com baixo Apgar (menos de 8) por mães residentes.	DATASUS
Mecanismos de geração de pobreza		
22	Proporção da população identificada à classe de rendimento domiciliar mensal per capita de até meio salário mínimo (SM).	IBGE
23	Proporção da população identificada à classe de rendimento domiciliar mensal per capita de até um quarto do salário mínimo (SM).	IBGE
24	Taxa de mortalidade infantil por doenças relacionadas ao saneamento ambiental inadequado (DRSAI) por mil nascidos vivos	DATASUS
25	Taxa de cobertura vacinal do público-alvo.	DATASUS
26	Taxa de analfabetismo de pessoas de 15 anos ou mais de idade.	IBGE
27	Anos médios de estudo completados pelas pessoas que tem 25 anos ou mais de idade.	IBGE
28	Desigualdade de Renda: Coeficiente de Gini.	IBGE

Fonte: O Autor (2021).

APÊNDICE B – ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Tabela B.1 – Estatística descritiva das variáveis do painel de dados (1996-2015)

Variáveis	Média	DP	Pré-tratamento (1996-1999)			Pós-tratamento (2000-2015)		
			GC	GT	Dif.	GC	GT	Dif.
Taxa de mortalidade infantil (TMI)								
Geral	18.84	5.60	22.649	26.298	3.649**	16.601	18.573	1.972***
Masculina	20.73	6.40	25.198	29.043	3.845**	18.103	20.500	2.397***
Feminina	16.86	4.85	19.970	23.397	3.427**	15.018	16.544	1.526***
Taxa de mortalidade neonatal								
Geral	11.98	2.98	14.095	13.881	-0.214	10.851	12.259	1.408***
Masculina	13.32	3.49	15.922	15.564	-0.359	11.89	13.727	1.837***
Feminina	10.57	2.57	12.174	12.103	-0.071	9.755	10.713	0.959***
Taxa de mortalidade pós-neonatal								
Geral	6.86	3.32	8.553	12.417	3.863***	5.75	6.314	0.564**
Masculina	7.40	3.68	9.276	13.479	4.203***	6.212	6.773	0.561**
Feminina	6.28	3.00	7.796	11.294	3.498***	5.263	5.831	0.567**
Taxa de mortalidade infantil evitável								
Geral	22.27	6.63	26.924	31.286	4.362**	19.742	21.709	1.967***
Masculina	24.35	7.48	29.698	34.271	4.573**	21.465	23.785	2.320***
Feminina	20.08	5.84	24.007	28.131	4.124***	17.925	19.523	1.598***
TMI por causa de morte								
Externas	0.34	0.33	26.924	31.286	4.362**	19.742	21.709	1.967***
Endócrinas	0.44	0.33	0.520	0.795	0.276***	0.352	0.459	0.108***
Infeciosas	1.57	1.22	2.245	3.696	1.451***	1.054	1.481	0.427***
Nervosas e circulatórias	0.38	0.18	0.479	0.405	-0.0703	0.387	0.354	-0.033*
Respiratórias	1.22	0.58	1.719	1.663	-0.570	1.158	1.052	-0.106*
Outras causas	14.86	4.09	17.194	19.55	2.356**	13.209	15.013	1.804***
Taxas de saúde ao nascer								
Baixo peso ao nascer (<2.500g)	7.41	0.86	7.017	6.817	-0.200	7.652	7.404	-0.248***
Baixo Apgar (<8)	3.56	1.98	4.709	6.283	1.573**	2.711	3.587	0.876***
Prematuridade	7.20	3.20	5.798	6.046	0.248	7.680	7.340	-0.340
Mecanismos de pobreza								
Proporção da população (1/2 SM)	53.72	18.00	50.627	76.258	25.631***	42.622	62.599	19.977***
Proporção da população (1/4 SM)	28.28	15.29	25.980	51.733	25.754***	18.779	34.737	15.958***
TMI por DRS AI	0.98	0.98	1.403	2.761	1.359***	0.555	0.935	0.380***
Taxa de cobertura vacinal	76.6	9.99	71.436	66.806	-4.630**	78.298	78.566	0.268
Taxa de analfabetismo	15.18	8.15	10.921	29.078	18.157***	8.737	20.907	12.170***
Anos médios de escolaridade	6.04	1.25	5.823	4.131	-1.692***	6.97	5.464	-1.506***
Desigualdade de renda (Gini)	0.54	0.04	0.556	0.606	0.050***	0.518	0.557	0.039***

Fonte: O Autor (2021).

Nota: *** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1. 1. GT= Grupo de Tratamento; GC= Grupo de Controle. O número de estados nos grupos de tratamento e controle são 9 e 11, respectivamente. 2. O período de análise é de 1996 a 2015, com uma amostra de 400 observações. 3. As amostras de pré-tratamento (1996-1999) e pós-tratamento (2000-2015) são compostas por 80 e 320 observações, nesta ordem. A descrição detalhada das variáveis é disponibilizada na Tabela A.1 do apêndice A.

APÊNDICE C – ANÁLISE DE TENDÊNCIAS PARALELAS

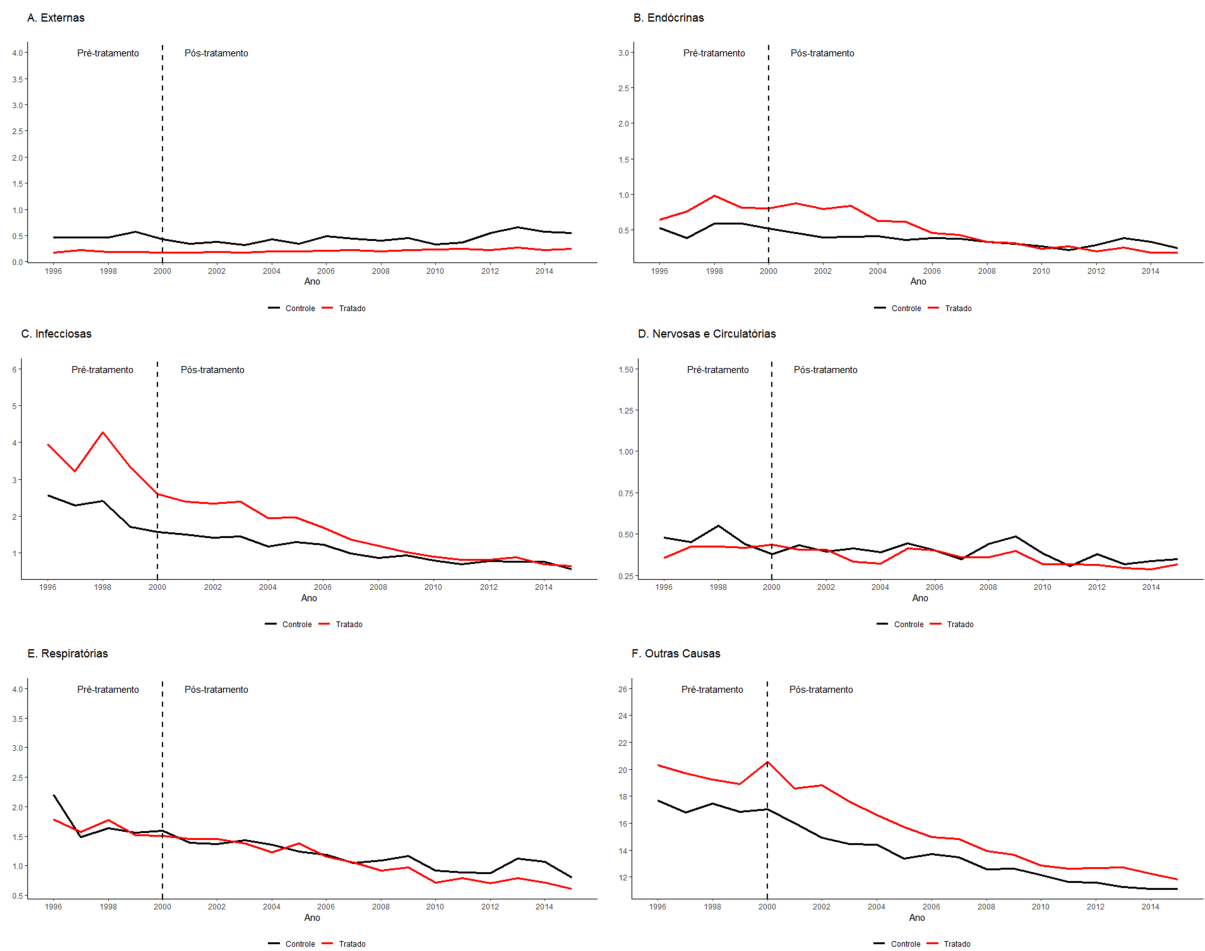
Figura C.1 – Tendências da taxa de mortalidade infantil (1996-2015)



Fonte: O Autor (2021).

Nota: Taxas por mil nascidos vivos.

Figura C.2 – Tendências da taxa de mortalidade infantil por causa de morte (1996-2015)



Fonte: O Autor (2021).

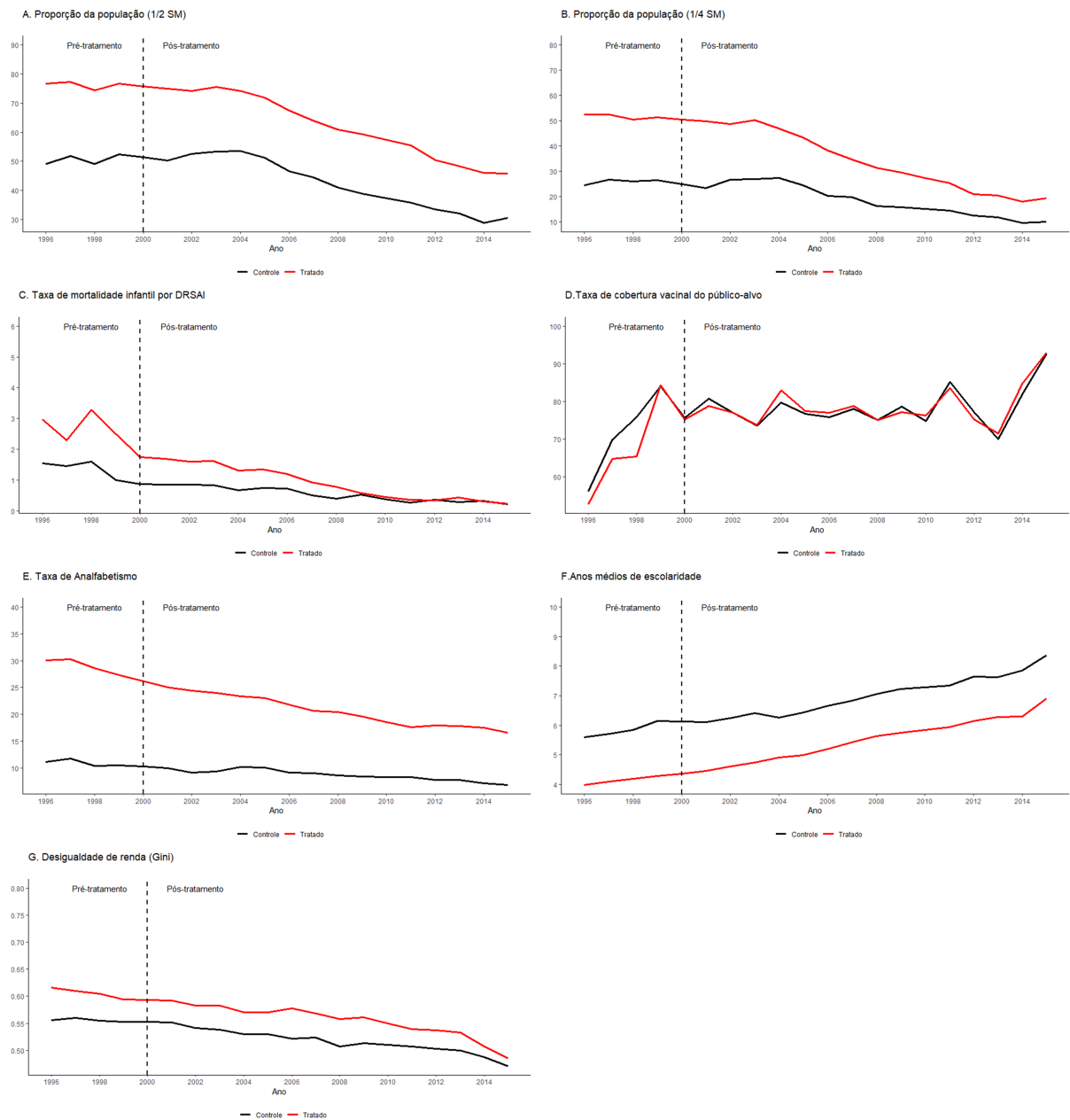
Nota: Taxas por mil nascidos vivos.

Figura C.3 – Tendências das taxas de saúde ao nascer (1996-2015)



Fonte: O Autor (2021).

Figura C.4 – Tendências dos mecanismos de geração de pobreza (1996-2015)



Fonte: O Autor (2021).

Nota: Descrição dos indicadores na Tabela A.1 do apêndice A.

APÊNDICE D – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Tabela D.1 – Teste de Raiz Unitária (1996-2015)

Variáveis	Maddala e Wu (1999)		Pesaran (2007)	
	Estatística	P-valor	Estatística	P-valor
<i>Taxa de mortalidade infantil (TMI)</i>				
Geral	212.19	0.000	-4.115	0.000
Masculina	260.26	0.000	-4.026	0.000
Feminina	160.22	0.000	-3.666	0.000
<i>Taxa de mortalidade neonatal</i>				
Geral	294.09	0.000	-3.379	0.000
Masculina	264.77	0.000	-3.328	0.000
Feminina	272.85	0.000	-2.998	0.000
<i>Taxa de mortalidade pós-neonatal</i>				
Geral	389.58	0.000	-4.037	0.000
Masculina	206.33	0.000	-3.928	0.000
Feminina	229.76	0.000	-3.729	0.000
<i>Taxa de mortalidade infantil evitável</i>				
Geral	240.83	0.000	-4.003	0.000
Masculina	198.92	0.000	-3.931	0.000
Feminina	219.97	0.000	-3.603	0.000
<i>TMI por causa de morte</i>				
Externas	274.61	0.000	-2.838	0.033
Endócrinas	516.60	0.000	-2.446	0.100
Infecciosas	361.81	0.000	-2.655	0.093
Nervosas e circulatórias	391.00	0.000	-2.529	0.100
Respiratórias	204.42	0.000	-2.398	0.100
Outras causas	221.03	0.000	-4.178	0.000
<i>Taxas de saúde ao nascer</i>				
Baixo peso ao nascer (<2.500g)	273.61	0.000	-3.153	0.000
Baixo Apgar (<8)	513.08	0.000	-3.402	0.000
Prematuridade	78.45	0.000	-2.808	0.038
<i>Mecanismos de pobreza</i>				
Proporção da população (1/2 SM)	157.96	0.000	-3.191	0.000
Proporção da população (1/4 SM)	131.11	0.000	-2.664	0.089
TMI por DRSAI	361.45	0.000	-2.965	0.000
Taxa de cobertura vacinal	117.82	0.000	-2.629	0.100
Taxa de analfabetismo	114.20	0.000	-2.267	0.100
Anos médios de escolaridade	80.67	0.000	-2.724	0.061
Desigualdade de renda (Gini)	135.62	0.000	-2.422	0.100

Fonte: O Autor (2021).

Nota: Resultados do Teste de Maddala e Wu (1999) de 1ª geração para raízes unitárias do painel, com base em: **Ho:** Todos os painéis contêm raízes unitárias e **Ha:** Pelo menos um painel é estacionário. Os resultados de um teste Qui-quadrado inverso são apresentados na tabela, com a estatística de teste e o p-valor. Também é relatado o teste de raiz unitária de 2ª geração de Pesaran (2007) para dados em painel, cuja: **Ho:** Todos os painéis contêm raízes unitárias. A presença de raiz unitária é rejeitada para os casos em que o p-valor <0.1.