

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

**Política Ambiental e Saúde na Amazônia Legal: Uma Avaliação Causal-Espacial
da Lista de Municípios Prioritários**

Felipe Tadeu Araújo de Miranda
Magister Scientiae

**VIÇOSA - MINAS GERAIS
2026**

FELIPE TADEU ARAÚJO DE MIRANDA

**Política Ambiental e Saúde na Amazônia Legal: Uma Avaliação Causal-Espacial
da Lista de Municípios Prioritários**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientadora: Ana Cecilia de Almeida

Coorientador: Rodrigo de V. V. Medeiros

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

M672p
2026

Miranda, Felipe Tadeu Araujo de, 1998-

Política ambiental e saúde na Amazônia Legal: uma
avaliação causal? espacial da lista de municípios prioritários /
Felipe Tadeu Araujo de Miranda. – Viçosa, MG, 2026.

1 dissertação eletrônica (87 f.): il. (algumas color.).

Orientador: Ana Cecília de Almeida.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa,
Departamento de Economia, 2026.

Referências bibliográficas: f. 79-83.

DOI: <https://doi.org/10.47328/ufvbbt.2026.417>

Modo de acesso: World Wide Web.

1. Saúde pública - Amazônia - Administração. 2. Aparelho
respiratório - Doenças - Amazônia. 3. Dengue - Amazônia.
4. Malaria - Amazônia. 5. Doenças - Amazônia - Efeito do meio
ambiente . I. Almeida, Ana Cecília de, 1991-. II. Universidade
Federal de Viçosa. Departamento de Economia. Programa de
Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDD 22. ed. 353.6

FELIPE TADEU ARAÚJO DE MIRANDA

**Política Ambiental e Saúde na Amazônia Legal: Uma Avaliação Causal-Espacial
da Lista de Municípios Prioritários**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 26 de junho de 2026.

Assentimento:

Felipe Tadeu Araújo de Miranda
Autor

Ana Cecília de Almeida
Orientadora

Essa dissertação foi assinada digitalmente pelo autor em 15/07/2026 às 18:34:44 e pela orientadora em 17/07/2026 às 09:44:54. As assinaturas têm validade legal, conforme o disposto na Medida Provisória 2.200-2/2001 e na Resolução nº 37/2012 do CONARQ. Para conferir a autenticidade, acesse <https://siadoc.ufv.br/validar-documento>. No campo 'Código de registro', informe o código **TWDY.UA6E.ZRWI** e clique no botão 'Validar documento'.

Aos que estiveram comigo de verdade.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, a todas as pessoas que lutaram, resistiram e garantiram as oportunidades necessárias para que eu pudesse ocupar este espaço.

Aos meus pais, Gledson e Katiane, e às minhas avós, Ana e Dilce, pelo incentivo, amor e apoio incondicionais.

À minha companheira Isabela Fidelis, pelo amor e pela presença constante em cada momento desta jornada. Ter você ao meu lado tornou os dias difíceis suportáveis e os bons dias ainda mais bonitos.

À minha orientadora, professora Dra. Ana Cecília Almeida, pela paciência, pelo direcionamento preciso nos momentos em que mais precisei e pela generosidade com que conduziu esta orientação. Sem ela, esta pesquisa não teria chegado até aqui.

Ao meu coorientador, prof. Dr. Rodrigo de Vasconcellos Viana Medeiros, cuja contribuição foi fundamental para a realização deste trabalho e que sempre esteve disponível quando precisei.

Aos membros da banca, prof. Dra. Cristiana Tristão Rodrigues e prof. Dr. Leonardo Chaves Borges Cardoso, por aceitarem participar desse momento e sobretudo pelas valiosas sugestões que foram fundamentais para o aprimoramento da versão final desta dissertação.

Ao prof. Dr. Igor Tupy, pelos ensinamentos e pelo incentivo decisivo para que eu seguisse em frente com a ideia de cursar o mestrado. Ver um professor negro ocupando com excelência um espaço majoritariamente branco foi uma inspiração concreta de que é possível para nós chegarmos e permanecermos aqui.

Aos colegas, amigos e familiares que estiveram ao meu lado e tornaram essa caminhada muito mais leve e prazerosa.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realizar a pós-graduação.

Este trabalho foi realizado com o apoio das seguintes agências de pesquisa brasileiras: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

“Cada homem vale pelo lugar onde está. [...] A possibilidade de ser mais ou menos cidadão depende, em larga proporção, do ponto do território onde se está”.

(Milton Santos)

RESUMO

MIRANDA, Felipe Tadeu Araújo de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, junho de 2026. **Política Ambiental e Saúde na Amazônia Legal: Uma Avaliação Causal-Espacial da Lista de Municípios Prioritários.** Orientadora: Ana Cecília de Almeida. Coorientador: Rodrigo de Vasconcellos Viana Medeiros.

Este trabalho avalia o impacto da Lista de Municípios Prioritários (LMP) sobre a morbidade hospitalar por doenças ligadas às questões ambientais, como doenças respiratórias, dengue e malária na Amazônia Legal entre 2004 e 2019. Instituída pelo Decreto n.º 6.321/2007, a LMP identificou os municípios com maiores índices de desmatamento para submetê-los a monitoramento e sanções. A estratégia empírica combina pareamento por Coarsened Exact Matching (CEM), estimadores de Diferenças em Diferenças robustos à adoção escalonada (Callaway & Sant'Anna, 2021) e a tratamentos reversíveis (Chaisemartin & D'Haultfoeuille, 2020), e o modelo de DiD Espacial de Chagas e Andrade (2024) para identificar transbordamento. Os resultados indicam que a LMP reduziu de forma significativa as internações por doenças respiratórias nos municípios tratados, resultado convergente entre os três estimadores e que se aprofunda com o tempo de exposição. Esse benefício, contudo, não se estende como co-benefício sanitário aos municípios vizinhos. Municípios tratados com vizinhos também listados apresentam coeficiente positivo e significativo na estimação. Para os municípios não tratados com vizinhos tratados, o efeito de transbordamento sobre internações respiratórias traduz-se em aumento transitório, restrito ao ano do tratamento, sugerindo deslocamento temporário de queima para áreas limítrofes, sem persistência posterior. As queimadas operam como principal canal de transmissão, com reduções robustas nos focos de calor nas áreas tratadas e vizinhas, embora a identificação causal demande cautela. Dengue e malária foram analisadas com base nos vínculos documentados na literatura entre desmatamento e habitats vetoriais em áreas de fronteira florestal, mas nenhum efeito causal robusto foi identificado. O trabalho conclui que a LMP, embora concebida como instrumento de controle ambiental, gera co-benefícios substanciais para a saúde pública, reforçando a necessidade de políticas integradas de saúde e meio ambiente que incorporem interações espaciais entre municípios vizinhos para maximizar os ganhos regionais.

Palavras-chave: Lista de Municípios Prioritários; doenças respiratórias; Amazônia; diferenças em diferenças; meio ambiente

ABSTRACT

MIRANDA, Felipe Tadeu Araújo de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, June, 2026. **Environmental Policy and Health in the Legal Amazon: A Causal-Spatial Assessment of the List of Priority Municipalities.** Adviser: Ana Cecília de Almeida. Co-adviser: Rodrigo de Vasconcellos Viana Medeiros.

This study evaluates the impact of the Priority Municipality List (LMP) on hospital morbidity from diseases linked to environmental issues, such as respiratory diseases, dengue, and malaria in the Brazilian Legal Amazon between 2004 and 2019. Established by Decree No. 6,321/2007, the LMP identified municipalities with the highest deforestation rates for monitoring and sanctions. The empirical strategy combines Coarsened Exact Matching (CEM), Difference-in-Differences estimators robust to staggered adoption (Callaway & Sant'Anna, 2021) and to reversible treatments (Chaisemartin & D'Haultfoeulle, 2020), and the Spatial DiD model by Chagas and Andrade (2024) to identify spillovers. The results indicate that the LMP significantly reduced hospitalizations for respiratory diseases in treated municipalities, a result convergent across the three estimators and that deepens with exposure time. This benefit, however, does not extend as a sanitary co-benefit to neighboring municipalities. Treated municipalities with neighbors also listed show a positive and significant coefficient in the estimation. For untreated municipalities with treated neighbors, the spillover effect on respiratory hospitalizations translates into a transitory increase, restricted to the treatment year, suggesting a temporary displacement of burning activity to bordering areas, without persistence in subsequent periods. Fires operate as the main transmission channel, with robust reductions in heat foci in treated and neighboring areas, although the causal identification of this channel requires caution. Dengue and malaria were analyzed based on links documented in the literature between deforestation and vector habitats in forest frontier areas, but no robust causal effect was identified. The study concludes that the LMP, although conceived as an environmental control instrument, generates substantial public health co-benefits, reinforcing the need for integrated health and environmental policies that incorporate spatial interactions among neighboring municipalities to maximize regional gains.

Keywords: Priority Municipality List; respiratory diseases; Amazon; difference-in-differences; environment

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 - Distribuição espacial LMP e controles SDID.....	51
Figura 2 - Distribuição anual da amostra pareada por status de tratamento.....	51
Figura 3 - Mapa da Amostra Pareada (Tratados vs. Controles) — Amazônia Legal.....	52
Figura 4 – Tendências paralelas – Canais ambientais	53
Figura 5 – Tendências paralelas – Indicadores de saúde.....	54
Figura 6 – Clusters LISA – Indicadores de doenças	57
Figura 7 – Clusters LISA – Taxa de Desmatamento e Focos de Queimadas.....	58
Figura 8 – Event Study Callaway e Sant'Anna: Queimadas.....	61
Figura 9 – Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille: Queimadas	61
Figura 10 – Event Study Espacial SDID: Queimadas	62
Figura 11 – Event Study Callaway e Sant'Anna: IMAL	64
Figura 12 – Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille: IMAL	65
Figura 13 – Event Study Espacial SDID: IMAL	65
Figura 14 – Event Study Callaway e Sant'Anna: IDEN	66
Figura 15 – Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille: IDEN.....	67
Figura 16 – Event Study Espacial SDID: IDEN	67
Figura 17 – Event Study Callaway e Sant'Anna: IDR.....	69
Figura 18 – Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille: IDR	69
Figura 19 – Event Study Espacial SDID: IDR	70

Apêndice

Figura A.1 – Event Study Callaway e Sant'Anna: Desmatamento.....	86
Figura A.2 – Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille: Desmatamento	87
Figura A.3 – Event Study Espacial SDID: Desmatamento	87

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas da amostra SDiD nos períodos pré-tratamento (2004–2007) e pós-tratamento (2008–2019)	49
Tabela 2 - Balanceamento das covariadas – Coarsened Exact Matching (CEM)	52
Tabela 3 - Teste de Autocorrelação Espacial Global (I de Moran)	55
Tabela 4 - Efeitos médios da LMP sobre Canais	59
Tabela 5 - Efeitos médios da LMP sobre Indicadores de Saúde	63
Tabela 6 - Teste de dependência cross-sectional (Pesaran CD)	72
Tabela 7 - Índice de Moran Global aplicado aos resíduos dos modelos SDiD	73
Tabela 8 - Teste de placebo temporal (deslocamento de 3 anos)	74

Apêndice

Tabela A.1 – Lista de Municípios Prioritários por ano de entrada, saída e regresso	84
Tabela A.2 – Índice de Moran Global sob diferentes especificações da matriz de pesos espaciais.....	85
Tabela A.3 – Robustez dos coeficientes do SDiD irrestrito sob especificações alternativas da matriz W	86

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Descrição das variáveis, unidades de medida e fontes	48
---	----

LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

ASET	Efeito Médio de Transbordamento sobre os Tratados (<i>Average Spillover Effect on Treated</i>)
ASENT	Efeito Médio de Transbordamento sobre os Não Tratados (<i>Average Spillover Effect on Non-Treated</i>)
ATET	Efeito Médio do Tratamento direto sobre os Tratados (<i>Average Treatment Effect on the Treated</i>)
ATT	Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (<i>Average Treatment Effect on the Treated</i>)
C&H	Estimador de Chaisemartin e D'Haultfœuille (2020)
C&S	Estimador de Callaway e Sant'Anna (2021)
CAR	Cadastro Ambiental Rural
CEM	Pareamento Exato Grosseiro (<i>Coarsened Exact Matching</i>)
CID-10	Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde, 10ª Revisão
DATASUS	Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde
DETER	Sistema de Detecção do Desmatamento em Tempo Real
DiD	Diferenças em Diferenças
IBAMA	Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDEN	Indicador de Internação por Dengue
IDR	Indicador de Internação por Doenças Respiratórias
IMAL	Indicador de Internação por Malária
INPE	Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
IPW	Ponderação por Probabilidade Inversa (<i>Inverse Probability Weighting</i>)
LISA	Índice Local de Associação Espacial (<i>Local Indicator of Spatial Association</i>)
LMP	Lista de Municípios Prioritários
MMA	Ministério do Meio Ambiente
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
NASA	<i>National Aeronautics and Space Administration</i>
OMS	Organização Mundial da Saúde

OPAS	Organização Pan-Americana da Saúde
PIB	Produto Interno Bruto
PMV	Programa Municípios Verdes
PRODES	Projeto de Monitoramento do Desmatamento na Amazônia Legal por Satélite
PSM	Pareamento por Escore de Propensão (<i>Propensity Score Matching</i>)
SAR	Modelo Espacial Autorregressivo (<i>Spatial Autoregressive</i>)
SDiD	Diferenças em Diferenças Espacial (<i>Spatial Difference-in-Differences</i>)
SEM	Modelo Espacial de Erros (<i>Spatial Error Model</i>)
SICAR	Sistema Nacional de Cadastro Ambiental Rural
SIH	Sistema de Informações Hospitalares
SLX	Defasagem Espacial de X (<i>Spatial Lag of X</i>)
SMD	Diferença Padrão Média (<i>Standardized Mean Difference</i>)
SUTVA	Hipótese de Estabilidade do Valor do Tratamento na Unidade (<i>Stable Unit Treatment Value Assumption</i>)
TDSS	Teoria dos Determinantes Sociais da Saúde
TSE	Tribunal Superior Eleitoral
TWFE	Efeitos Fixos Bidirecionais (<i>Two-Way Fixed Effects</i>)
WTC	Estimando de Wald para Mudanças de Tratamento (<i>Wald-TC</i>)

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	14
1.1 Considerações iniciais.....	14
1.2 Problema e a sua importância	17
1.3 Hipóteses	20
1.4 Objetivos	20
2. LISTA DE MUNICÍPIOS PRIORITÁRIOS.....	22
3. REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA.....	25
3.1 Teoria da ecologia da doença.....	25
3.2 Teoria dos determinantes sociais na saúde.....	26
3.3 Teoria da dependência espacial	27
3.4 Síntese crítica do referencial teórico	28
4. METODOLOGIA.....	31
4.1 Estratégia empírica.....	31
4.2 Construção dos indicadores de saúde	45
4.3 Descrição dos dados.....	46
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	49
5.1 Caracterização das amostras e validação da estratégia empírica	49
5.2 Diagnóstico Espacial.....	54
5.3 Resultados estimados: Canais ambientais	58
5.4 Resultados estimados: Indicadores de Saúde.....	63
5.5 Testes de Robustez e Validação Causal	71
6. CONCLUSÕES	76
6.1 Limitações do estudo	77
6.2 Perspectivas para pesquisas futuras	78
REFERÊNCIAS.....	79
APÊNDICE A.....	84

1. INTRODUÇÃO

1.1 Considerações iniciais

A Amazônia brasileira constitui um dos mais relevantes patrimônios ecológicos do planeta, reunindo diversidade biológica e desempenhando papel central na estabilidade climática regional e global. Composta por uma rede complexa de ecossistemas, a floresta amazônica atua como sumidouro de carbono, reguladora do ciclo hidrológico e fornecedora de serviços ecossistêmicos essenciais à vida humana e não humana (Malhi *et al.*, 2009; Nobre, 2014). A floresta amazônica é fundamental para a manutenção dos regimes de precipitação em grande parte da América do Sul, de modo que a integridade deste bioma está diretamente ligada à segurança hídrica e climática do continente (Ellwanger *et al.*, 2020). Além da sua importância ambiental, a Amazônia também sustenta populações tradicionais que dependem diretamente dos serviços ecossistêmicos para sua sobrevivência, evidenciando a relação entre degradação ambiental e vulnerabilidade social (Saccaro Junior; Mation; Sakowski, 2015). Ao mesmo tempo, a região abriga uma das maiores concentrações de espécies endêmicas do planeta, desempenhando papel estratégico para a conservação da biodiversidade global (Cardoso *et al.*, 2017; Nobre *et al.*, 2016).

Apesar de sua importância ecológica e estratégica, a Amazônia enfrenta pressões antrópicas intensas e historicamente acumuladas. Desde meados do século XX, a sua ocupação territorial tem sido marcada pela expansão da fronteira agrícola, pela pecuária extensiva, pela exploração madeireira (legal e ilegal), pela atividade mineradora e pela urbanização desordenada, vetores centrais do desmatamento e da degradação ambiental (Arima *et al.*, 2011). Essas pressões, intensificadas a partir da década de 1970 e impulsionadas por políticas de integração nacional e desenvolvimento regional, resultaram em avanço significativo sobre áreas florestais e transformação acelerada do uso do solo (Fearnside, 2005). Em 2004, o Programa de Monitoramento do Desmatamento na Amazônia Legal (INPE) registrou 27.772 km² de floresta desmatada, que representa 0,55% da área total do bioma, um recorde na série histórica até então. Essas transformações territoriais implicaram rupturas nos modos de vida de povos indígenas, comunidades ribeirinhas, agricultores familiares, ou seja, toda a população local, comprometendo o acesso a recursos naturais essenciais à subsistência e ampliando a exposição a riscos ambientais e de saúde (INPE, 2022).

As consequências da degradação ambiental na Amazônia transcendem a simples perda de floresta, gerando impactos multidimensionais na vida das populações (Ellwanger *et al.*, 2020). Sob a ótica dos determinantes sociais da saúde, transformações ambientais afetam as

condições de vida locais e ampliam a exposição das populações a riscos ambientais e sanitários, influenciando diretamente a saúde e o bem-estar das comunidades (OMS, 2023). A alteração das paisagens e das dinâmicas ecológicas intensifica esses riscos e expõe a população a novas formas de vulnerabilidade. O avanço da degradação ambiental, marcado pelo desmatamento, pelas queimadas e pela mudança no uso do solo, cria condições propícias tanto para o surgimento quanto para a intensificação de doenças (Confalonieri *et al.*, 2014; Da Silva-Nunes *et al.*, 2012; Ellwanger *et al.*, 2020).

Entre os principais efeitos, destaca-se a dinâmica da incidência de doenças transmitidas por vetores¹. A fragmentação ambiental e a alteração do uso da terra, ao alterar habitats naturais, podem favorecer a proliferação de vetores como o *Anopheles darlingi* (transmissor da malária) e o *Aedes aegypti* (vetor da dengue), criando novas zonas de risco em áreas previamente estáveis (Bauhoff; Busch, 2020; Ellwanger *et al.*, 2020). Ao mesmo tempo, a destruição da vegetação, frequentemente associada a queimadas, agrava quadros respiratórios. Estudos empíricos têm demonstrado que a exposição à fumaça de incêndios florestais, rica em material particulado fino (PM_{2.5}), está diretamente associada a um aumento significativo nas hospitalizações e visitas a serviços de emergência, sobrecarregando a infraestrutura de saúde local (Delfino *et al.*, 2009; Heaney *et al.*, 2022; Reid *et al.*, 2019). Ignotti *et al.*, (2010) evidenciaram para a Amazônia, aumentos expressivos em internações por doenças respiratórias durante períodos de maior incidência de fumaça. Crianças e idosos são os grupos mais vulneráveis a esses efeitos, conforme documentado em outras regiões afetadas por incêndios (Heaney *et al.*, 2022). Essa realidade evidencia os impactos diretos e quantificáveis da poluição atmosférica por queima de biomassa sobre a saúde pública na Amazônia.

Reforçando a gravidade desse cenário, a Organização Mundial da Saúde (OMS, 2023) posiciona as mudanças ambientais globais entre os principais determinantes emergentes da saúde no século XXI, atribuindo atenção especial aos riscos intensificados em regiões tropicais biodiversas sob forte pressão antrópica, como a Amazônia. Relatórios da OMS e da Organização Pan-Americana da Saúde destacam a necessidade de integrar saúde, meio ambiente e clima em políticas públicas e sistemas de vigilância (OMS 2023; OPAS, 2021). A

¹ Os vetores são organismos que podem transmitir doenças infecciosas entre os seres humanos ou de animais para humanos. Muitos destes vetores são insetos hematófagos, que ingerem micro-organismos produtores de doença durante uma refeição de sangue de um hospedeiro infectado (humano ou animal) e, posteriormente, o injeta em um novo hospedeiro durante a sua subsequente refeição de sangue. (RETS, 2022). Os mosquitos são os vetores de doença mais conhecidos. Outros vetores incluem carrapatos, moscas, flebotomíneos, pulgas, triatomíneos e alguns caracóis aquáticos de água doce. (RETS, 2022).

compreensão dessas conexões é, portanto, fundamental para o desenvolvimento de estratégias eficazes de saúde pública e conservação ambiental na região.

Diante do cenário de degradação ambiental e seus consequentes impactos sobre a saúde humana na Amazônia, torna-se imperativo analisar as estratégias e políticas públicas desenhadas para mitigar esses problemas em suas áreas mais críticas. Nesse contexto, emerge como instrumento central deste estudo, a "Lista de Municípios Prioritários (LMP)" criada pelo Decreto nº 6.321 de 2007. Em sua concepção original, que vigorou por mais de uma década, a política funcionou como um importante mecanismo de pressão e controle. Seu propósito era identificar os municípios com os maiores índices de desmatamento para, a partir de então, submetê-los a um monitoramento mais rigoroso e a uma série de sanções, como a restrição ao crédito rural e o embargo de áreas desmatadas ilegalmente, forçando transformações na governança local (Melo, 2020). Embora tenha sido reestruturada em 2023 para incorporar uma abordagem de incentivos, desde seu início a política se mostrou como uma importante ferramenta de coerção para impactar a dinâmica socioambiental desses territórios (BRASIL, 2023).

A relevância desta lista de municípios prioritários para o presente estudo reside na sua conexão intrínseca com as problemáticas ambientais e de saúde previamente discutidas. Ao concentrar esforços governamentais de fiscalização, controle e fomento sustentável nos municípios que apresentam os maiores índices de pressão sobre a floresta, a política atua sobre os vetores de degradação ambiental e suas consequências. Embora diversos estudos tenham demonstrado os efeitos da LMP sobre o desmatamento, permanece pouco compreendido se essa política também produziu benefícios indiretos sobre a saúde da população e se tais efeitos extrapolam os limites territoriais dos municípios tratados.

Além disso, a análise de políticas ambientais na Amazônia, ainda revela outra complexidade a ser investigada: os efeitos espaciais, ou *spillovers*, onde as consequências de uma intervenção transbordam para áreas vizinhas. A interdependência espacial entre os municípios faz com que os efeitos das políticas ambientais não se restrinjam às áreas de intervenção. Estudos sobre a Lista de Municípios Prioritários e outras políticas de "*blacklisting*" constataram que os ganhos de conservação transbordavam, gerando *spillovers* positivos resultando em uma significativa redução do desmatamento tanto nos municípios da lista quanto nos municípios vizinhos (Assunção; Rocha, 2019; Chagas; Andrade, 2024). Essa dinâmica de transbordamento foi observada não apenas em políticas de comando e controle, mas também

em compromissos voluntários como o Programa Municípios Verdes² (Moz-Christofolletti *et al.*, 2022).

1.2 Problema e a sua importância

Essa mesma lógica de efeitos diretos e indiretos, já documentada para o desmatamento, se estende aos impactos das queimadas, principal vetor de degradação ambiental na região, sobre a saúde da população. Pesquisas demonstram que a degradação ambiental em um município agrava a incidência de doenças, como malária, dengue e leishmaniose, tanto localmente (efeito direto) quanto nos seus vizinhos (efeito indireto), evidenciando os custos sistêmicos da atividade para a saúde pública (Marca *et al.*, 2024; Santos; Almeida, 2018; Saccaro Junior; Mation; Sakowski, 2015).

Nesse sentido, o presente trabalho busca responder as seguintes questões: Em que medida a inclusão dos municípios na Lista de Municípios Prioritários (LMP) e o tempo de exposição contínua à política contribuíram para reduzir a incidência de doenças sensíveis às alterações ambientais, como malária, dengue e doenças respiratórias? Quais são os mecanismos que explicam essa relação? E, além dos efeitos diretos sobre os municípios contemplados, há impactos indiretos ou spillovers, sobre a saúde também nos municípios vizinhos? Assim, este estudo busca compreender de que forma a implementação da LMP interage com os determinantes socioambientais, produzindo, conseqüentemente, efeitos sobre os padrões de morbidade de doenças associadas às transformações ambientais na Amazônia, tanto nos municípios diretamente afetados quanto nas regiões do entorno.

A investigação sobre os co-benefícios da LMP para a saúde foi iniciada por Melo (2020), que de forma pioneira, identificou uma melhoria na saúde dada a política. Utilizando um índice de saúde agregado, que incluía doenças respiratórias, diarreia, dengue e malária, o estudo estimou que a inclusão na LMP causou uma redução de 28,2% nas internações por essas doenças nos municípios tratados. Contudo, ao agregar enfermidades com causas distintas, a análise pode ocultar a magnitude real do efeito sobre cada uma. Este trabalho avança nesse ponto ao propor a criação de três indicadores específicos sobre morbidade, um para doenças respiratórias (IDR) que está mais associado às queimadas, e outros dois para doenças

² O Programa Municípios Verdes (PMV) é uma iniciativa voluntária do estado do Pará, criada em 2011, por meio da qual municípios aderem a compromissos locais de controle do desmatamento em troca de apoio técnico e acesso a incentivos econômicos. Diferentemente da Lista de Municípios Prioritários, que é uma política federal de caráter coercitivo baseada em sanções, o PMV opera por adesão voluntária e incentivos positivos, constituindo um modelo complementar de governança ambiental descentralizada (Moz-Christofolletti *et al.*, 2022).

transmitidas por vetores, a malária (IMAL) e a dengue (IDEN), ambas relacionadas ao desmatamento, permitindo uma avaliação mais granular dos impactos.

Ademais, para uma análise mais robusta do problema, é importante considerar que a participação do município na LMP e o perfil de saúde de suas populações são explicados tanto por fatores observáveis, como taxas de desmatamento e indicadores socioeconômicos, quanto por não observáveis, incluindo aspectos institucionais e dinâmicas econômicas locais. Desconsiderar essas diferenças implícitas pode resultar em estimativas distorcidas. Outro fato importante diz respeito à entrada dos municípios na LMP, que ocorre de forma escalonada ao longo do tempo. Essa variação temporal não apenas exige um tratamento econométrico que vá além do efeito médio agregado, mas também introduz uma complexidade espacial, a entrada de um município na política pode gerar externalidades (*spillovers*) sobre seus vizinhos, que podem alterar seu comportamento em antecipação ou em resposta à fiscalização na fronteira. Assim, é necessário considerar os efeitos em diferentes períodos de exposição à política e os efeitos transbordamento sobre os seus vizinhos.

Para lidar com as especificidades dessa política, este estudo avança em relação à literatura anterior que avaliou a LMP. Trabalhos como os de Assunção e Rocha (2019) e Melo (2020), embora fundamentais, basearam-se em modelos de Diferenças em Diferenças tradicionais que, como aponta a literatura econométrica recente, podem produzir estimativas viesadas em cenários de adoção escalonada do tratamento. Para superar essa limitação, este estudo adota métodos de Diferenças em Diferenças (DiD) mais robustos, precedidos por pareamento via Coarsened Exact Matching (CEM), que garante a comparabilidade entre municípios tratados e controles nas características observáveis pré-tratamento. Entre os estimadores DiD, destacam-se duas abordagens complementares. O estimador de Callaway e Sant'Anna (2021) estima efeitos dinâmicos e específicos por coorte de entrada na política, sendo aplicado ao período de 2004 a 2011, antes do início das maiores saídas de municípios da lista. Já o estimador de Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020) permite variações no status de tratamento ao longo do tempo, incorporando tanto as entradas quanto as saídas da política, e estima o efeito médio da mudança no status de exposição à política para o período completo de 2004 a 2019. Como os dois estimadores medem fenômenos distintos, sendo que o primeiro captura o efeito da entrada na lista e o segundo captura o efeito da mudança no status de exposição, seus resultados são complementares e não necessariamente idênticos.

Adicionalmente, para captar potenciais efeitos de transbordamento (*spillovers*) entre municípios, o presente estudo utiliza a abordagem de Diferenças em Diferenças Espacial (*Spatial DiD*). Enquanto a literatura já explorou os *spillovers* da LMP sobre o desmatamento

(Chagas; Andrade, 2024), esta proposta é pioneira ao aplicar o modelo espacial para mensurar os efeitos de transbordamento da política sobre os indicadores de saúde. Dessa forma, busca-se estimar não apenas os efeitos diretos da política nos municípios tratados, mas também seus co-benefícios indiretos para a saúde das populações vizinhas, uma dimensão ainda não investigada.

Os resultados indicam que a LMP reduziu de forma significativa as internações por doenças respiratórias nos municípios tratados, resultado convergente entre os três estimadores empregados. O efeito se aprofunda de forma progressiva e sistemática com o tempo de exposição, sugerindo que a continuidade da política potencializa os ganhos de saúde. Esse benefício, contudo, não se traduz em co-benefícios sanitários para os municípios vizinhos. Municípios tratados com vizinhos também listados apresentam coeficiente positivo e significativo na estimação, embora nenhum período individual do estudo de eventos alcance significância. Para os municípios não tratados com vizinhos tratados, o efeito de transbordamento sobre internações respiratórias (IDR) traduz-se em aumento transitório no primeiro período pós-tratamento, sugerindo deslocamento temporário da atividade de queima para as áreas limítrofes, sem que se consolide como co-benefício sanitário persistente. As queimadas operam como principal canal de transmissão, com reduções robustas nos focos de calor nas áreas tratadas e nos municípios vizinhos não contemplados, embora a identificação causal desse canal demande cautela em razão de trajetórias pré-tratamento divergentes entre tratados e controles. Dengue e malária foram analisadas com base nos vínculos documentados na literatura entre desmatamento, alteração de habitats vetoriais e maior incidência dessas doenças em áreas de fronteira florestal. No entanto, nenhum efeito causal robusto foi identificado.

Os resultados deste estudo oferecem contribuições diretas tanto para a formulação de políticas públicas quanto para a literatura acadêmica. Para os formuladores de políticas (policy makers), a pesquisa apresenta uma ferramenta de gestão ao quantificar os benefícios sanitários decorrentes de políticas de conservação ambiental, como a LMP. Essa análise permite justificar custos, otimizar a alocação de recursos e integrar as agendas de saúde e meio ambiente, revelando um co-benefício social, ambiental e de saúde, que frequentemente não é mensurado. Além disso, ao demonstrar que os impactos transbordam as fronteiras municipais, o estudo reforça a necessidade de uma governança regional coordenada para a Amazônia, em detrimento de ações isoladas.

Este estudo contribui para a literatura em quatro aspectos. Primeiro, ao construir três indicadores específicos de morbidade hospitalar, para doenças respiratórias, dengue e malária, em vez do índice agregado utilizado por Melo (2020). Segundo, ao empregar estimadores

robustos à adoção escalonada e a tratamentos reversíveis, superando as limitações dos modelos tradicionais de Diferenças em Diferenças utilizados por Assunção e Rocha (2019) e Melo (2020). Terceiro, ao incorporar a análise de efeitos espaciais por meio do Spatial DiD, sendo pioneiro em aplicar essa abordagem a indicadores de saúde, e não apenas ao desmatamento. Quarto, ao realizar uma avaliação conjunta entre política ambiental e saúde pública, quantificando co-benefícios sanitários de uma política originalmente concebida para fins de controle ambiental, o que valida e expande as discussões propostas por autores como Marca et al. (2024) e Santos e Almeida (2018). Em relação ao achado substantivo, e não apenas ao método, este trabalho também avança. Diferentemente de Assunção e Rocha (2019), que documentam co-benefícios da LMP sobre o próprio desmatamento, e de Melo (2020), que estima um índice agregado de saúde sem isolar canais de transmissão, esta dissertação identifica que o co-benefício sanitário concentra-se especificamente nas internações por doenças respiratórias, é mediado pela redução das queimadas e se aprofunda progressivamente com o tempo de exposição à política, um padrão não capturado pelos estudos anteriores.

1.3 Hipóteses

- A exposição do município à Lista de Municípios Prioritários (LMP) está associada a uma redução na morbidade por doenças relacionadas ao desmatamento e queimadas, especificamente doenças respiratórias, dengue e malária.
- A política da Lista de Municípios Prioritários (LMP) gera efeitos de transbordamento espacial (*spillover*) sobre os indicadores de morbidade dos municípios vizinhos, de modo que os impactos da política não se restringem apenas às localidades diretamente contempladas, mas também beneficiam, em alguma medida, suas áreas adjacentes.

1.4 Objetivos

1.3.1 Objetivo Geral

Analisar o impacto da política da Lista de Municípios Prioritários (LMP) sobre a morbidade hospitalar nos municípios da Amazônia Legal, mensurada por meio das internações hospitalares como proxy, considerando doenças respiratórias, dengue e malária, tanto os efeitos diretos quanto os efeitos de transbordamento espacial sobre os municípios vizinhos para o período de 2004 a 2019.

1.3.2 Objetivos Específicos

- Elaborar e analisar três indicadores de internações municipais sensíveis às alterações ambientais decorrentes da degradação ambiental. O primeiro será um indicador, focado em internações de doenças respiratórias, o segundo será um indicador focado em internações de dengue, e o terceiro será um indicador de internações de malária.
- Identificar as mudanças no desmatamento e nas queimadas nos municípios da LMP como os principais canais de transmissão do impacto da LMP sobre a saúde.
- Avaliar o impacto da participação dos municípios na LMP sobre os indicadores de morbidade, considerando diferentes períodos de exposição à política, utilizando o estimador de Callaway e Sant'Anna (2021) para efeitos dinâmicos por coorte de entrada (2004–2011) e o de Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020) para o período completo (2004–2019), que incorpora também as saídas da lista.
- Investigar a existência de efeitos de transbordamento espacial nos indicadores de morbidade decorrentes da implementação da LMP.

2. LISTA DE MUNICÍPIOS PRIORITÁRIOS

A política de designação de municípios prioritários (LMP) para o combate ao desmatamento na Amazônia Legal representa um marco na governança ambiental brasileira. Trata-se de um projeto estruturado e executado no âmbito do Ministério do Meio Ambiente (MMA), que se notabilizou pelo seu caráter inovador de focalização territorial e divulgação pública. Fundamentada no Decreto nº 6.321/2007, a LMP teve sua primeira lista oficializada por meio da Portaria MMA nº 28, de 24 de janeiro de 2008. De um universo de mais de 500 municípios do bioma, a política selecionou inicialmente 36 municípios que, em 2007, foram responsáveis por cerca de 45% de todo o desmatamento na Amazônia (Assunção; Rocha, 2019; Melo, 2020). A precisão desse foco refletiu a concentração histórica do desmatamento nos estados do Mato Grosso (19 municípios), Pará (12 municípios), Rondônia (4 municípios) e Amazonas (1 município), coincidindo geograficamente com a região conhecida como "Arco do Desmatamento", uma zona de transição para o Cerrado sob intensa pressão da fronteira agrícola.

A estratégia da LMP, concebida pelo MMA, combinava três instrumentos centrais: o monitoramento intensivo via satélite, a exposição pública e a indução de mudanças comportamentais por meio de sanções. Contudo, uma característica fundamental da política foi a mutabilidade dos seus critérios técnicos de inclusão ao longo dos anos, os quais foram sendo rigorosamente calibrados por meio de novas Portarias do MMA.

Em 2008, os critérios originais (Art. 1º da Portaria MMA nº 28/2008) eram qualitativos e baseados em tendências históricas: área total desmatada, área desmatada nos últimos três anos e aumento da taxa em pelo menos três dos últimos cinco anos. Já em 2009, a Portaria MMA nº 102 introduziu as primeiras barreiras quantitativas rígidas, incluindo municípios que desmataram 200 km² no ano anterior ou que apresentassem quatro aumentos nos últimos cinco anos somando 90 km². Em 2011, a Portaria MMA nº 175 inovou ao incorporar dados do sistema DETER para detecção em tempo quase real, incluindo municípios com desmatamento igual ou superior a 80 km² no ano anterior, ou acima de 40 km² detectados entre agosto de um ano e abril do seguinte.

Esse processo de calibragem culminou em 2017, com a Portaria MMA nº 360, que estabeleceu a formulação mais sintética e rigorosa até então, exigindo o atendimento cumulativo a três eixos: I) área desmatada no ano anterior igual ou superior a 80 km²; II) área desmatada nos últimos três anos igual ou superior a 160 km²; e III) aumento da taxa em pelo menos três dos últimos cinco anos. Esse refinamento progressivo das regras pelo MMA permitiu que a lista capturasse não apenas o volume absoluto, mas a aceleração do

desmatamento, expandindo a ação para novos polos. É o caso da inclusão de municípios do estado do Amazonas, como Apuí (AM), Manicoré (AM) e Novo Aripuanã (AM), e o reforço em Rondônia, com Buritis (RO), Candeias do Jamari (RO) e Cujubim (RO), também em 2017.

No seu formato original, vigente durante o período analisado neste estudo, a inclusão na LMP resultava em uma ação diferencial e severa da lei. O IBAMA, órgão vinculado ao MMA, passava a concentrar suas operações de fiscalização nessas localidades, acarretando sanções formais diretas, como o embargo de áreas com desmatamento ilegal (impedindo a comercialização da produção), o leilão de máquinas e, crucialmente, a restrição ao crédito rural, uma vez que o acesso a financiamento agrícola subsidiado passou a ser condicionado à comprovação de conformidade ambiental (Assunção; Gandour; Rocha, 2013).

Contudo, a literatura evidencia que o impacto da política foi ampliado por custos indiretos não explícitos no decreto original. Autores como Assunção e Rocha (2019) e Melo (2020) destacam o risco reputacional, pois a associação do nome do município a uma "lista suja" gerava estigma, e a pressão da cadeia produtiva, impulsionada pelo Ministério Público Federal e ONGs, que culminou em compromissos de mercado como o "Acordo do Gado". Esse acordo fez com que frigoríficos e varejistas excluíssem de suas cadeias propriedades embargadas, criando uma sanção econômica direta que inviabilizou a venda da produção pecuária de infratores nos municípios listados.

A política não apenas definia a entrada, mas estruturou um caminho institucional para a reabilitação municipal. Em 2009, a Portaria MMA nº 103 estabeleceu os primeiros critérios de saída, criando a "Lista de Municípios com Desmatamento Monitorado e Sob Controle". Para sair da lista de prioridades, o município precisava cumprir metas duplas: ambiental (reduzir o desmatamento para menos de 40 km² no ano e comprovar uma redução de 60% na média do desmatamento em relação a um período de pico anterior) e administrativa (registrar 80% do território rural passível de cadastro no Cadastro Ambiental Rural - CAR).

Esses critérios de saída também sofreram ajustes legais ao longo do tempo por meio de novas Portarias do MMA (como as de nº 186/2012 e nº 411/2013). Enquanto em 2009 e 2012 comparavam médias de biênios e triênios para provar a queda estrutural do desmatamento, a regra de 2017 (Portaria MMA nº 360) simplificou o critério: passou a exigir-se que o município mantivesse o desmatamento abaixo de 40 km² por quatro anos consecutivos, aliado ao registro de 80% do CAR no sistema federal (SICAR).

A transição para a lista de "Monitorados e Sob Controle" possuía um forte componente de incentivo positivo. Conforme estabelecido no Art. 14 do Decreto nº 6.321/2007 e reiterado em portarias específicas do MMA (como a nº 187/2012 e nº 412/2013), municípios que

atingiam esse status deveriam ser "priorizados na alocação de incentivos econômicos e fiscais, planos, programas e projetos da União", visando consolidar a produção sustentável. O caso de Paragominas (PA), que saiu da lista em 2010 após assinar um pacto local, tornou-se o exemplo paradigmático desse mecanismo de recompensa.

Apesar dos incentivos, a análise longitudinal da política revela o caráter cíclico do desmatamento. A partir de 2017, a Portaria MMA nº 360 instituiu o "reingresso automático": municípios na lista de monitorados que voltassem a desmatar mais de 40 km² em um período retornavam imediatamente à condição de prioritários. Os dados oficiais demonstram que esse mecanismo foi acionado com frequência. Municípios como Marcelândia (MT), que havia conseguido sair em 2013, regressou à lista em 2018. Outros, como Alto Boa Vista (MT), Cláudia (MT), Feliz Natal (MT), Santana do Araguaia (PA), Ulianópolis (PA) e Dom Eliseu (PA), conseguiram a saída entre 2012 e 2017, mas acabaram reingressando na lista prioritária nos anos seguintes (entre 2020 e 2024). Esse vaivém evidencia a dificuldade de manter taxas de desmatamento baixas de forma sustentada apenas sob a ótica da fiscalização coercitiva e das punições restritivas³.

Diante dessa dinâmica de saídas e reingressos massivos, a política sofreu uma reforma estrutural em setembro de 2023, por meio do Decreto nº 11.687. Embora tenha mantido a LMP sob a gestão do MMA, a nova norma instituiu o "Programa União com Municípios", promovendo um deslocamento de paradigma. A abordagem focada em sanções e restrições creditícias cedeu espaço para um modelo integrado que articula a fiscalização federal com capacitação técnica e financeira das prefeituras. Essa mudança sinaliza o reconhecimento, por parte do Estado, de que a efetividade da governança ambiental na Amazônia depende da conversão da lista de sanções em um instrumento permanente de apoio à gestão territorial em bases locais.

³ A relação completa dos municípios que ingressaram, saíram e reingressaram na lista ao longo do tempo encontra-se detalhada no Apêndice A, Tabela A.1.

3. REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA

O arcabouço teórico desta pesquisa integra três perspectivas para analisar a relação entre as transformações socioambientais e a saúde na Amazônia. A análise articula a Teoria da Ecologia da Doença, que conecta mudanças no ecossistema (uso da terra e desmatamento) à dinâmica de vetores infecciosos; a Teoria dos Determinantes Sociais da Saúde (TDSS), para endereçar o papel das desigualdades estruturais na geração de iniquidades em saúde; e a Teoria da Dependência Espacial, fundamental para compreender como impactos sanitários e ambientais extrapolam os limites municipais, gerando efeitos de transbordamento (*spillovers*).

3.1 Teoria da ecologia da doença

A Teoria da Ecologia da Doença, fundamentalmente desenvolvida a partir dos trabalhos do médico e geógrafo Jacques M. May na década de 1950, oferece uma abordagem para compreender a saúde como resultado da interação dinâmica entre agentes patogênicos, hospedeiros e o ambiente em que vivem (May, 1960). Seu modelo clássico analisa a interação desses três componentes, cujo desequilíbrio determina o estado de saúde de uma população. O primeiro componente é o agente etiológico, o microrganismo (vírus, bactéria, protozoário) ou parasita capaz de causar a doença. O segundo é o hospedeiro, o organismo (humano ou animal) que abriga o agente, cuja suscetibilidade é influenciada por fatores como imunidade, estado nutricional, genética e comportamento. O terceiro componente, central para esta pesquisa, é o ambiente, que engloba todos os fatores externos que afetam a sobrevivência do agente e a exposição do hospedeiro, subdividindo-se em ambiente físico (clima, relevo), biológico (presença de vetores e reservatórios) e socioeconômico (densidade populacional, moradia, saneamento). A ocorrência de uma doença, portanto, é vista como um evento ecológico que emerge da quebra de equilíbrio nessas interações (May, 1960).

No contexto da Lista de Municípios Prioritários (LMP), essa teoria oferece um arcabouço analítico preciso para compreender como a priorização de territórios com base no desmatamento pode impactar a saúde pública. A seleção de municípios com altas taxas de desflorestamento aborda diretamente o componente ambiental da tríade, pois a alteração da paisagem, como a abertura de estradas e a criação de assentamentos em áreas de mata, modifica o habitat de vetores (como o mosquito *Anopheles*, transmissor da malária) e reservatórios, aproximando-os das populações humanas (Vasconcelos *et al.*, 2006). Além disso, os municípios para saírem da LMP precisam desenvolver ações para diminuição e controle do desmatamento

que podem envolver a promoção de sistemas agroflorestais ou a recuperação de áreas degradadas que interferem no ambiente, podendo reduzir as condições favoráveis à proliferação de vetores.

Corroborando isso, a literatura científica tem consistentemente demonstrado que processos de degradação ambiental na Amazônia, como a expansão da fronteira agrícola e o desmatamento, estão diretamente associados à alteração na epidemiologia e ao aumento da incidência de doenças como a malária e a leishmaniose (Confalonieri, 2005; Ellwanger *et al.*, 2020; Andrade *et al.*, 2021). De forma mais específica, múltiplas evidências apontam que a proximidade de moradias a bordas de florestas ou a áreas com padrões específicos de desmatamento é um fator de risco determinante, pois intensifica o contato entre populações humanas e vetores de doenças (Barcellos *et al.*, 2009; Canelas *et al.*, 2019).

3.2 Teoria dos determinantes sociais na saúde

A Teoria dos Determinantes Sociais da Saúde (TDSS) oferece uma estrutura para compreender a saúde como um produto de fatores que vão além da biologia individual (Dahlgren; Whitehead, 1991). O modelo conceitual de Dahlgren e Whitehead organiza esses determinantes em cinco camadas concêntricas e interdependentes que influenciam a saúde. No centro (indivíduo), encontram-se os fatores individuais inalteráveis, como idade, sexo e características genéticas, que definem a suscetibilidade biológica às doenças. A primeira camada ao redor do indivíduo compreende os estilos de vida e comportamentos pessoais, como alimentação, prática de atividade física, tabagismo e higiene, que impactam diretamente a saúde, embora sejam moldados por fatores sociais e econômicos.

A segunda camada envolve as redes sociais e comunitárias, responsáveis por oferecer apoio social, emocional e prático, influenciando a capacidade de enfrentamento de problemas de saúde. A terceira camada diz respeito às condições de vida e de trabalho, incluindo moradia, acesso à água potável, saneamento básico, transporte, ambiente laboral e serviços de saúde, que estruturam oportunidades ou barreiras para uma vida saudável. Por fim, a camada mais externa abrange os determinantes socioeconômicos, culturais e ambientais mais amplos, como políticas públicas, distribuição de renda, sistema educacional, mercado de trabalho e legislações ambientais, que moldam todas as demais camadas e determinam as desigualdades em saúde na sociedade (Solar e Irwin, 2010; Buss e Pellegrini Filho, 2007).

A TDSS permite compreender como a LMP incide sobre diferentes níveis que condicionam a saúde. A política atua nos determinantes macroestruturais (a camada mais externa do modelo de Dahlgren e Whitehead) ao focar em territórios com um modelo de

desenvolvimento baseado na expansão da fronteira agrícola. Simultaneamente, afeta as condições de vida e de trabalho ao expor a população a poluentes de queimadas, e também ao induzir mudanças na economia local por meio de sanções (restrição de crédito) ou incentivos (regularização fundiária via Cadastro Ambiental Rural (CAR)). A validade dessa conexão teórica é reforçada por uma base de evidências empíricas na Amazônia, que confirma a forte associação entre esses determinantes e a saúde: estudos demonstram que a poluição gerada por queimadas eleva as internações por doenças respiratórias (Ignotti *et al.*, 2010; Sant'Anna; Rocha, 2020), enquanto o desmatamento está diretamente ligado a uma maior incidência de malária e outras doenças infecciosas (Bauhoff; Busch, 2020; Ellwanger *et al.*, 2020).

Dessa forma, ao alterar a estrutura de oportunidades econômicas e sociais, a LMP tem o potencial de gerar impactos positivos na saúde, mesmo sem ser uma política do setor sanitário. Os achados da literatura confirmam a validade dessa abordagem, com estudos que demonstram tanto os co-benefícios para a saúde de políticas de conservação quanto os custos sanitários da degradação ambiental na Amazônia (Bauch *et al.*, 2015; Sant'Anna; Rocha, 2020; Melo, 2020). A análise desses efeitos, sob a ótica da TDSS, é importante, pois políticas como a LMP, ao atuarem sobre múltiplas camadas, podem também reduzir desigualdades regionais. Assim, a teoria não apenas permite formular hipóteses sobre os efeitos da política, mas também orienta o desenho de estratégias intersetoriais mais eficazes, que integrem controle ambiental, inclusão social e promoção da saúde nos territórios mais vulneráveis da Amazônia Legal.

3.3 Teoria da dependência espacial

A Teoria da Dependência Espacial, fundamentada na Primeira Lei da Geografia de Waldo Tobler, postula que "coisas próximas estão mais relacionadas do que coisas distantes" (Tobler, 1970). Essa premissa é crucial para a avaliação de políticas com delimitação geográfica, como a Lista de Municípios Prioritários (LMP), pois parte do pressuposto de que eventos em uma localidade influenciam e são influenciados por áreas vizinhas. A própria concepção da LMP, ao focar em municípios do "arco do desmatamento", reconhece que o fenômeno combatido é espacialmente correlacionado. Ignorar essas interações espaciais, ou *spillovers*, pode levar a conclusões equivocadas sobre a real eficácia de uma política (Chagas e Andrade, 2024).

A literatura detalha os canais teóricos que geram esses efeitos de transbordamento (Ellwanger *et al.*, 2020; Bauhoff; Busch, 2020). Os *spillovers* podem ser (i) ambientais, quando a degradação em uma área afeta a qualidade do ar e da água em municípios vizinhos; (ii) ecológicos, quando mudanças no uso da terra alteram habitats e a dinâmica de vetores de

doenças; e (iii) socioeconômicos, quando a expansão de fronteiras agrícolas e projetos de infraestrutura intensificam fluxos migratórios e a mobilidade humana, disseminando doenças para localidades adjacentes. Um exemplo de *spillover* ambiental direto no contexto da política é o da poluição por material particulado gerada por queimadas, que pode viajar centenas de quilômetros e aumentar as hospitalizações por doenças respiratórias em municípios distantes dos focos (Sant'Anna e Rocha, 2020).

No contexto da chamada "malária de fronteira", atividades como mineração e a abertura de novas fronteiras agrícolas criam um cenário propício para a proliferação da doença, ao combinar trabalhadores migrantes sem imunidade, condições precárias de moradia e maior exposição a mosquitos vetores em áreas recém-desmatadas (Ellwanger *et al.*, 2020; Bauhoff; Busch, 2020), sendo esses *spillovers* socioeconômicos e ecológicos, respectivamente.

Especificamente sobre a LMP, estudos recentes que aplicam modelos econométricos espaciais confirmam a existência de um significativo *spillover* benéfico. Os achados indicam que a política não apenas reduziu o desmatamento nos municípios-alvo, mas também em seus vizinhos, sendo os efeitos ainda mais robustos quando os próprios vizinhos também estavam na lista (Assunção; Rocha, 2019; Chagas e Andrade, 2024).

Portanto, a incorporação da análise espacial é indispensável para capturar a real dimensão dos impactos da LMP. Ao ignorar os *spillovers* ambientais (dispersão de poluentes), ecológicos (alteração na dinâmica de vetores) e socioeconômicos (fluxos populacionais), corre-se o risco de subestimar os impactos de uma intervenção ao não capturar os benefícios que transbordam para áreas vizinhas (Sant'Anna; Rocha, 2020; Ellwanger *et al.*, 2020; Bauhoff; Busch, 2020). Assim, a teoria não só permite formular hipóteses mais realistas sobre os efeitos da política, mas também orienta o desenho de estratégias territorialmente mais inteligentes e coordenadas contra o desmatamento e a disseminação de doenças na Amazônia Legal.

3.4 Síntese crítica do referencial teórico

As três teorias mobilizadas nesta pesquisa convergem em um consenso central, o de que a saúde das populações amazônicas não pode ser compreendida de forma dissociada das transformações ambientais e das estruturas socioeconômicas impostas pelo território. A Teoria da Ecologia da Doença e a Teoria da Dependência Espacial se complementam ao situar, respectivamente, o mecanismo biológico e a extensão geográfica dos impactos da degradação ambiental sobre a saúde, enquanto a Teoria dos Determinantes Sociais da Saúde amplia essa leitura ao incorporar o papel das políticas públicas e das desigualdades estruturais na mediação desses efeitos. Esse consenso sustenta a hipótese central da dissertação, de que uma política

ambiental como a LMP pode gerar co-benefícios sanitários mesmo sem ser desenhada com esse propósito.

A literatura, contudo, apresenta controvérsias relevantes para a avaliação da LMP. Não há consenso sobre a magnitude relativa dos canais ambiental e ecológico frente ao canal socioeconômico na explicação dos efeitos sanitários de políticas de comando e controle, tampouco sobre até que ponto os efeitos de transbordamento espacial superam, em magnitude, os efeitos diretos sobre os municípios tratados. Essa lacuna motiva a estratégia empírica adotada nesta dissertação, que busca decompor os efeitos da LMP entre canais, queimadas e desmatamento, e entre dimensões espaciais, efeitos diretos e de transbordamento, em vez de assumir a priori qual mecanismo domina. Do ponto de vista metodológico, essa mesma lacuna é agravada pelo fato de que a maior parte dos estudos anteriores sobre a LMP, incluindo os de Assunção e Rocha (2019) e Melo (2020), baseou-se em modelos de Diferenças em Diferenças tradicionais, pouco adequados a contextos de adoção escalonada e de tratamento não absorvente, o que compromete a própria capacidade de identificar com precisão os canais e as dimensões espaciais discutidos acima.

Cada uma das teorias mobilizadas apresenta, também, limitações que merecem reconhecimento. A Teoria da Ecologia da Doença, por concentrar-se na tríade agente, hospedeiro e ambiente, tende a subestimar o papel de fatores econômicos e institucionais na determinação da exposição ambiental, tratando-os de forma apenas indireta por meio do componente ambiental. A Teoria dos Determinantes Sociais da Saúde, por sua vez, oferece um modelo predominantemente descritivo e de difícil operacionalização empírica, sem especificar a magnitude relativa de cada camada de determinação nem mecanismos causais diretamente testáveis. Já a Teoria da Dependência Espacial, fundamentada na constatação geográfica de Tobler (1970), não especifica por si só os canais econômicos ou ecológicos pelos quais os efeitos se propagam entre municípios, dependendo de pressupostos adicionais sobre a matriz de pesos espaciais para sua operacionalização, tema retomado na Seção 4 ao se testar a sensibilidade dos resultados a diferentes especificações de matriz W.

A literatura sobre co-benefícios de políticas ambientais é relativamente consolidada, ainda que pouco explorada nos estudos sobre a LMP especificamente. Pearce (2000) formalizou o conceito de benefícios ancilares de políticas ambientais, argumentando que intervenções desenhadas para um objetivo primário, como a redução de emissões ou do desmatamento, frequentemente geram benefícios adicionais em outras dimensões, especialmente na saúde pública, que raramente são incorporados à avaliação de custo-efetividade dessas políticas. Nemet, Holloway e Meier (2010) avançaram essa discussão ao demonstrar, para políticas

climáticas, que os co-benefícios de qualidade do ar podem ter magnitude comparável ou superior aos custos de abatimento das próprias políticas. No contexto amazônico, Bauch *et al.* (2015) documentam co-benefícios de saúde associados a mudanças no ecossistema, corroborando a plausibilidade teórica de que a LMP, concebida como instrumento de controle ambiental, produza efeitos sanitários mensuráveis.

Essa literatura de co-benefícios dialoga diretamente com a agenda de avaliação integrada de políticas públicas, que busca superar a análise setorializada de intervenções cujos efeitos atravessam múltiplas dimensões. Briggs (2008) propõe um arcabouço de avaliação integrada de impactos ambientais em saúde, argumentando que riscos sistêmicos, como os gerados por transformações no uso do solo, exigem métodos de avaliação capazes de conectar as dimensões ambiental, social e sanitária de uma mesma intervenção. Esta dissertação se insere nessa agenda ao tratar a LMP simultaneamente como objeto da Economia Ambiental, pela sua função de controle do desmatamento, da Economia da Saúde, pela mensuração de seus efeitos sobre a morbidade hospitalar, e da Avaliação de Impacto, pela aplicação de métodos causais robustos à adoção escalonada e à dependência espacial.

4. METODOLOGIA

Este estudo emprega uma abordagem metodológica baseada na análise de impacto, com o objetivo de avaliar o efeito da Lista de Municípios Prioritários (LMP) sobre a morbidade hospitalar por doenças sensíveis às alterações ambientais em municípios da Amazônia Legal, no período de 2004 a 2019. A seção inicia apresentando a estratégia empírica, estruturada em etapas que combinam técnicas de pareamento exato por covariadas e diferentes especificações de modelos de diferenças em diferenças, com objetivo de mensurar os efeitos de diferentes períodos de exposição a políticas e seus transbordamentos para municípios vizinhos. Na sequência, detalha-se a metodologia de construção dos indicadores de saúde e, descrevem-se os dados utilizados para alcançar os objetivos da pesquisa.

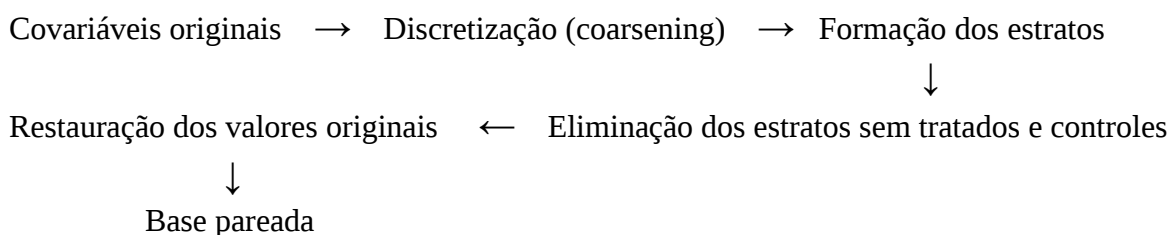
4.1 Estratégia empírica

4.1.1 Pareamento Exato por Covariada (Coarsened Exact Matching – CEM)

A aplicação do método Coarsened Exact Matching (CEM), proposto por Iacus, King e Porro (2012), justifica-se pela seleção não aleatória dos municípios na Lista de Municípios Prioritários (LMP). Como os municípios tratados e não tratados diferem sistematicamente em covariáveis que também influenciam os indicadores de saúde, a comparação direta entre eles produziria estimativas viesadas. O CEM contorna esse problema atuando como um algoritmo de pré-processamento de dados estruturado em etapas. Primeiro, as variáveis da amostra são temporariamente discretizadas, agrupando os dados contínuos em estratos (intervalos) mais amplos. Em seguida, realiza-se o pareamento exato sobre esses dados agrupados, sendo retidos apenas os municípios localizados em estratos multivariados que contenham pelo menos uma unidade tratada e uma de controle, descartando as observações sem correspondência. Uma característica central do método é que, após determinar quais unidades compõem a amostra pareada, a discretização temporária é descartada e os valores originais das covariáveis são restaurados para a etapa de análise.

Diferentemente dos modelos econométricos apresentados nas subseções seguintes, o CEM não constitui um modelo de estimação com equação própria, mas um procedimento de pré-processamento dos dados que antecede a análise causal. A mecânica desse pareamento consiste na categorização temporária (*coarsening*) das covariáveis contínuas para agrupar as observações em estratos estritamente comparáveis. Após a exclusão dos estratos sem sobreposição adequada entre municípios tratados e controles, os valores originais são

restaurados. O fluxo metodológico que culmina na geração da base pareada, utilizada nas estimações subsequentes, é sintetizado no esquema a seguir:



A escolha do CEM em detrimento do PSM justifica-se por quatro razões metodológicas centrais. Primeiro, o CEM não impõe nenhuma suposição funcional sobre a relação entre as covariadas e a probabilidade de tratamento (como a exigida por modelos logit ou probit no PSM), evitando assim vieses de especificação. Segundo, ao criar *bins* (intervalos) de covariadas e emparelhar exclusivamente unidades que caem no mesmo estrato, o CEM garante um balanceamento multivariado exato. Isso é crucial para este estudo, pois covariadas políticas incluídas no modelo (como a afiliação partidária do prefeito e do governador) são variáveis *dummy* discretas, cujas relações não lineares são frequentemente mal capturadas por escores de propensão contínuos. Terceiro, o método elimina o "paradoxo do escore de propensão", fenômeno no qual unidades com escores muito próximos, mas situadas em regiões de baixa densidade do escore, acabam sendo pareadas inadequadamente, aumentando o desbalanceamento ao invés de reduzi-lo. Quarto, ao reter na amostra todas as unidades que compartilham o mesmo estrato multivariado, o CEM tende a preservar um número maior de controles do que o PSM, que frequentemente descarta observações ao buscar correspondências próximas em um escore contínuo, melhorando assim a eficiência das estimações subsequentes (King; Nielsen, 2019).

O pareamento foi conduzido sobre covariadas medidas em 2007, ano imediatamente anterior às primeiras inclusões na lista (2008), garantindo a maior proximidade temporal possível ao início do tratamento. A variável de desmatamento é operacionalizada como o acumulado dos três anos anteriores (2005–2007), capturando a trajetória pré-tratamento do principal critério de elegibilidade da política, enquanto as demais covariadas são medidas no corte de 2007, em consonância com Melo (2020).

Foram incluídos o logaritmo da área desmatada acumulada nos três anos anteriores, o logaritmo do PIB per capita real, dummies para a afiliação partidária do prefeito e do governador, e a razão de leitos hospitalares por mil habitantes. A taxa de desmatamento utilizada foi calculada como o incremento anual de desmatamento normalizado pela vegetação

florestal remanescente, em conformidade com a abordagem de Melo (2020). Essa ponderação pelo estoque de floresta disponível é adequada para capturar a dinâmica de conversão do uso do solo em áreas de fronteira florestal ativa, embora tenda a comprimir a variância identificável em municípios com histórico de alta degradação acumulada. A inclusão de controles políticos justifica-se pela necessidade de isolar efeitos de alinhamento que poderiam afetar tanto a seleção para a lista quanto a capacidade de resposta local. Conforme argumenta Melo (2020), municípios politicamente alinhados poderiam receber mais apoio para implementar as medidas necessárias para sair da lista.

As variáveis contínuas foram estratificadas pela regra de Sturges para a definição dos intervalos, e as variáveis discretas exigiram correspondência exata em seus valores originais. O pareamento, contudo, realiza-se sobre o espaço multivariado conjunto, de modo que um município integra a amostra final apenas quando existe contraparte no mesmo estrato definido pela combinação simultânea de todos os intervalos e valores de cada covariada. A qualidade do pareamento foi atestada pela redução da Diferença Padrão Média para valores inferiores a 0,25 em todas as covariadas. A amostra resultante é composta por 177 municípios, sendo 42 tratados dos 62 que integraram a LMP no período de análise e 135 controles nunca tratados. No estimador de Callaway e Sant'Anna (2021), municípios que ingressaram na LMP apenas após 2011 permanecem classificados como controles na janela 2004 a 2011, de modo que apenas as coortes com entrada entre 2008 e 2011 contribuem como unidades tratadas nessa especificação. Essa amostra constitui a base de dados para os modelos de Diferenças em Diferenças apresentados nas subseções seguintes.

4.1.2 Primeiro modelo: Diferenças em Diferenças (DiD) com adoção escalonada de Callaway e Sant'Anna (C&S)

Para estimar o efeito causal da Lista de Municípios Prioritários (LMP) sobre os índices de saúde, emprega-se o estimador de Diferenças em Diferenças (DiD) para cenários com adoção escalonada (*staggered adoption*), conforme desenvolvido por Callaway e Sant'Anna (2021). A escolha deste método é uma resposta direta à estrutura da política da LMP, na qual diferentes grupos de municípios (coortes) foram incluídos no programa em anos distintos (2008, 2009, 2011, etc.). A literatura econométrica recente demonstrou que os estimadores tradicionais de Efeitos Fixos Bidirecionais (TWFE) produzem estimativas viesadas nesse tipo de configuração, pois utilizam unidades já tratadas como controles para unidades que entram no tratamento mais tarde, gerando ponderações de difícil interpretação e potencialmente negativas (Goodman-Bacon, 2021; Chaisemartin; D'Haultfoeuille, 2020).

O estimador de Callaway e Sant'Anna (2021) supera essa limitação ao evitar comparações problemáticas. Em vez de um único efeito médio, ele calcula os Efeitos Médios do Tratamento para os Tratados em nível de grupo-tempo ($ATT(g, t)$), definidos como:

$$ATT(g, t) = E[Y_t(g) - Y_t(0) \mid Gg = 1] \quad (1)$$

Nessa expressão, o parâmetro g representa a coorte de tratamento, definida como o ano em que um município é exposto à intervenção da LMP, enquanto t denota o período de tempo (ano) do calendário. O termo $Y_t(g)$ é o resultado potencial de interesse para um município da coorte g no tempo t , já sob o efeito do tratamento. Em contrapartida, $Y_t(0)$ representa o resultado potencial contrafactual para o mesmo município no mesmo período, caso ele não tivesse sido tratado, sendo a condição $Gg = 1$ o indicador de que a análise se refere aos municípios que efetivamente pertencem à coorte g . A análise é restrita ao período de 2004 a 2011, uma vez que o estimador pressupõe adoção escalonada irreversível, isto é, uma vez tratada, a unidade permanece tratada. A partir de 2012, a LMP passou a registrar saídas e reingressos de municípios, violando essa premissa e inviabilizando a aplicação do estimador para o período completo. A identificação do $ATT(g, t)$ é obtida comparando cada coorte g a um grupo de controle composto exclusivamente por municípios que nunca ingressaram na LMP, em conformidade com a condição de tendências paralelas condicionais em relação às unidades permanentemente não tratadas, conforme Callaway e Sant'Anna (2021).

A identificação repousa sobre duas premissas centrais. A primeira é a de Tendências Paralelas Condicionais, segundo a qual, na ausência do tratamento, tratados e controles teriam seguido trajetórias paralelas. Sua plausibilidade é avaliada conjuntamente pela inspeção visual dos coeficientes pré-tratamento e pelo critério de seleção da política, pois como os municípios foram incluídos na LMP com base em critérios de desmatamento e não de saúde, é razoável supor que, na ausência da intervenção, as trajetórias dos indicadores de morbidade teriam evoluído de forma paralela entre tratados e controles, especialmente após o balanceamento pelo CEM. Pré-testes formais devem ser interpretados com cautela dado seu baixo poder em amostras finitas (Roth, 2022). A segunda é a de Não Antecipação, os municípios não alteram seu comportamento antes de ingressar na lista. Essa premissa é fortalecida pelo fato de o Decreto nº 6.321/2007 não ter divulgado critérios quantitativos exatos, impedindo comportamento estratégico antecipado. Uma exceção parcial é admitida para as variáveis ambientais de canal (desmatamento e queimadas), para as quais se adota um horizonte de

antecipação de $\delta = 1$, reconhecendo que ajustes de uso do solo podem ocorrer no período imediatamente anterior à inclusão formal na lista.

Do ponto de vista da operacionalização, utiliza-se o estimador duplamente robusto (*Doubly Robust* - DR), fundamentado em Sant'Anna e Zhao (2020), que combina um modelo de regressão de resultado e um modelo de escore de propensão generalizado, sendo consistente se ao menos um dos dois estiver corretamente especificado, conferindo maior robustez que os estimadores de Regressão de Resultado (OR, *Outcome Regression*) e de Ponderação por Probabilidade Inversa (IPW, *Inverse Probability Weighting*) isoladamente. As covariadas incluídas são: taxa de desmatamento, PIB per capita real, dummy de alinhamento partidário do prefeito, dummy de alinhamento do governador e anomalia de precipitação pluviométrica. Adota-se o período de referência universal, fixando como linha de base o período anterior ao início da amostra para todas as coortes. Ambos os modelos DiD são estimados sobre a amostra pareada pelo CEM. A inferência é conduzida via bootstrap multiplicador com bandas de confiança simultâneas, que garantem cobertura conjunta para todos os períodos do estudo de eventos ao mesmo tempo e controlam comparações múltiplas ao longo do horizonte temporal, conforme o Teorema 3 de Callaway e Sant'Anna (2021), com erros-padrão clusterizados ao nível municipal.

Uma vantagem central da abordagem de Callaway e Sant'Anna (2021) é sua capacidade de estimar a dinâmica do tratamento ao longo do tempo. Os múltiplos efeitos de tratamento médios para os tratados ($ATT(g, t)$) que são calculados podem ser agregados de diferentes maneiras para responder a distintas perguntas de pesquisa. Para os fins deste projeto, o foco será na agregação em um formato de estudo de eventos (event study). Nesse formato, os efeitos são alinhados em relação ao tempo de exposição à política, de modo que o modelo estima um efeito para cada período relativo ao início da intervenção ($e = t - g$), dado por $\tau_e = E[ATT(g, g + e)]$. Complementarmente, reporta-se o efeito médio geral sobre todos os municípios tratados, obtido pela média ponderada dos efeitos de cada coorte pelo tamanho do respectivo grupo, constituindo o análogo direto ao ATT canônico do DiD de dois períodos.

A representação gráfica desses coeficientes τ_e em um gráfico de estudo de eventos constitui a principal ferramenta de análise. Esse gráfico cumpre uma dupla função essencial: primeiramente, permite verificar a validade da hipótese de tendências paralelas, ao se inspecionar visualmente os coeficientes para os períodos pré-tratamento ($e < 0$). Em segundo lugar, o gráfico torna possível visualizar a trajetória dinâmica do impacto, observando a evolução da magnitude e da significância estatística dos coeficientes nos períodos pós-

tratamento ($e \geq 0$). Isso possibilita entender se o efeito da LMP foi imediato, se cresceu com o tempo ou se desapareceu após alguns anos de exposição.

4.1.3 Segundo modelo: Diferenças em Diferenças (DiD) de Chaisemartin & D'Haultfoeuille (C&H)

Complementando a estratégia de identificação anterior e visando explorar a dinâmica completa da política ao longo de uma janela temporal ampliada (2004–2019), e dos efeitos de entrada e saída da lista, o presente estudo adota, como especificação complementar, o estimador proposto por Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020)⁴. A escolha deste método deve-se à sua propriedade fundamental de lidar com desenhos de tratamento não absorvente, nos quais municípios podem entrar e sair da política ao longo do tempo, característica central da LMP, cujo histórico de saídas, reingressos e reformas institucionais tornaria inválida a suposição de adoção estritamente crescente exigida por estimadores como o de Callaway e Sant'Anna (2021) se fosse analisado os efeitos até o período atual.

A vantagem distintiva da abordagem de Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020) em relação ao estimador de Efeitos Fixos Bidirecionais (TWFE) reside na sua mecânica de purificação das comparações. Em vez de explorar todas as variações de tratamento disponíveis no painel, incluindo comparações entre unidades já tratadas, que geram os pesos negativos documentados pelos autores, o estimador restringe sistematicamente cada comparação a grupos estáveis: em cada período t , o efeito do tratamento é identificado comparando a evolução do resultado entre grupos que mudam seu status de tratamento de $t - 1$ para t (os *switchers*) e grupos que permanecem no mesmo status nesse intervalo. Essa construção garante que nenhum grupo já tratado atue como controle para grupos que entram no tratamento mais tarde, eliminando o viés de heterogeneidade que contamina o TWFE em cenários de adoção escalonada.

Formalmente, o estimando central é o *Wald-TC* (*Wald estimand for Treatment Changes*), definido como a média ponderada de estimados de Diferenças em Diferenças calculados em cada período em que ocorre uma mudança de tratamento:

$$\widehat{W}_{TC} = \sum_{t=1}^{\bar{t}} \left(\frac{N_{1,0,t}}{N_s} \widehat{DID}_{+,t} + \frac{N_{0,1,t}}{N_s} \widehat{DID}_{-,t} \right) \quad (2)$$

Nessa expressão, $DID_{+,t}$ compara a evolução do resultado entre os grupos que transitam de não tratados para tratados entre $t - 1$ e t , e os grupos que permanecem não tratados nos dois

⁴ Implementado por meio da função *did_multiplegt_old*, disponibilizada pelos autores no GitHub e executada no ambiente R.

períodos. Simetricamente, $DID_{-,t}$ compara os grupos que permanecem tratados com aqueles que transitam de tratados para não tratados, capturando o efeito da reversão do tratamento, canal relevante dada a dinâmica de saídas da LMP. Os pesos $N_{1,0,t}$ e $N_{0,1,t}$ correspondem, respectivamente, ao número de observações nos grupos que entram e que saem do tratamento em t , enquanto $N_s = \sum_t (N_{1,0,t} + N_{0,1,t})$ é o total de observações em períodos de mudança de tratamento, que serve como denominador normalizador. Sob a suposição de Tendências Paralelas para grupos com o mesmo status de tratamento em $t - 1$ e de existência de grupos estáveis em cada período demonstra-se que W_{TC} identifica o efeito médio do tratamento nos municípios que efetivamente mudam seu status, o *average treatment effect on switchers* (Δ^S), formalmente estabelecido no Teorema 2 de Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020).

Para além do efeito instantâneo, o estimador é estendido a uma análise dinâmica com horizonte l variando de zero a dez períodos, onde l representa o número de períodos decorridos após (ou antes, no caso dos placebos) da mudança de status de tratamento. A cada horizonte l , o estimador calcula o efeito médio correspondente, comparando a evolução do resultado entre grupos que mudaram o tratamento l períodos antes e grupos estáveis ao longo do mesmo intervalo. O efeito instantâneo ($l = 0$), denominado WTC, constitui o parâmetro de interesse principal reportado nas tabelas deste estudo. A sequência completa de efeitos dinâmicos, disponível nos gráficos de event study, permite identificar se o impacto da LMP sobre os indicadores de saúde foi imediato, acumulou-se ao longo do tempo ou se deteriorou conforme as reformas institucionais e as saídas da lista ocorriam após 2011.

A validação empírica da suposição de Tendências Paralelas é conduzida por meio do estimando de placebo W_{TC}^{Pl} , definido no Teorema 3 de Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020). Para cada horizonte l , o estimador calcula um DID análogo ao efeito instantâneo, porém comparando a evolução do resultado l períodos antes da mudança de tratamento, período em que, pela premissa, nenhum efeito deveria ser observado. Formalmente, sob a validade da suposição de identificação, $W_{TC}^{Pl} = 0$, sua não nulidade constitui evidência direta de trajetórias pré-tratamento divergentes entre grupos. Os placebos são calculados para $l = 1, 2, 3$ e 4 , intervalo determinado pela extensão da janela pré-tratamento disponível: como a primeira coorte entra na lista em 2008 e o painel inicia em 2004, o horizonte máximo verificável sem perda de observações é $l = 4$, que ancora o teste nos quatro anos imediatamente anteriores ao tratamento para a coorte mais antiga. Os placebos são estimados individualmente para cada horizonte, e coeficientes próximos a zero e não significativos ao nível de 5% são interpretados como suporte à premissa de tendências paralelas. A ausência de controles tempo-variantes na

especificação decorre da mecânica intrínseca do estimador: ao restringir cada DID a grupos com o mesmo status de tratamento em $t - 1$, o estimador já controla implicitamente parte das diferenças sistemáticas entre grupos, tornando a premissa de tendências paralelas condicionais aplicável sem a necessidade de incluir covariadas explícitas na função de estimação.

A inferência estatística nos estimadores de Callaway e Sant'Anna (2021) e Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020) é conduzida via bootstrap com 400 replicações. Em cenários de adoção escalonada com múltiplos períodos e heterogeneidade de efeitos entre coortes, as variâncias assintóticas analíticas derivadas sob homogeneidade de efeitos tendem a subestimar a variância real, tornando a inferência potencialmente anti-conservadora; o bootstrap supera essa limitação ao aproximar a distribuição amostral de forma empírica. O procedimento sorteia municípios inteiros com reposição, mantendo os blocos temporais intactos, de modo a preservar a estrutura de dependência temporal e mitigar os vieses da correlação serial intragrupo, característica intrínseca a painéis municipais de longo prazo (Cameron; Gelbach; Miller, 2008).

4.1.4 Terceiro modelo: Diferenças em Diferenças Espacial (SDiD) via Chagas & Andrade

A validade dos estimadores de Diferenças em Diferenças (DiD) utilizados nas seções anteriores repousa sobre a suposição de ausência de interferência entre unidades, formalizada pela Hipótese de Estabilidade do Valor do Tratamento na Unidade (SUTVA). Contudo, essa premissa é frequentemente irrealista em contextos marcados por forte interdependência territorial, como o da Amazônia Legal. Dinâmicas ambientais, sociais e epidemiológicas frequentemente ultrapassam os limites administrativos municipais, comprometendo a validade dos estimadores tradicionais, visto que a poluição gerada por queimadas pode se deslocar por centenas de quilômetros e impactar a saúde de populações em municípios distantes dos focos (Sant'Anna; Rocha, 2020). Da mesma forma, o controle de vetores de doenças infecciosas pode gerar externalidades sanitárias positivas em regiões adjacentes.

Reconhecendo essa potencial violação da SUTVA, este trabalho adota o modelo de Diferenças em Diferenças Espacial (SDiD) em sua formulação irrestrita, conforme proposto recentemente por Chagas e Andrade (2024). A vantagem fundamental deste modelo em relação a especificações espaciais tradicionais (como as de Delgado e Florax (2015)) é a sua capacidade de desdobrar o efeito de transbordamento (*spillover*) em dois canais distintos, enquanto o modelo restrito estima um único coeficiente médio de vizinhança, fundindo os efeitos sobre municípios tratados e não tratados, o modelo irrestrito separa o efeito sobre municípios tratados que possuem vizinhos também tratados do efeito sobre municípios de controle expostos a vizinhos tratados. Essa distinção é central para este estudo, pois permite identificar se os co-

benefícios sanitários da LMP transbordam para além dos municípios diretamente contemplados pela política.

Diferentemente dos modelos DiD das seções anteriores, que operam sobre a amostra pareada pelo CEM (177 municípios), o SDiD é estimado para o conjunto completo de 807 municípios da Amazônia Legal com dados completos no período 2004–2019. Essa escolha justifica-se pela necessidade de capturar a estrutura de vizinhança real do território. Os controles puros, municípios que nunca integraram a lista e não possuem nenhum vizinho tratado, estão concentrados no norte do Amazonas e no oeste do Pará, regiões geograficamente afastadas do arco do desmatamento. A restrição ao subconjunto pareado os excluiria, comprometendo a identificação dos efeitos de transbordamento, pois são precisamente esses municípios que fornecem o contrafactual limpo exigido pelo modelo irrestrito de Chagas e Andrade (2024).

Sob o framework de Chagas e Andrade (2024), que relaxa a SUTVA assumindo a proporcionalidade e aditividade dos efeitos de vizinhança, a especificação do SDiD irrestrito é dada por:

$$Y_{it} = \beta_d D_{it} + \beta_t D_{it} \sum_j w_{ij} D_{jt} + \beta_u (1 - D_{it}) \sum_j w_{ij} D_{jt} + \gamma' X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

Nessa equação, Y_{it} representa o desfecho de saúde para o município i no tempo t ; D_{it} é a variável binária que indica se o município i integra a LMP no ano t , assumindo valor 1 quando tratado e 0 caso contrário. A identificação por Diferenças em Diferenças decorre da combinação de D_{it} com os efeitos fixos municipais α_i e temporais λ_t que absorvem os níveis individuais e as tendências comuns, de modo que não é necessário interagir D_{it} com uma dummy de tempo separada. X_{it} é o vetor de covariáveis tempo-variantes, composto pela taxa de desmatamento, pelo PIB per capita real, pela dummy de alinhamento partidário do prefeito e pela anomalia de precipitação pluviométrica. O termo $\sum_j w_{ij} D_{jt}$ representa a proporção de vizinhos do município i que estão sendo tratados no período t , construído a partir de uma matriz de pesos espaciais W padronizada por linhas.

Os três coeficientes de interesse desta equação possuem interpretações causais distintas, alinhadas com a notação do seu código:

- β_d (ATET direto): Captura o Efeito Médio de Tratamento direto sobre os tratados, isolado da influência dos vizinhos;

- β_t (ASET): É o Efeito Médio de Transbordamento sobre os Tratados (*Average Spillover Effect on Treated*) medindo o efeito marginal adicional sobre um município tratado decorrente do fato de seus vizinhos também estarem sob tratamento;
- β_u (ASENT): É o Efeito Médio de Transbordamento sobre os Não Tratados (*Average Spillover Effect on Untreated*) estimando o impacto causal sobre municípios que não integraram a lista, mas que sofrem influência espacial dos vizinhos listados. Um β_u significativo confirma formalmente a violação da SUTVA e evidencia co-benefícios indiretos da política.

A identificação causal desses três parâmetros exige a existência de um grupo de referência estrito, não contaminado pela política. Seguindo Chagas e Andrade (2024), a categoria base omitida na estimação é composta exclusivamente pelos controles puros, municípios que nunca integraram a LMP e que, simultaneamente, não possuem nenhum vizinho tratado ao longo de todo o período analisado. É em relação a esse contrafactual limpo que os efeitos diretos e de transbordamento são mensurados.

Uma contribuição metodológica central desta análise consiste na extensão da Equação (3) para um formato de Estudo de Eventos Espacial, conforme a equação (25) de Chagas e Andrade (2024). A especificação dinâmica, denominada aqui Equação (3.1), introduz defasagens e avanços temporais nos três regressores da equação estática, estimando para cada período relativo k em relação ao início do tratamento um coeficiente dinâmico correspondente a cada canal, com $k = -1$ como período de referência ancorado em zero:

$$Y_{it} = \sum_{k \neq -1} \beta_{dk} D_{i,t-k} + \sum_{k \neq -1} \beta_{tk} D_{i,t-k} \sum_j w_{ij} D_{j,t-k} + \sum_{k \neq -1} \beta_{uk} (1 - D_{i,t-k}) \sum_j w_{ij} D_{j,t-k} + \gamma' X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3.1)$$

Os coeficientes β_{dk} , β_{tk} e β_{uk} traçam, respectivamente, a trajetória temporal do efeito direto sobre os municípios tratados, do efeito marginal de ter vizinhos tratados sobre os próprios municípios tratados (ASET dinâmico) e do efeito de transbordamento sobre municípios de controle geograficamente expostos a vizinhos tratados (ASENT dinâmico). Chagas e Andrade (2024) demonstram formalmente que essa extensão não compromete a identificação causal dos parâmetros. Os coeficientes para $k < 0$ funcionam como testes de placebo, permitindo verificar a hipótese de tendências paralelas e a ausência de efeitos antecipatórios separadamente para cada canal de impacto. O grupo de controles puros serve como contrafactual de referência implícita, mantido na linha zero dos gráficos de estudo de eventos.

4.1.5 Construção da matriz de pesos espaciais e diagnóstico de dependência espacial para o modelo espacial

A matriz de pesos espaciais W ocupa papel central em qualquer análise de dependência espacial, pois define formalmente a noção de vizinhança entre as unidades de observação e, por consequência, condiciona toda a inferência sobre autocorrelação e transbordamento (Anselin, 1988). A literatura oferece diferentes critérios para sua construção, sendo os mais utilizados a contiguidade, que considera vizinhos os municípios que compartilham fronteira, e os k -vizinhos mais próximos, que definem a vizinhança por proximidade geográfica independentemente de fronteiras administrativas (LeSage e Pace, 2009). Dentro dos critérios de contiguidade, a especificação rainha (queen) considera vizinhos os municípios que compartilham qualquer ponto de fronteira, incluindo vértices, enquanto a especificação torre (rook) exige o compartilhamento de um lado completo (Cliff; Ord, 1981; Anselin, 1988).

Neste trabalho, optou-se pela contiguidade do tipo rainha com aplicação de um buffer de 2 km aos limites municipais antes do cálculo da vizinhança. A escolha do buffer decorre de duas considerações práticas. Primeiro, os limites oficiais do IBGE apresentam erros de georreferenciamento que podem registrar como não contíguos municípios que, na prática, compartilham fronteira. Segundo, e mais substantivamente, a Amazônia Legal possui extensa malha de propriedades rurais, estradas vicinais e corredores ecológicos que conectam municípios cujas sedes administrativas estão fisicamente próximas, mas cujos polígonos oficiais não se tocam. Um buffer de 2 km captura essas conexões sem ampliar excessivamente a vizinhança para municípios genuinamente distantes, dado que a distância média entre sedes municipais na região é de ordem muito superior a esse valor (Chagas e Andrade, 2024). A preferência pela especificação rainha em relação aos k -vizinhos mais próximos decorre, adicionalmente, de uma razão substantiva: o mecanismo de transmissão dos efeitos da LMP é essencialmente fronteiro. A fiscalização ambiental opera sobre jurisdições contíguas, as emissões de material particulado geradas por queimadas se propagam sobretudo a partir de áreas de fronteira compartilhada, e o efeito de deslocamento de atividades ilegais entre municípios ocorre ao longo de limites administrativos, não em função da distância linear entre sedes (Pfaff; Robalino, 2017; Arima *et al.*, 2011). A contiguidade rainha captura com maior fidelidade essas conexões do que critérios de proximidade euclidiana, que podem incluir pares de municípios geograficamente próximos mas sem fronteira comum e excluir municípios contíguos com sedes administrativas mais afastadas (Anselin, 2002). A matriz resultante foi

padronizada por linhas, de modo que a soma dos pesos de cada município seja 1 (Lesage; Pace, 2009).

O diagnóstico de dependência espacial é conduzido em dois níveis. O primeiro é o I de Moran Global, que mede o grau de autocorrelação espacial de uma variável para o conjunto da amostra. Sob a hipótese nula de distribuição aleatória no espaço, o I de Moran assume valor esperado próximo de zero, e sua significância é avaliada por um z-score derivado da variância analítica da estatística, conforme formalizado por Cliff e Ord (1981) e Anselin (1988). Embora a inferência via permutações de Monte Carlo, com 999 iterações, seja procedimento padrão em softwares como o GeoDa (Anselin, Syabri; Kho, 2006), a abordagem analítica é matematicamente equivalente em amostras de tamanho moderado a grande, computacionalmente eficiente e permite o reporte direto de $Var(I)$ e do z-score, tornando os resultados replicáveis sem dependência de semente aleatória. Valores positivos e significativos indicam que municípios com valores semelhantes da variável tendem a ser vizinhos entre si, enquanto valores negativos indicariam um padrão de alternância espacial (Cliff; Ord, 1981).

O segundo nível é o Índice Local de Associação Espacial (LISA), que decompõe o I de Moran Global em contribuições individuais de cada município, permitindo identificar onde a autocorrelação se concentra e qual padrão local ela assume (Anselin, 1995). Cada município é classificado em um de quatro quadrantes conforme o seu valor e o valor médio de seus vizinhos, sendo Alto-Alto e Baixo-Baixo indicativos de agrupamentos espaciais homogêneos, e Alto-Baixo e Baixo-Alto indicativos de pontos de descontinuidade espacial. Empregou-se a inferência analítica sob randomização, de forma análoga ao procedimento do I de Moran Global, para avaliar a significância de cada estatística local. Essa escolha metodológica assegura a comparabilidade entre os níveis de associação global e local, mantendo a consistência estatística de todo o diagnóstico espacial.

Como a escolha da matriz de pesos envolve necessariamente algum grau de arbitrariedade, procedeu-se a uma validação empírica da estrutura adotada em paralelo a testes de sensibilidade do modelo. Para avaliar o desempenho estatístico de W , o I de Moran Global das seis variáveis de interesse foram recalculados sob sete especificações distintas: a especificação principal (Rainha) e seis matrizes alternativas, a contiguidade rainha de segunda ordem, k -vizinhos mais próximos ($k = 4, 6$ e 8) e distância inversa ao quadrado (LeSage; Pace, 2009; Stakhovych; Bijmolt, 2009). Os resultados dessa comparação, dispostos na Tabela A.2 do Apêndice A, indicam que as especificações baseadas em contiguidade (rainha) apresentam os valores de I de Moran mais elevados para a maioria das variáveis, superando de forma consistente os critérios de proximidade por vizinhos e de decaimento por distância, com

margens expressivas para os indicadores de desmatamento e queimadas. Essa superioridade quantitativa reforça empiricamente o argumento substantivo de que a fronteira compartilhada é a unidade de análise correta para o processo de difusão da política em estudo.

Por fim, como teste de robustez estrito da estratégia econométrica, o modelo SDiD completo foi reestimado substituindo a matriz principal pelas seis estruturas espaciais alternativas. As estimativas para o efeito direto (β_d) e para os efeitos de transbordamento (β_t e β_u), detalhadas na Tabela A.3 no Apêndice A, revelaram-se altamente estáveis em termos de sinal, magnitude e significância estatística em todas as rodadas. Esse comportamento confirma que a escolha da matriz rainha, além de metodologicamente fundamentada e superior na detecção de autocorrelação, não condiciona de forma arbitrária as conclusões macro da dissertação.

4.1.6 Limitações da Estratégia Empírica

Apesar da especificação econométrica adotada, algumas limitações inerentes aos modelos espaciais e à avaliação de políticas públicas devem ser reconhecidas. A primeira refere-se à hipótese de estacionariedade espacial, segundo a qual o processo gerador dos dados e o efeito da política são constantes ao longo do espaço. Como discutido por Anselin (1988), a heterogeneidade espacial não observada, decorrente de diferenças institucionais, culturais ou econômicas específicas de sub-regiões da Amazônia, pode introduzir viés nas estimativas caso não seja adequadamente controlada. O uso de efeitos fixos municipais absorve parte dessa heterogeneidade, mas não garante que a forma funcional linear adotada capture toda a complexidade das interações ecológicas locais.

A segunda limitação refere-se à suposição de independência condicional subjacente à estratégia de identificação causal. Mesmo com o uso de estimadores robustos a viés de adoção escalonada (Callaway e Sant'Anna, 2021; Chaisemartin e D'Haultfoeuille, 2020), assume-se que, após o pareamento por covariadas observáveis via CEM e o controle por efeitos fixos, não há variáveis omitidas que afetem simultaneamente a entrada na LMP e os desfechos de saúde analisados.

A terceira limitação, refere-se às escolhas que a construção da matriz W envolve, em particular a definição do critério de contiguidade e do buffer de 2 km. Os testes de sensibilidade apresentados no Apêndice A indicam estabilidade dos resultados sob especificações alternativas, mas não é possível garantir que a estrutura de dependência espacial real seja perfeitamente capturada por nenhuma matriz W .

Uma quarta limitação diz respeito às hipóteses estruturais do próprio modelo SDiD. A especificação de Chagas e Andrade (2024) impõe, a priori, que os efeitos de vizinhança sejam proporcionais à fração de vizinhos tratados e que se propaguem de forma linear e aditiva sobre os desfechos. Nas abordagens tradicionais da econometria espacial, reunidas na tradição de Florax, Folmer e Rey (2003) e LeSage e Pace (2009), a estrutura espacial é selecionada empiricamente por meio de testes diagnósticos (LM-lag e LM-erro) que identificam se o processo espacial opera sobre a variável dependente (SAR) ou sobre os erros da regressão (SEM), permitindo ajuste da especificação aos dados. Diferentemente dessa abordagem, este trabalho opta pela estrutura SLX (Spatial Lag of X) intrínseca ao SDiD irrestrito, em que os efeitos espaciais operam sobre a variável de tratamento exógena e não sobre a variável dependente ou os erros (LeSage e Pace, 2009). Essa escolha fundamenta-se na natureza do mecanismo causal em análise, pois o transbordamento da política ocorre via exposição geográfica a vizinhos tratados (externalidade direta do tratamento), e não necessariamente por meio de um processo autorregressivo na variável dependente ou nos erros. Assim, abdica-se da seleção empírica via testes LM em favor de uma especificação teoricamente orientada e consistente com o framework de Chagas e Andrade (2024), garantindo que os spillovers capturados reflitam a difusão espacial da política pública e não ruídos de autocorrelação não observada.

Com o objetivo de endereçar empiricamente as limitações identificadas e validar a estratégia de identificação adotada, quatro testes de robustez são conduzidos após a estimação dos modelos principais. O primeiro é o teste de dependência cross-sectional de Pesaran (2004), aplicado aos resíduos do modelo within para cada desfecho. Na Amazônia Legal, choques climáticos como episódios de seca associados ao El Niño, surtos de vetores e decisões federais de fiscalização ambiental afetam simultaneamente múltiplos municípios, gerando correlação entre os resíduos que um DiD convencional ignora e que pode inflar artificialmente a significância dos resultados; o teste quantifica essa dependência e valida a necessidade da estrutura espacial explícita do SDiD. O segundo é o Índice de Moran Global aplicado aos resíduos dos modelos SDiD em anos selecionados, que avalia em que medida os termos de transbordamento do modelo absorvem a autocorrelação espacial das variáveis de resultado, dado que processos ecológicos como a propagação de fumaça e o deslocamento de vetores não respeitam fronteiras municipais (Anselin, 1988).

O terceiro é o teste de placebo temporal, que desloca o tratamento hipotético três anos antes da entrada efetiva na LMP. Como a lista seleciona municípios por pressão de desmatamento, há risco de que os municípios elegíveis já estivessem em trajetória distinta antes

da política, o que contaminaria a comparação com o grupo de controle; a ausência de efeito significativo no período anterior à vigência da LMP é condição necessária para a validade da hipótese de tendências paralelas (Roth, 2022). O quarto é a decomposição de Goodman-Bacon (2021), que examina se as estimativas do TWFE são dominadas por comparações enviesadas entre grupos tratados em diferentes estágios de adoção, problema especialmente relevante dado o caráter escalonado da LMP entre 2008 e 2011; a eventual impossibilidade de execução do teste, por exigir tratamento estritamente absorvente, é em si informativa sobre a natureza não monotônica do desenho institucional da política e reforça a pertinência do estimador de Chaisemartin e D'Haultfœuille (2020) como alternativa robusta.

4.2 Construção dos indicadores de saúde

Para capturar os efeitos da política sobre a saúde pública de forma granular, este estudo constrói três indicadores de morbidade hospitalar. O primeiro é o Indicador de Internação por Doenças Respiratórias (IDR), construído a partir do total de internações por doenças do aparelho respiratório⁵, visando capturar os impactos da degradação da qualidade do ar, especialmente associados à fumaça de queimadas. O indicador é expresso como o número de internações por mil habitantes, calculado pela razão entre o total de internações e a população residente do município, multiplicada por mil.

Para as doenças transmitidas por vetores, o estudo constrói dois indicadores distintos, o Indicador de Internação por Dengue (IDEN) e o Indicador de Internação por Malária (IMAL), ambos calculados de forma análoga ao IDR. Essa desagregação justifica-se pelas distintas dinâmicas ecológicas e vetoriais envolvidas. A malária na região amazônica está fortemente ligada ao desmatamento de florestas primárias e a vetores silvestres em áreas de fronteira (Bauhoff; Busch, 2020; Ellwanger *et al.*, 2020). A dengue, por sua vez, também é investigada em relação ao desmatamento, sob a hipótese teórica de que a alteração de habitats e a expansão da fronteira agrícola poderiam favorecer a proliferação do *Aedes aegypti* (Husnina *et al.*, 2019; Kalbus *et al.*, 2021). Contudo, a arbovirose responde essencialmente a fatores urbanos e antrópicos, como o armazenamento inadequado de água e a densidade populacional em zonas

⁵ A classificação das doenças segue o padrão da Organização Mundial da Saúde (OMS), a Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde, 10ª Revisão (CID-10). Para o contexto brasileiro, a aplicação e consulta dos códigos são disponibilizadas pelo Ministério da Saúde, por meio do DATASUS. As doenças do aparelho respiratório consideradas no índice (IDR) correspondem ao Capítulo X do referido manual, que abrange os códigos de J00 a J99. Dentre as principais categorias incluídas, destacam-se: Infecções agudas das vias aéreas superiores (J00-J06), Influenza [gripe] e Pneumonia (J09-J18), Bronquite e bronquiolite agudas (J20-J21) e Asma (J45-J46).

periurbanas (Viana; Ignotti, 2013). A separação evita que efeitos heterogêneos da política sobre cada enfermidade sejam mascarados em uma análise agregada.

Formalmente, para um município i no ano t , cada indicador é expresso pela razão entre o número absoluto de internações e a população residente, multiplicada por mil. Adicionalmente, para investigar os canais de transmissão da política, foram construídas duas variáveis de resultado ambientais: (i) a Taxa de Desmatamento, calculada como a razão entre a área desmatada no ano e a vegetação natural remanescente; e (ii) o total de Focos de Queimadas detectados por satélite no município-ano. Os modelos de Diferenças em Diferenças e o modelo espacial (SDID) foram estimados para cada uma dessas variáveis em seu nível original⁶, preservando a interpretação econômica direta dos impactos em termos de "casos evitados" ou "hectares/focos reduzidos".

4.3 Descrição dos dados

Os dados utilizados consistem em um painel municipal desbalanceado para os anos de 2004 a 2019. A unidade de análise inicial compreende 807 municípios da Amazônia Legal, definidos conforme os critérios geográficos oficiais, englobando a totalidade dos estados da região Norte, além do Maranhão (MA) e do Mato Grosso (MT). A definição de 2019 como limite superior do painel justifica-se pela necessidade de isolar os efeitos da política de um choque exógeno severo, a pandemia da COVID-19. A inclusão de anos posteriores introduziria um viés na análise, em razão das alterações nos padrões de busca por atendimento hospitalar e na sobrecarga do sistema de saúde a partir de 2020. Adicionalmente, o recorte preserva a avaliação do desenho original da LMP, focado em sanções, antes da reforma estrutural promovida pelo Decreto nº 11.687/2023. A relação completa dos municípios que ingressaram, saíram e reingressaram na lista ao longo do tempo encontra-se detalhada no Apêndice A, Tabela A.1.

As variáveis de resultado de saúde são os três indicadores de morbidade hospitalar construídos na Seção anterior (IDR, IDEN e IMAL) obtidos a partir dos microdados do Sistema

⁶ Embora a literatura econométrica frequentemente recomende a transformação logarítmica de variáveis de saúde para lidar com assimetrias na distribuição (Wooldridge, 2013), os modelos deste estudo foram estimados utilizando as taxas em seus níveis originais. Durante a fase de robustez, testou-se a especificação com logaritmo natural $\ln(1 + \text{índice})$. Contudo, a especificação em nível revelou-se superior por dois motivos: (i) preservou a significância estatística dos efeitos diretos e, crucialmente, dos efeitos de transbordamento espacial (*spillover*) no modelo SDID, que foram suprimidos pela compressão da variância inerente ao log; e (ii) permitiu uma interpretação econômica mais direta e intuitiva das estimativas, expressando o impacto da política em termos de "casos evitados por mil habitantes", facilitando a tradução dos resultados para a formulação de políticas públicas.

de Informações Hospitalares (SIH/SUS) via plataforma TabNet/DATASUS, com a população residente fornecida pelo IBGE via Base dos Dados.

Para a investigação dos canais de transmissão (mecanismos) da política, foram construídas duas variáveis de resultado ambientais obtidas via monitoramento por satélite do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), acessados pela Base dos Dados. A primeira é a Taxa de Desmatamento, calculada pela razão entre a área desmatada anualmente e a vegetação natural remanescente no município (dados do PRODES). A segunda é o total de focos de calor (queimadas) detectados por satélite, obtido por meio dos microdados do programa Queimadas do INPE. A identificação dos municípios tratados pela Lista de Municípios Prioritários (LMP) foi realizada a partir da análise documental das Portarias do Ministério do Meio Ambiente (MMA), mapeando-se as datas exatas de ingresso, saída (para a lista de monitorados) e eventuais reingressos de cada município ao longo do tempo. Essas informações estão sistematizadas na Tabela A1 do Apêndice.

As covariadas utilizadas na estratégia empírica foram descritas individualmente em cada modelo. O Quadro 1 consolida todas as variáveis do estudo, incluindo as de resultado, os canais ambientais, a variável de tratamento e as covariadas, com suas respectivas descrições, fontes, transformações e os modelos em que são empregadas. Para a estimação dos modelos espaciais, utilizaram-se os shapefiles dos municípios via pacote geobr para a construção da matriz de pesos espaciais W padronizada por linhas.

Quadro 1 Descrição das variáveis, unidades de medida e fontes

Variável	Descrição	Modelos	Fonte
Variáveis de Resultado			
IDR	Internações por Doenças Respiratórias (CID-10: J00–J99) por mil habitantes.	C&S; C&H; SDiD	SIH/SUS — TabNet/DATASUS
IDEN	Internações por Dengue por mil habitantes.	C&S; C&H; SDiD	SIH/SUS — TabNet/DATASUS
IMAL	Internações por Malária por mil habitantes.	C&S; C&H; SDiD	SIH/SUS — TabNet/DATASUS
Canais Ambientais (Mecanismos)			
Queimadas	Total de focos de calor (queimadas) detectados por satélite no município no ano.	C&S; C&H; SDiD	INPE — Programa Queimadas
Desmatamento	Taxa anual: razão entre área desmatada e vegetação remanescente. Para o CEM: log do acumulado nos 3 anos anteriores (log_desm_3). ²	C&S; C&H; SDiD; CEM ²	INPE — PRODES
Covariáveis de Controle			
PIB per capita	PIB per capita real, deflacionado pelo IPCA (base: dez/2011). No CEM: log, medido em 2007. ¹	C&S; SDiD; CEM ¹	IBGE - Contas Nacionais;
Leitos / mil hab.	Média anual de leitos hospitalares disponíveis por mil habitantes. Controla a oferta de saúde. Medido em 2007. ¹	CEM ¹	SIH/SUS — TabNet/DATASUS
Alinhamento prefeito	Dummy dinâmica: alinhamento partidário entre o prefeito e o presidente no ano t. No CEM: medida em 2007. ¹	C&S; SDiD; CEM ¹	TSE
Alinhamento governador	Dummy dinâmica: alinhamento partidário entre o governador e o presidente no ano t. No CEM: medida em 2007. ¹	C&S; CEM ¹	TSE
Anomalia de precipitação	Desvio do total precipitado anual em relação à média histórica 2004–2015 para o centróide de cada município.	C&S; SDiD	NASA POWER
Estrutura Espacial			
Matriz W	Pesos espaciais: contiguidade rainha, buffer de 2 km, padronizada por linhas. Utilizada nos termos de vizinhança do SDiD.	SDiD	Shapefiles geobr (R)

Fonte: Elaboração própria

¹ Covariadas do CEM medidas em 2007 (ano-base do pareamento); as mesmas variáveis entram como controles tempo-variantes (2004–2019) nos modelos de painel onde indicado.

² O CEM usa a variável log_desm_3 (log do desmatamento acumulado nos 3 anos anteriores); os modelos de painel usam a taxa anual normalizada pela vegetação remanescente.

³ O estimador C&H não inclui covariadas explícitas, a purificação das comparações controla implicitamente para diferenças sistemáticas entre grupos.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Caracterização das amostras e validação da estratégia empírica

Esta seção caracteriza as amostras utilizadas na análise empírica e avalia a validade da estratégia contrafactual. A seção está organizada em três partes. Na primeira, apresenta-se a amostra completa de 807 municípios da Amazônia Legal, que serve simultaneamente como base para as estatísticas descritivas gerais e para a estimação do modelo SDiD, cujo grupo de controle não é restrito pelo pareamento. Na segunda, descreve-se a amostra pareada via CEM (177 municípios), construída a partir dessa mesma base e utilizada como suporte para os modelos DiD de Callaway e Sant'Anna e de Chaisemartin e D'Haultfoeuille, além da verificação da qualidade do balanceamento obtido pelo procedimento de pareamento e da evolução das tendências pré-tratamento dos indicadores.

5.1.1 Amostra completa (utilizada no SDiD)

A Tabela 1 caracteriza os 807 municípios da Amazônia Legal com dados completos no período 2004–2019, distinguindo os três grupos operacionais do modelo SDiD: municípios tratados pela LMP, municípios de controle com vizinhos tratados, potencialmente expostos ao ASENT, e controles puros, que nunca integraram a lista e não possuem nenhum vizinho listado ao longo de todo o período analisado. As estatísticas descritivas são apresentadas separadamente para os períodos pré-tratamento (2004–2007) e pós-tratamento (2008–2019), permitindo comparar as condições dos grupos antes e após a implementação da política.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas da amostra utilizada no SDiD, nos períodos pré-tratamento (2004–2007) e pós-tratamento (2008–2019)

Variável	Tratado (LMP) (Pre)	Tratado (LMP) (Pos)	Controle vizinho tratado (Pre)	Controle vizinho tratado (Pos)	Controle puro (Pre)	Controle puro (Pos)
IDR (mil hab.)	12.2	7.71	8.88	6.94	7.31	5.62
IDEN (mil hab.)	0.42	0.68	0.53	0.67	0.44	0.55
IMAL (mil hab.)	0.83	0.17	0.44	0.13	0.27	0.06
Desmatamento	0.58	0.75	1.85	2.32	18.13	19.32
Queimadas (focos)	1578	705	435	207	149	96
PIB per capita (R\$)	9994	15249	10085	14908	6854	10127
N (obs)	248	744	580	1740	2400	7200

Variável	Tratado (LMP) (Pre)	Tratado (LMP) (Pos)	Controle vizinho tratado (Pre)	Controle vizinho tratado (Pos)	Controle puro (Pre)	Controle puro (Pos)
N (municípios)	62	62	145	145	600	600

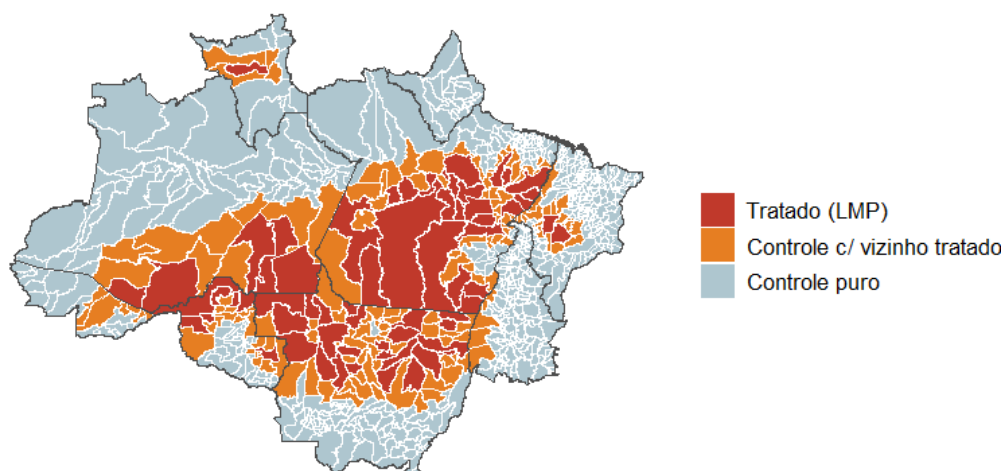
Fonte: Elaboração própria

No período pré-tratamento, os municípios tratados distinguem-se dos demais grupos por apresentar os maiores níveis médios de queimadas (1.578 focos) e de internações por doenças respiratórias (12,20 por mil hab.), respectivamente 3,6 vezes e 1,4 vezes superiores aos dos controles com vizinhos tratados, padrão coerente com a concentração da política no arco do desmatamento. Para a taxa de desmatamento, o gradiente entre grupos segue direção oposta, com controles puros apresentando taxas mais elevadas (18,13) que os tratados (0,58), resultado esperado da normalização da variável pela vegetação remanescente, que comprime os valores nos municípios com maior cobertura florestal absoluta. O PIB per capita pré-tratamento é comparável entre tratados (R\$ 9.994) e controles com vizinhos tratados (R\$ 10.085), enquanto os controles puros apresentam menor nível (R\$ 6.854).

A transição para o período pós-tratamento revela padrões descritivos de interesse, embora eles possam refletir tanto tendências regionais quanto efeitos da política, cuja separação é desenvolvida formalmente nas seções seguintes. Nos municípios tratados, observa-se redução nas queimadas (de 1.578 para 705 focos), nas internações de doenças respiratórias (de 12,20 para 7,71) e internações de malária (de 0,83 para 0,17), acompanhada de crescimento do PIB per capita (de R\$ 9.994 para R\$ 15.249) e aumento de internações por dengue (de 0,42 para 0,68). Padrão semelhante de queda nas queimadas e nas internações por doenças respiratórias é observado nos controles com vizinhos tratados (queimadas: de 435 para 207; internações por doenças respiratórias: de 8,88 para 6,94), movimento que será formalmente investigado pelo modelo SDiD. Os controles puros apresentam trajetórias mais estáveis em queimadas e de internações por doenças respiratórias, servindo como contrafactual de referência na estimação.

A Figura 1 apresenta a distribuição espacial dos três grupos. Confirma-se que os municípios tratados e os controles com vizinhos tratados concentram-se no sul do Pará e no Mato Grosso, região de maior pressão fundiária e histórico de desmatamento (Assunção; Rocha, 2019; Fearnside, 2005), enquanto os controles puros predominam no norte do Amazonas e no oeste do Pará, sub-regiões historicamente menos expostas ao ciclo desmatamento-queimadas. Essa segregação geográfica entre grupos é condição necessária para a identificação dos efeitos de transbordamento no SDiD, municípios tratados tendem a ter vizinhos também tratados (tornando o ASET identificável), enquanto os controles puros, geograficamente afastados, fornecem o contrafactual limpo exigido pelo modelo.

Figura 1 – Distribuição espacial LMP e controles SDID

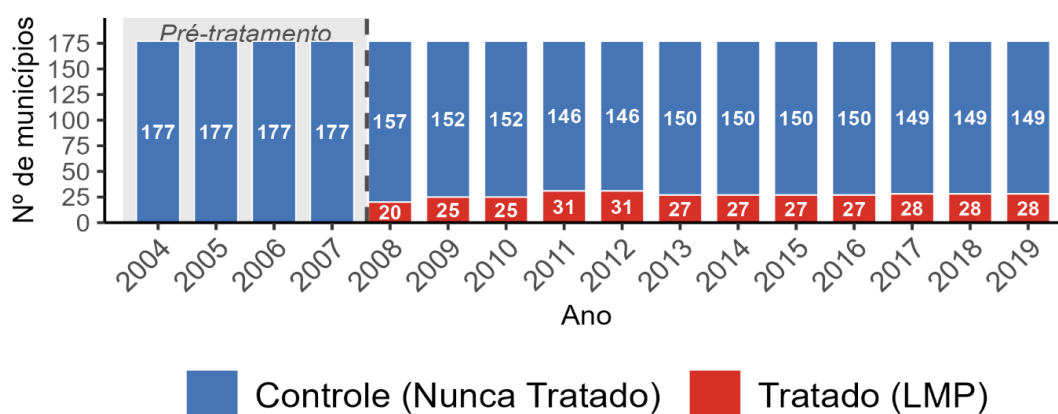


Fonte: Elaboração própria

5.1.2 Amostra pareada: descrição, balanceamento e tendências pré-tratamento

O procedimento CEM, aplicado sobre covariadas medidas em 2007, resultou em uma amostra final de 177 municípios, sendo 42 tratados (ingressaram na LMP entre 2008 e 2019) e 135 controles (nunca tratados). A Figura 2 ilustra a evolução anual da composição da amostra pareada, evidenciando a estrutura de adoção escalonada da política. No período pré-tratamento (2004–2007), todos os 177 municípios integram o grupo de controle. A partir de 2008, 20 municípios ingressam na LMP, número que cresce progressivamente até atingir o pico de 31 municípios sob tratamento em 2011 e 2012. As reduções observadas a partir de 2013 refletem saídas de municípios que cumpriram as metas ambientais estabelecidas pelo MMA. Essa variação temporal na composição do grupo tratado é precisamente o que motiva o uso de estimadores robustos à adoção escalonada em detrimento do estimador TWFE tradicional.

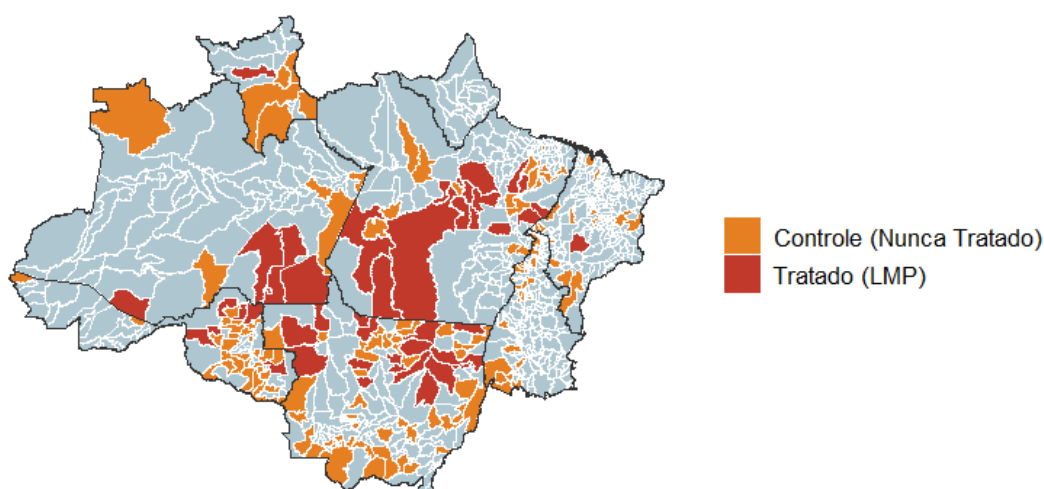
Figura 2 - Distribuição anual da amostra pareada por status de tratamento



Fonte: Elaboração própria

A Figura 3 apresenta a distribuição espacial dos 177 municípios da amostra pareada. Observa-se que tanto os municípios tratados quanto os controles encontram-se fortemente concentrados no "Arco do Desmatamento". Essa aglomeração espacial conjunta é um resultado positivo do procedimento CEM, ao equilibrar as covariadas, o algoritmo selecionou controles que compartilham o mesmo perfil de risco ambiental e pressão antrópica dos municípios tratados, evitando vieses que ocorreriam caso os controles fossem retirados de regiões com dinâmicas de desmatamento e vetores de doenças completamente distintas.

Figura 3 - Mapa da Amostra Pareada (Tratados vs. Controles) — Amazônia Legal



Fonte: Elaboração própria

A Tabela 2 apresenta as médias das covariadas para os grupos tratado e controle antes e após o procedimento CEM, bem como a Diferença Padronizada de Médias (SMD), utilizada para avaliar a qualidade do balanceamento.

Tabela 2 - Balanceamento das covariadas - *Coarsened Exact Matching* (CEM)

Covariada	Antes do pareamento			Após o pareamento (CEM)		
	Tratados	Controles	SMD	Tratados	Controles	SMD
Log(Desmatamento 3 anos)	9.135	7.350	2.855	8.911	8.636	0.440
Log(PIB per capita)	9.064	8.712	0.727	9.017	9.020	-0.006
Dummy Prefeito	0.100	0.090	0.034	0.048	0.048	0.000
Dummy Governador	0.350	0.193	0.330	0.310	0.310	0.000
Leitos/mil hab	1.641	1.494	0.136	1.749	1.665	0.077

Nota: $|SMD| < 0,25$ indica bom balanceamento. Covariadas medidas em 2007.

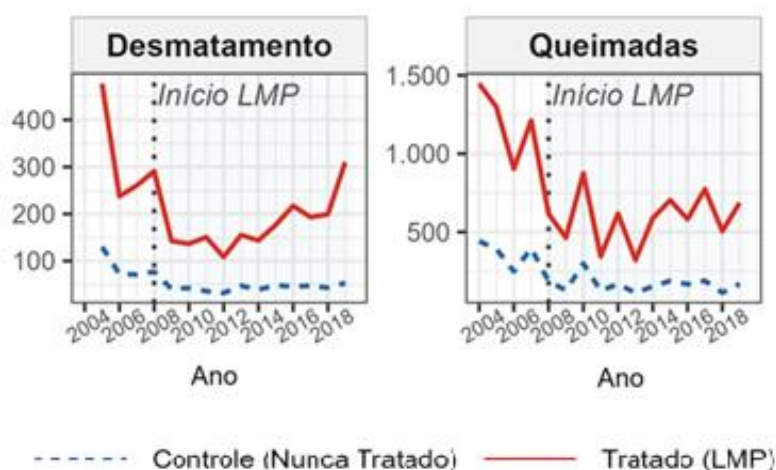
Fonte: Elaboração própria

A única covariada que fica ligeiramente acima do limiar de 0,25 (Rubin, 2001) é o log do desmatamento acumulado ($SMD = 0,44$). Todavia, essa magnitude é significativamente inferior ao viés inicial e é condizente com a natureza da política. A diferença residual é controlada nas estimações seguintes pela inclusão da taxa de desmatamento corrente como covariada tempo-variante, conforme sugerido por Melo (2020) e Chagas e Andrade (2024).

A Figura 4 traça a evolução das médias anuais do desmatamento e das queimadas entre 2004 e 2019. Para o desmatamento, o grupo tratado parte de taxa média muito superior à do grupo controle no período pré-tratamento, possível reflexo da normalização da variável pela vegetação remanescente, que comprime os valores nos municípios de maior cobertura florestal absoluta. Ambos os grupos exibem tendência de queda no período pré-tratamento, mais acentuada nos municípios tratados, com leve reversão ascendente a partir de 2012. A divergência nas trajetórias pré-tratamento sinaliza cautela na interpretação causal desse canal (Ferrante; Fearnside, 2019).

Para as queimadas, os municípios tratados partem de nível expressivamente superior ao dos controles no período pré-tratamento (média de 1.215 focos contra 370). Ambos os grupos exibem queda seguida de rebote no período pré-tratamento, mas com intensidade muito mais acentuada nos municípios tratados, padrão análogo ao observado para o desmatamento e que sinaliza cautela quanto à validade da hipótese de tendências paralelas para esse canal. A partir de 2008, ambos os grupos registram queda, mais acentuada nos municípios tratados, com alta volatilidade ano a ano, padrão esperado dado que os focos de calor respondem fortemente a variações climáticas sazonais e à dinâmica da fronteira agrícola (Aragão *et al.*, 2018; Ignotti *et al.*, 2010).

Figura 4 - Tendências paralelas – Canais



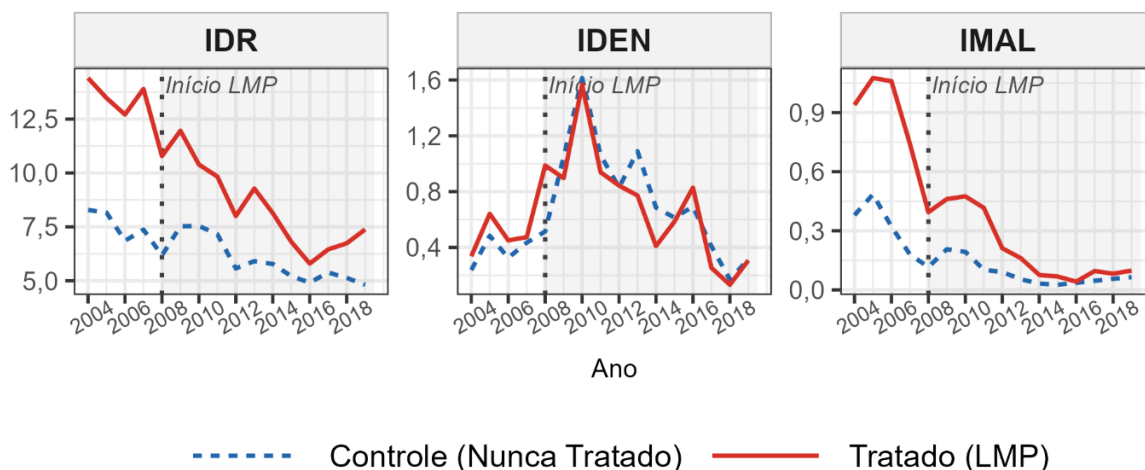
Fonte: Elaboração própria

A Figura 5 traça a evolução das médias anuais dos três indicadores de saúde entre 2004 e 2019. Para as internações de doenças respiratórias, ambos os grupos exibem trajetórias visualmente paralelas no período pré-tratamento (2004–2007), condição necessária para a validade do DiD. A partir de 2008, o grupo tratado apresenta queda mais acentuada, nos anos finais (2015–2019) observa-se leve reversão, possivelmente associada ao ciclo de saídas e reingressos na lista e ao enfraquecimento da fiscalização ambiental federal no período (Ferrante; Fearnside, 2019).

As internações de dengue apresentam dinâmica distinta dos demais indicadores. Ambos os grupos registram pico agudo entre 2009 e 2011, reflexo possivelmente da epidemia nacional de dengue (Teixeira *et al.*, 2013), seguido de queda e alta volatilidade ao longo dos anos 2010, se mantendo com níveis muito baixos. Ao longo de quase toda a série, tratados e controles mantêm trajetórias próximas, antes e após o tratamento.

Para as internações de malária, o grupo tratado parte de nível médio de 0,95 internações por mil habitantes no período pré-tratamento, valor superior ao do grupo controle (0,34), e apresenta queda acentuada e persistente ao longo de toda a série, convergindo para valores próximos a zero no período pós-tratamento. As trajetórias dos dois grupos no período pré-tratamento são visualmente paralelas, mas em níveis muito baixos.

Figura 5 – Tendencias paralelas – Indicadores de saúde



Fonte: Elaboração própria

5.2 Diagnóstico Espacial

Esta seção documenta a estrutura de dependência espacial dos dados, etapa prévia indispensável à estimação do modelo SDiD. O uso do estimador irrestrito de Chagas e Andrade (2024) só se justifica empiricamente se houver autocorrelação espacial efetiva nas variáveis de

resultado e no indicador de tratamento. Para tanto, calculou-se o Índice de Moran Global e a LISA para os índices de doenças, para seus respectivos canais e para a variável LMP.

5.2.1 Autocorrelação Espacial Global: Índice de Moran

A construção da matriz de pesos espaciais W e a mecânica dos testes de autocorrelação espacial foram detalhadas na Seção 4.1.5. A Tabela 3 reporta os resultados do I de Moran Global para as variáveis de interesse, calculado sob a hipótese de randomização, com a estatística z e a variância analítica reportadas para cada variável (Anselin, 1988; Cliff e Ord, 1981):

Tabela 3 - Teste de Autocorrelação Espacial Global (I de Moran)

Variável	I de Moran	Var(I)	Estatística z	p-valor	Significativo?
IDR	0.1351	4.248e-04	6.617	< 0,001	Sim
IDEN	0.1639	4.139e-04	8.118	< 0,001	Sim
IMAL	0.3795	3.825e-04	19.469	< 0,001	Sim
Desmatamento	0.1984	3.022e-04	11.485	< 0,001	Sim
Queimadas (focos)	0.3870	3.857e-04	19.770	< 0,001	Sim
LMP	0.2852	4.183e-04	14.006	< 0,001	Sim

$N = 807$ municípios (SDID). 0 ilha(s) excluída(s). $E(I) = -0.00124$ (constante dado N fixo).

Fonte: Elaboração própria

Como resultados tem-se que todas as variáveis rejeitam a hipótese nula de distribuição espacial aleatória ao nível de 0,1%, evidenciando autocorrelação espacial positiva generalizada na região. Municípios com valores elevados de qualquer das variáveis tendem sistematicamente a ser vizinhos de municípios igualmente elevados, o que confere robustez à estratégia de identificação por dependência espacial adotada neste trabalho.

A magnitude da autocorrelação difere consideravelmente entre os indicadores de saúde e guarda implicações interpretativas diretas para a análise dos spillovers. A malária (IMAL, $I = 0,3795$) apresenta o maior índice entre os indicadores de saúde, refletindo sua concentração endêmica em micro-regiões específicas da Amazônia, onde a proximidade com vetores silvestres e as condições precárias de moradia geram *clusters* de alta transmissão geograficamente persistentes (Santos; Almeida, 2018; Saccaro Junior; Mation; Sakowski, 2015). A dengue (IDEN, $I = 0,164$) exibe concentração positiva e significativa, porém de menor magnitude. A proliferação do *Aedes aegypti* é condicionada por dinâmicas urbanas locais

(armazenamento inadequado de água e densidade habitacional), o que limita estruturalmente o alcance espacial de sua transmissão em comparação a doenças com vetores silvestres de maior mobilidade (Viana; Ignotti, 2013). As doenças respiratórias (IDR, $I = 0,135$) apresentam o menor índice entre os três indicadores, mas ainda estatisticamente robusto. A autocorrelação reflete a distribuição compartilhada de fatores de risco atmosférico que transcendem os limites municipais, como a fumaça de queimadas, temperatura e umidade, cujos efeitos sobre a saúde respiratória em áreas vizinhas são bem documentados na Amazônia (Ignotti *et al.*, 2010; Sant'Anna; Rocha, 2020).

Os canais ambientais confirmam a plausibilidade do mecanismo de transmissão. As queimadas registram o maior índice de toda a análise ($I = 0,387$), coerente com a dinâmica de propagação de incêndios em biomas contínuos, em que o fogo escapa das áreas manejadas e avança sobre florestas adjacentes, gerando externalidades transfronteiriças intensas (Aragão *et al.*, 2018). O desmatamento ($I = 0,198$) exibe padrão intermediário, compatível com sua associação tanto a fatores locais de pressão fundiária quanto a dinâmicas regionais de fronteira agrícola (Ellwanger *et al.*, 2020; Chagas; Andrade, 2024).

O tratamento (LMP) apresenta autocorrelação moderada-alta ($I = 0,285$), confirmando que os municípios prioritários não estão distribuídos aleatoriamente no território. Há concentração espacial da política, decorrente tanto dos critérios de elegibilidade correlacionados com características geográficas quanto de possíveis efeitos de difusão institucional entre municípios vizinhos (Assunção; Rocha, 2019). Essa propriedade é condição necessária, embora não suficiente, para que os efeitos de transbordamento estimados pelo SDiD irrestrito sejam identificáveis e economicamente significativos.

5.2.2 Autocorrelação Espacial Local: *Clusters* LISA

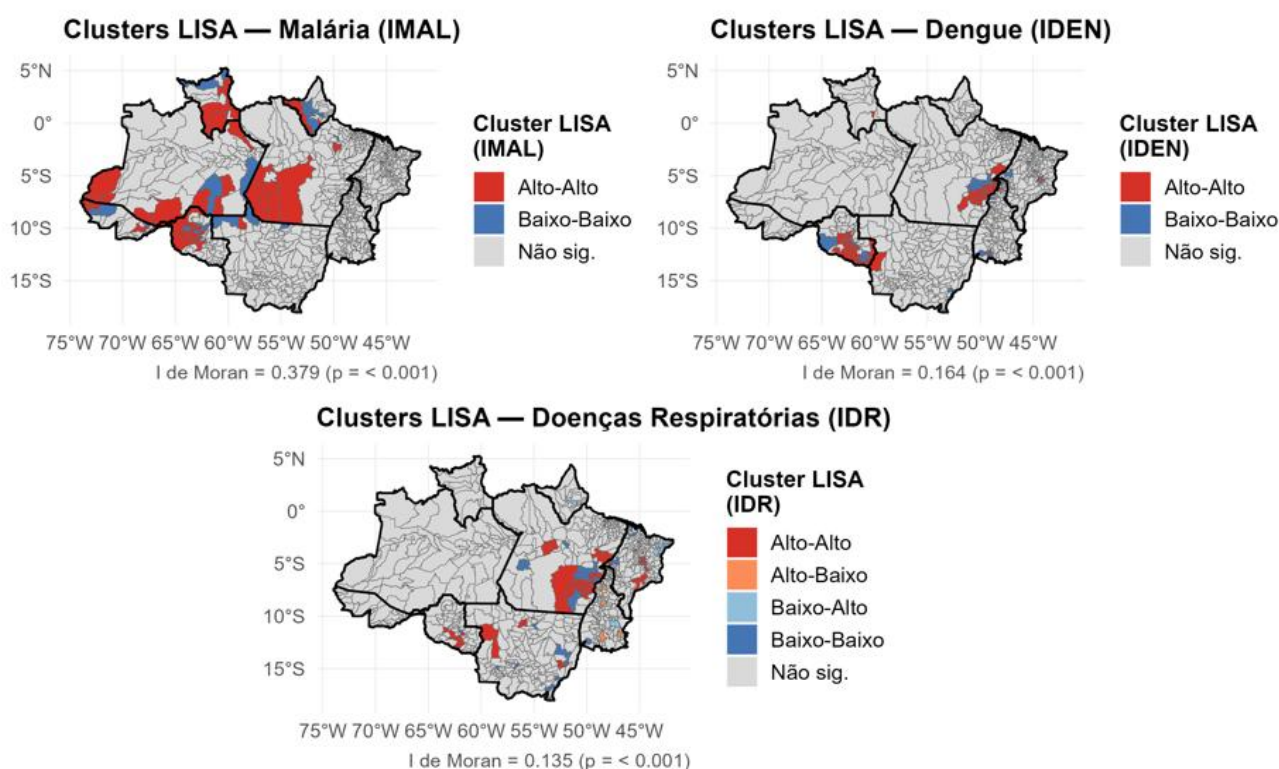
Confirmada a autocorrelação espacial global, aplica-se o indicador LISA (Anselin, 1995) para mapear onde essa dependência se concentra e que padrão assume localmente. Municípios sem significância estatística são classificados como "Não sig."

A malária (IMAL) apresenta clusters Alto-Alto concentrados nas áreas de fronteira do sul e oeste do Amazonas, do Acre e de Rondônia, onde a proximidade de cursos d'água cria condições estruturais para a transmissão endêmica do *Plasmodium* (Bauhoff; Busch, 2020; Ellwanger *et al.*, 2020). Os clusters Baixo-Baixo, por sua vez, concentram-se em áreas do centro e leste da região. A dengue (IDEN) apresenta clusters mais fragmentados e dispersos, padrão geograficamente consistente com a limitação estrutural do alcance espacial do *Aedes aegypti* já documentada no índice de Moran. A ausência de aglomerados extensos para essa doença

confirma que sua dinâmica de transmissão opera em escala predominantemente local (Viana; Ignotti, 2013).

As doenças respiratórias (IDR) exibem clusters Alto-Alto concentrados no leste do Pará, com sobreposição parcial com a região de maior incidência de queimadas no sul do estado. Essa coincidência geográfica é consistente com o mecanismo atmosférico discutido anteriormente, segundo o qual a fumaça transporta material particulado ($PM_{2.5}$) por longas distâncias, afetando populações além dos focos originais. Contudo, o fato de a sobreposição ser parcial sugere que outros determinantes locais de saúde respiratória também operam nessa localidade (Sant'Anna; Rocha, 2020).

Figura 6 - Clusters LISA - Indicadores de doenças

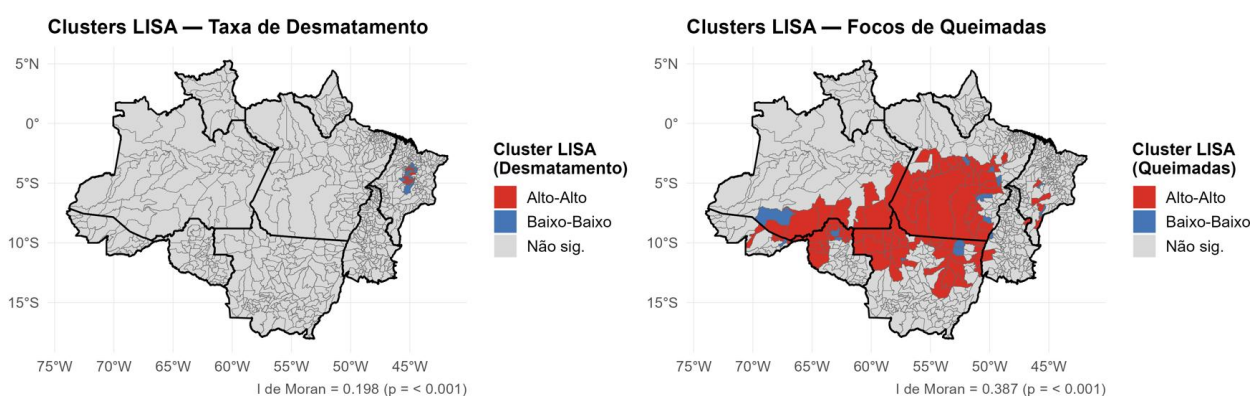


Fonte: Elaboração própria

Os mapas LISA dos canais ambientais confirmam a plausibilidade espacial do mecanismo de transmissão. O cluster alto-alto das queimadas é extenso e contínuo, abrangendo o sul do Pará e o sudeste do Amazonas, área de sobreposição direta com os clusters de doenças respiratórias (IDR) e com a região de maior concentração do tratamento LMP. Esse cenário corrobora o mecanismo de transmissão em cascata já delineado, no qual o impacto das queimadas na saúde respiratória transborda os limites municipais (Aragão *et al.*, 2018). O desmatamento, por sua vez, embora exiba um Índice de Moran global de 0,198, apresenta clusters locais do tipo alto-alto geograficamente restritos. Esse comportamento reflete o caráter

pontual e sequencial da fronteira agrícola ativa, que avança ao longo de eixos rodoviários específicos e gera aglomerados localizados em vez de manchas contínuas (Fearnside, 2005). A ausência de clusters extensos é também coerente com a construção da variável normalizada pela vegetação remanescente, que reduz a autocorrelação espacial em comparação com medidas de área absoluta desmatada.

Figura 7 - Clusters LISA - Taxa de Desmatamento e Focos de Queimadas



Fonte: Elaboração própria

5.3 Resultados estimados: Canais ambientais

Esta seção apresenta os resultados estimados para os desfechos que compõem os canais de transmissão da política. A Tabela 4 apresenta os resultados para desmatamento e queimadas para os três modelos de diferenças em diferenças aqui utilizados. Desmatamento e queimadas são os canais ambientais pelos quais a LMP pode operar, a política atua diretamente sobre esses vetores de degradação que consequentemente podem influenciar a saúde da população em indicadores específicos: as queimadas estão associadas ao aumento de internações por doenças respiratórias (Ignotti *et al.*, 2010; Heaney *et al.*, 2022), enquanto o desmatamento está solidamente ligado à maior incidência de malária em áreas de fronteira florestal (Bauhoff; Busch, 2020; Ellwanger *et al.*, 2020). No caso da dengue, a literatura internacional documenta o risco associado à supressão de cobertura vegetal (Husnina *et al.*, 2019), mas estudos conduzidos especificamente na Amazônia não confirmam essa relação, apontando em vez disso para uma vulnerabilidade estrutural ligada a condições periurbanas (Kalbus *et al.*, 2021).

Tabela 4 – Efeitos médios da LMP sobre Canais

Parâmetro	Desmatamento	Queimadas (focos)
Callaway & Sant'Anna (2021) 2004–2011		
ATT global	-3.354	-623.95***
(EP)	(4.751)	(101.816)
p pre teste	0.3184	< 0,001
Observações	1416	1416
Chaisemartin & D'Haultfoeuille (2020) 2004–2019		
W_{TC}	-0.692	-206.387**
(EP)	(0.627)	(68.689)
W_{TC}^{Pl}	1.197	2.230
Observações	2832	2832
SDID Irrestrito — Chagas & Andrade (2024) 2004–2019		
β_d - Efeito direto	-1.062	-511.341***
(EP)	(1.881)	(134.229)
β_t - ASET	0.562	-386.064
(EP)	(1.177)	(601.636)
β_u - ASENT	-1.757	-661.699***
(EP)	(5.344)	(87.369)
Observações	12909	12909

Nota: *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, . p<0,1

WTCPI: máximo |z| dos placebos pré-tratamento (l = 1, 2, 3); valores superiores a 1,96 indicam violação da premissa de tendências paralelas.

Fonte: Elaboração própria

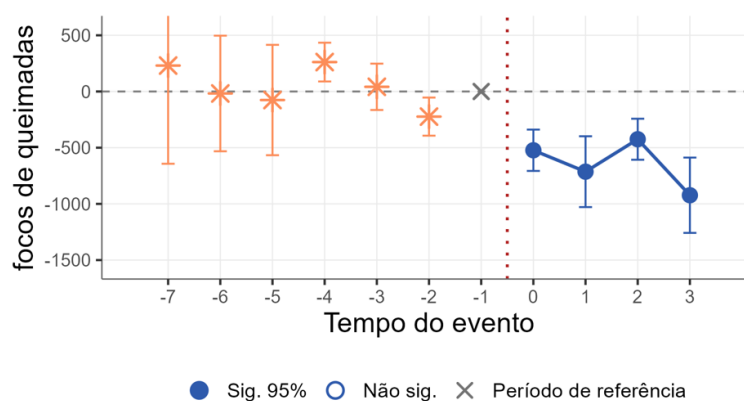
5.3.1 Desmatamento

Os três estimadores produzem coeficientes negativos para a taxa de desmatamento, embora nenhum alcance significância estatística, inclusive nos três componentes do SDiD irrestrito. Esse resultado nulo não denota necessariamente a ausência de impacto, mas reflete os desafios de isolar o efeito de uma política específica sobre um desfecho condicionado por múltiplos vetores estruturais da região, como a expansão da fronteira agrícola e a especulação fundiária. Um fator determinante para esse diagnóstico reside na própria operacionalização da

variável, visto que a taxa de desmatamento normalizada pela vegetação remanescente, construída em alinhamento com a abordagem de Melo (2020), tende a comprimir a variância identificável, sobretudo nos municípios tratados que já partiam de elevados patamares de desmatamento acumulado. Por essa razão, os resultados são consistentes com os de Melo (2020), que documentou padrão similar. Em contrapartida, divergem dos impactos significativos e robustos reportados por Assunção e Rocha (2019) e Chagas e Andrade (2024), cujas análises utilizam indicadores de desmatamento construídos sob bases distintas, a exemplo de áreas absolutas desmatadas ou normalizações pela área territorial total do município. Ainda que a imprecisão dos intervalos de confiança impeça a rejeição da hipótese nula, os componentes direto e ASET exibem coeficientes pós-tratamento próximos de zero ao longo de todo o horizonte, ao passo que o componente ASENT não oferece interpretação causal confiável em razão da violação das tendências paralelas no pré-tratamento. Portanto, sob as condições desta especificação, o desmatamento não se confirma estatisticamente como o principal canal de transmissão da LMP sobre os indicadores de morbidade. Os estudos de eventos correspondentes encontram-se detalhados nas Figuras A.1, A.2 e A.3 do Apêndice A.

5.3.2 Queimadas

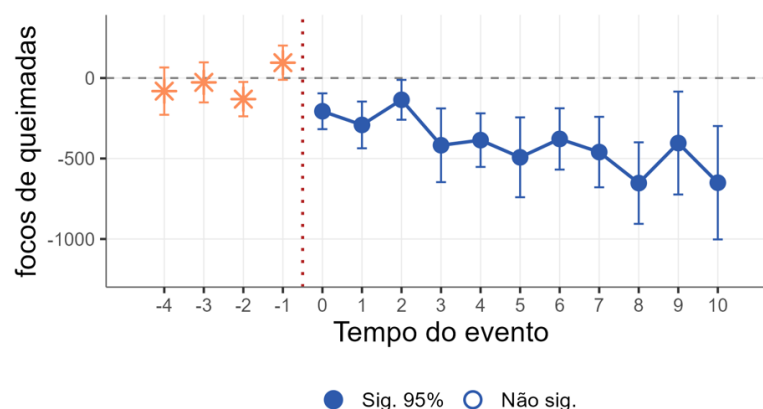
As queimadas constituem o canal de transmissão com evidências mais robustas e consistentes entre todos os desfechos analisados. O estimador de Callaway e Sant'Anna (2021), embora o pré-teste de tendências paralelas seja reprovado, produz ATT global de -623 focos por município, efeito concentrado na coorte de 2008 (-768 focos), convergindo em sinal e ordem de grandeza com os outros estimadores. O event study correspondente (Figura 8) confirma esse resultado na perspectiva dinâmica, com coeficientes também negativos, no entanto significativos nos períodos pós-tratamento.

Figura 8 - Event Study Callaway e Sant'Anna⁷: Queimadas

Nota: período analisa 2004 - 2011

Fonte: Elaboração própria

O estimador de Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020) estático estima redução de 206 focos no momento da entrada na lista, embora os placebos pré-tratamento sinalizem violação de tendências paralelas, resultado consistente com o diagnóstico dos demais estimadores para esta variável. Os coeficientes dinâmicos (Figura 9) descrevem trajetória negativa e crescente ao longo de todo o horizonte pós-tratamento, com intervalos de confiança que excluem zero com exceção para o tempo de exposição de 2 anos, padrão convergente em sinal e magnitude com os demais estimadores, embora a interpretação causal demande cautela pela violação de tendências paralelas documentada.

Figura 9 - Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille⁸: Queimadas

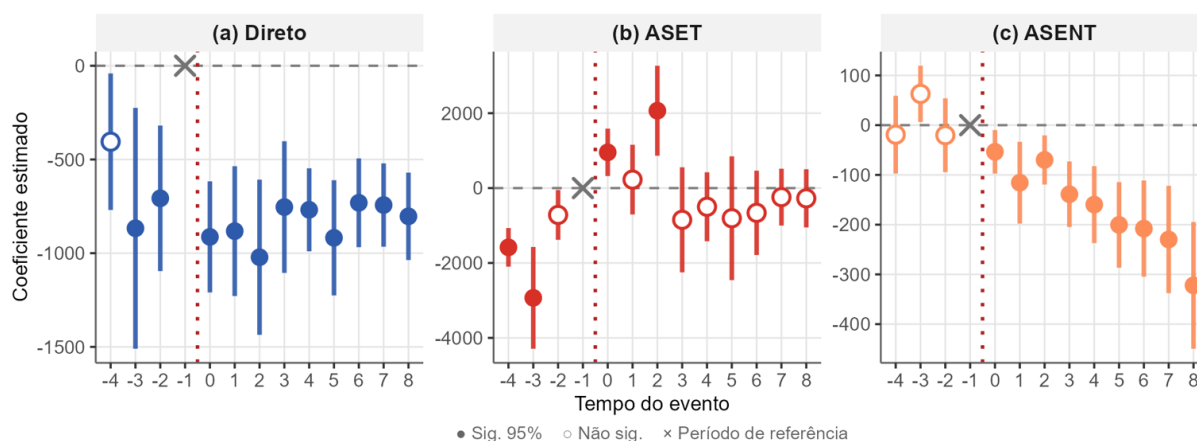
Fonte: Elaboração própria

⁷ O horizonte $k = -7$ a $k = +4$ é determinado mecanicamente pela restrição amostral a 2004–2011, imposta pelo pressuposto de tratamento absorvente. A coorte tratada em 2011 dispõe de até sete períodos pré-tratamento desde 2004, enquanto a coorte tratada em 2008 acumula no máximo quatro períodos de acompanhamento dentro da janela amostral (Callaway e Sant'Anna, 2021).

⁸ O limite pré-tratamento $k = -4$ corresponde ao máximo disponível para a coorte de 2008 (2004–2007), a mais antiga entre os switchers e que ancora o limite da janela pré-tratamento verificável. O horizonte pós-tratamento alcança $k = +10$ porque o painel completo 2004–2019 permite onze anos de acompanhamento para essa coorte (Chaisemartin e D'Haultfoeuille, 2020).

O SDID irrestrito estende esses resultados à dimensão espacial. O efeito direto sobre municípios tratados ($\beta_d = -511$ focos) é significativo e persistente ao longo de quase todo o horizonte pós-tratamento, conforme o painel (a) da Figura 10, com ressalva de que os coeficientes em $k = -3$ e $k = -2$ também exibem significância, padrão coerente com a violação de tendências paralelas previamente documentada para esta variável. O ASET, estimado como coeficiente médio na equação estática, não foi significativo. No event study (painel b), a suposição de tendências paralelas não se sustenta, com coeficientes pré-tratamento negativos e significativos em $k \leq 4$ e $k = -3$, o que impõe cautela na leitura causal desse componente. A inversão de sinal observada, com coeficiente positivo e significativo em $t = 0$, é coerente com a hipótese de redistribuição de atividade de queima para as zonas limítrofes entre jurisdições simultaneamente fiscalizadas (Assunção; Rocha, 2019), ainda que o efeito não se sustente nos períodos subsequentes. O coeficiente ASENT ($\beta_u = -662$ focos) supera em magnitude o efeito direto e é significativo na estimação estática. No event study (painel c), a suposição de tendências paralelas se sustenta, com coeficientes pré-tratamento estáveis em torno de zero, e a trajetória pós-tratamento revela intensificação progressiva a partir de $t = 0$, aprofundando-se até $t = 8$, indicando que municípios de controle com vizinhos tratados experimentam reduções ainda maiores de queimadas do que os próprios municípios na lista.

Figura 10 - Event Study Espacial SDID⁹: Queimadas



Fonte: Elaboração própria

A superioridade do efeito de transbordamento sobre o efeito direto é coerente com dois mecanismos complementares. Do ponto de vista da fiscalização, a vigilância simultânea de

⁹ O limite pré-tratamento $k = -4$ corresponde igualmente ao máximo disponível para a coorte de 2008 (2004–2007). Além de $k = +8$ no pós-tratamento, os intervalos de confiança tornam-se muito amplos sem nenhuma estimativa estatisticamente significativa, tornando a exibição desses extremos uninformativa (Chagas e Andrade, 2024).

municípios vizinhos amplifica o controle individual ao eliminar a opção de deslocamento das atividades ilegais para jurisdições adjacentes, dinâmica já documentada na avaliação dos spillovers da LMP sobre o desmatamento (Assunção; Rocha, 2019; Chagas; Andrade, 2024). Do ponto de vista ecológico, o fogo frequentemente escapa de áreas sob pressão antrópica e avança sobre florestas contíguas, de modo que a redução simultânea dos focos em municípios vizinhos potencializa os ganhos além das fronteiras municipais (Aragão *et al.*, 2018). Do ponto de vista da saúde, a redução dos focos diminui diretamente a emissão de material particulado fino (PM_{2,5}), cujos efeitos sobre doenças respiratórias são bem documentados para a Amazônia (Ignotti *et al.*, 2010), configurando o elo central da cadeia causal LMP → Queimadas → IDR que orienta a análise da seção seguinte.

5.4 Resultados estimados: Indicadores de Saúde

Esta seção apresenta os resultados estimados para os indicadores de morbidade hospitalar. A Tabela 5 consolida os efeitos da LMP sobre os três indicadores. Os resultados apresentam hierarquia clara: efeito negativo significativo e crescente para doenças respiratórias, consistente entre todos os estimadores; ausência de efeito robusto para malária; e padrão inconclusivo para dengue, com coeficientes que não se replicam de forma consistente entre os estimadores.

Tabela 5 – Efeitos médios da LMP sobre Indicadores de Saúde

Parâmetro	IMAL (Malária)	IDEN (Dengue)	IDR (Resp.)
Callaway & Sant'Anna (2021) 2004–2011			
ATT global	-0.133	0.461	-3.737***
(EP)	(0.417)	(0.329)	(1.133)
p pré-teste	0.3359	< 0,001	0.0836
Observações	1416	1416	1416
Chaisemartin & D'Haultfoeuille (2020) 2004–2019			
W_{TC}	-0.096	0.395*	-1.931**
(EP)	(0.132)	(0.201)	(0.651)
W_{TC}^{PI}	1.607	0.862	0.679
Observações	2832	2832	2832
SDID Irrestrito — Chagas & Andrade (2024) 2004–2019			

Parâmetro	IMAL (Malária)	IDEN (Dengue)	IDR (Resp.)
β_d - Efeito direto	-0.31.	-0.294	-3.304*
(EP)	(0.162)	(0.233)	(1.552)
β_t - ASET	-0.181	1.143.	6.364*
(EP)	(0.217)	(0.597)	(3.152)
β_u - ASENT	-0.436.	-0.26	-0.74
(EP)	(0.237)	(0.229)	(1.486)
Observações	12.909	12909	12909

Nota: *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, . p<0,1

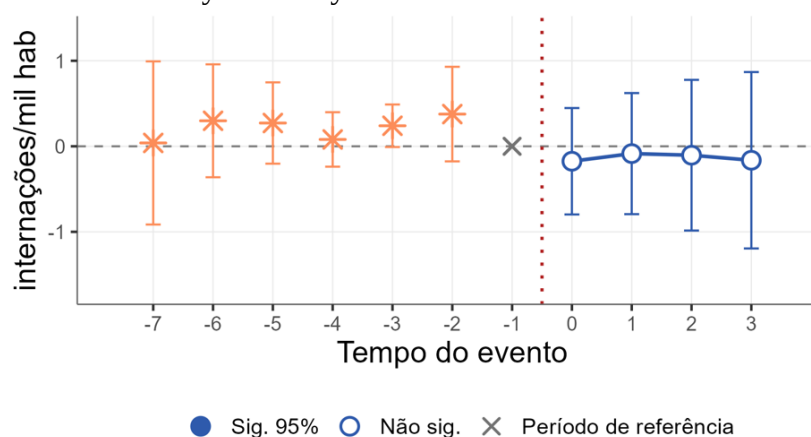
WTCPI: máximo |z| dos placebos pré-tratamento (l = 1, 2, 3); valores superiores a 1,96 indicam violação da premissa de tendências paralelas.

Fonte: Elaboração própria

5.4.1 Malária (IMAL)

A malária (IMAL) não registra efeito causal consistente e persistente em nenhum dos estimadores, com exceção do efeito direto e do spillover dos tratados sobre o controle (ASENT) no SDiD estático. O estimador de Callaway e Sant'Anna (2021) produz ATT global negativo, sem alcançar significância estatística. O event study correspondente (Figura 11) confirma a ausência de efeitos significativos ao longo de todo o horizonte de exposição.

Figura 11 - Event Study Callaway e Sant'Anna: IMAL



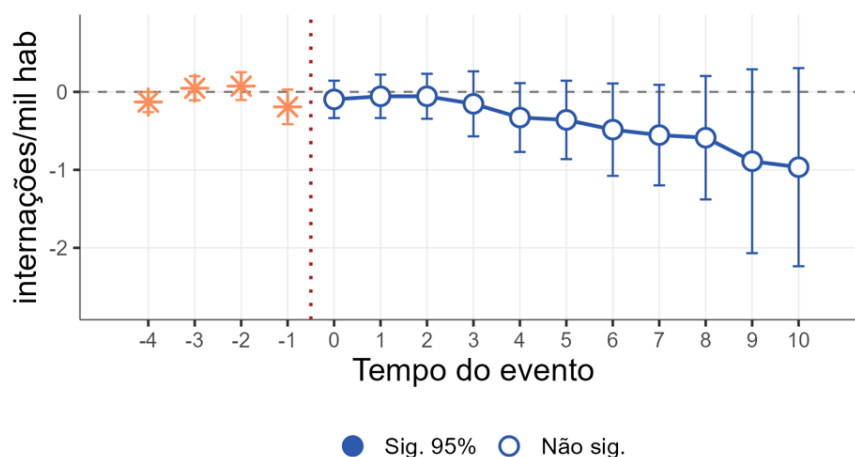
Nota: período analisa 2004 - 2011

Fonte: Elaboração própria

O estimador de Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020) também estima coeficiente estático negativo e não significativo. A Figura 12 confirma que os coeficientes dinâmicos não se diferenciam de zero em nenhum período pós-tratamento. A convergência dos dois

estimadores para resultados nulos é consistente com a ausência de canal de transmissão ativo entre a LMP e a morbidade por malária nas condições desta análise.

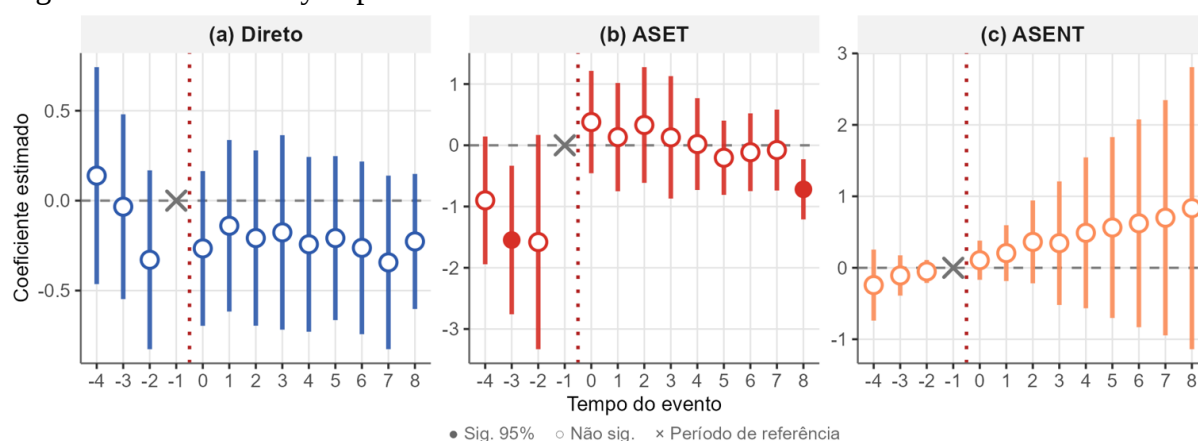
Figura 12 - Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille: IMAL



Fonte: Elaboração própria

No SDiD, o efeito direto apresenta coeficiente negativo e significativo de -0,31 na estimação estática, mas nenhum período alcança significância no estudo de eventos (painel a da Figura 13). O componente ASET não é significativo na estimação estática. No estudo de eventos (painel b), os coeficientes pré-tratamento indicam violação da premissa de tendências paralelas. O coeficiente ASENT é significativo na estimação estática (-0,436), mas não exibe períodos significativos no estudo de eventos (painel c).

Figura 13 - Event Study Espacial SDID: IMAL



Fonte: Elaboração própria

A ausência de impacto consistente da LMP sobre a morbidade por malária é coerente com a literatura (Bauhoff e Busch, 2020; Ellwanger *et al.*, 2020; Santos e Almeida, 2018). A interpretação mais parcimoniosa combina dois fatores. O primeiro é que a LMP seleciona municípios por pressão de desmatamento, critério que não coincide necessariamente com os

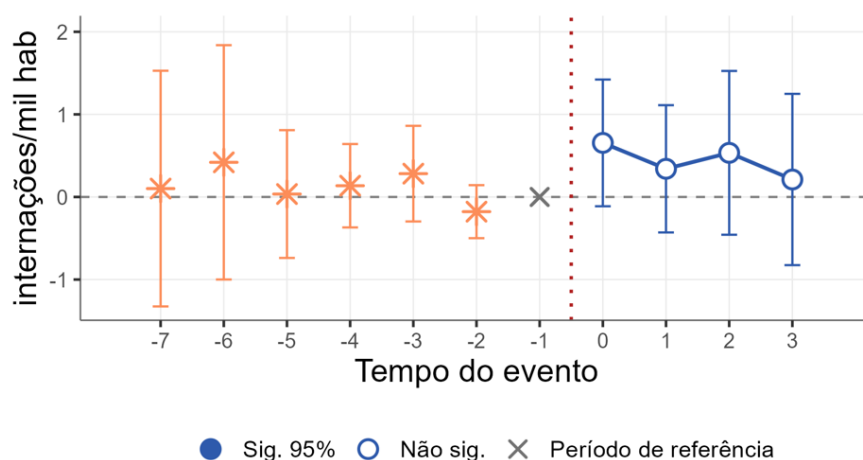
focos de maior carga de malária, de modo que a política opera em áreas de transmissão menos intensa do que aquelas onde o mecanismo causal seria mais forte (Santos e Almeida, 2018; Canelas *et al.*, 2019). O segundo é a atuação simultânea do Programa Nacional de Controle da Malária, com cobertura relativamente uniforme sobre a Amazônia Legal (Da Silva-Nunes *et al.*, 2012), que comprime a variação residual identificável via DiD.

Os coeficientes do efeito direto e do ASENT, ambos significativos na estimação estática, constituem exceções marginais a esse padrão geral e merecem interpretação cuidadosa. Uma hipótese plausível é que a redução da pressão antrópica nos municípios tratados gere externalidades espaciais sobre o habitat vetorial em áreas vizinhas, efeito coerente com a elevada autocorrelação espacial da malária (Bauhoff; Busch, 2020). Contudo, a significância restrita ao nível de 10% e a ausência de corroboração pelo estudo de eventos e pelos estimadores C&S e C&H indicam que esses resultados refletem sinais espaciais difusos e não efeitos causais robustos da política sobre a malária.

5.4.2 Dengue (IDEN)

Os resultados para dengue (IDEN) diferem entre os estimadores na estimação estática, com apenas o C&H alcançando significância estatística. O estimador de Callaway e Sant'Anna não oferece base interpretativa confiável para dengue, dado que o pré-teste rejeita a hipótese de tendências paralelas e não alcança significância estatística. O event study (Figura 14) confirma a ausência de efeitos identificáveis, com coeficientes todos não significativos.

Figura 14 - Event Study Callaway e Sant'Anna: IDEN



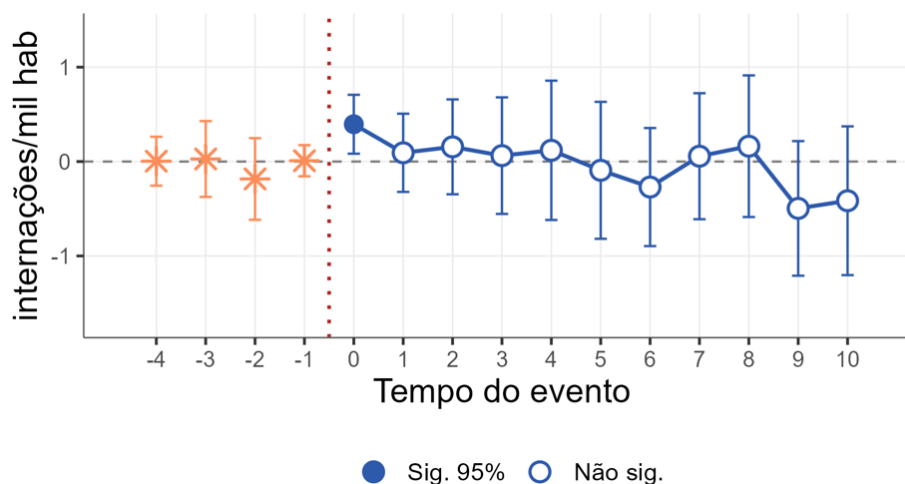
Nota: período analisa 2004 - 2011

Fonte: Elaboração própria

O estimador de Chaisemartin e D'Haultfoeuille, cujos placebos pré-tratamento foram validados, produz W_{TC} de 0,395 positivo e significativo. No efeito dinâmico (Figura 15), o

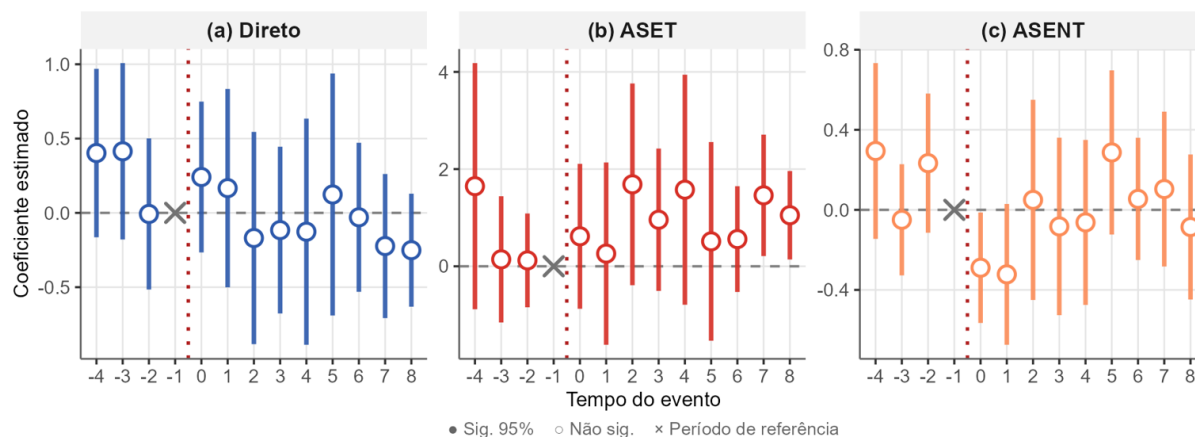
efeito positivo concentra-se no período inicial de exposição ($t = 0$), sem padrão direcional consistente nos períodos subsequentes, resultado mais coerente com a influência de ciclos epidemiológicos regionais de arboviroses do que com um mecanismo causal operante.

Figura 15 - Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille: IDEN



O modelo SDiD não identifica efeitos significativos na estimação estática. No estudo de eventos (Figura 16), o painel (a) apresenta coeficientes pós-tratamento oscilando em torno de zero ao longo de todo o horizonte, sem que nenhum período alcance significância estatística. O painel (b) exibe padrão semelhante para o componente ASET, com estimativas próximas de zero e intervalos de confiança amplos nos períodos pós-tratamento. O painel (c) apresenta trajetória mista para o componente ASENT, com coeficientes ora positivos ora negativos e igualmente não significativos, sem direção consistente que permita inferência causal.

Figura 16 - Event Study Espacial SDID: IDEN



O resultado positivo do estimador de Chaisemartin e D'Haultfoeuille na estimação estática, divergente dos demais estimadores, é coerente com a sensibilidade do estimador a mudanças de status no tratamento: o choque de fiscalização no momento de entrada na lista pode temporariamente intensificar o registro de casos, sem refletir impacto causal real.

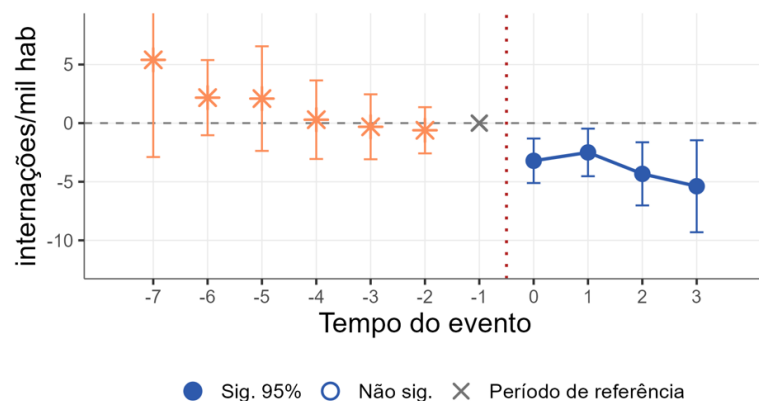
A ausência de efeito causal robusto sobre a dengue sugere que, ao menos no contexto desta análise, a responsividade da doença a fatores urbanos e antrópicos, como o armazenamento inadequado de água e a densidade populacional (Viana; Ignotti, 2013), pode pesar mais do que sua responsividade ao canal do desmatamento discutido na Seção 4.2 (Kalbus *et al.*, 2021). Isso não invalida o vínculo teórico entre desmatamento e proliferação do *Aedes aegypti*, mas indica que, na janela temporal e na amostra de municípios analisados, esse canal específico não se traduziu em efeito identificável sobre as internações por dengue, ao contrário do observado para a malária. Diferentemente da malária e das doenças respiratórias, portanto, os sinais identificados para a dengue não se articulam em efeito causal consistente e persistente nesta análise.

5.4.3 Doenças Respiratórias (IDR)

Os resultados para as doenças respiratórias (IDR), constituem o achado central desta dissertação. A LMP exerceu efeito negativo, robusto e crescente sobre as internações por doenças respiratórias, consistente nos três estimadores empregados.

O estimador de Callaway e Sant'Anna (2021), com pré-teste aprovado, produz ATT global de - 3,74 casos por mil habitantes, efeito concentrado na coorte de 2008 (- 4,51 casos por mil habitantes), que é o único grupo com coeficiente individualmente significativo. O padrão temporal é visível na Figura 17, os coeficientes pré-tratamento situam-se próximos de zero e dentro dos intervalos de confiança, validando visualmente a hipótese de tendências paralelas, e os coeficientes pós-tratamento descrevem trajetória negativa que se aprofunda monotonicamente ao longo dos três anos observados, alcançando - 4,5 para três anos de exposição ao tratamento.

Figura 17 - Event Study Callaway e Sant'Anna: IDR

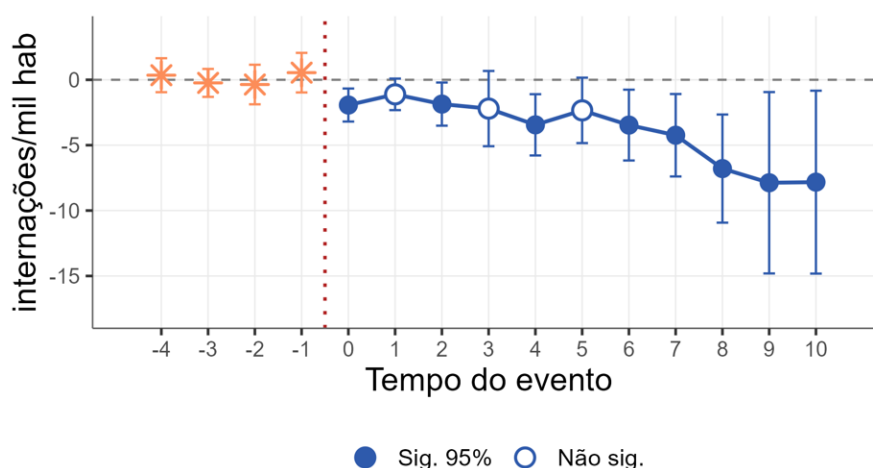


Nota: período analisa 2004 - 2011

Fonte: Elaboração própria

O estimador de Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020), cujo teste de placebos pré-tratamento é aprovado, produz W_{TC} ponderado de - 1,93 casos por mil habitantes. A Figura 18 revela dois aspectos complementares ao C&S, os placebos pré-tratamento situam-se próximos a zero e dentro dos intervalos de confiança, e os coeficientes dinâmicos pós-tratamento são negativos e se aprofundam progressivamente, atingindo aproximadamente - 6,8 em $t = 8$ e - 7,9 em $t = 9$. Esse padrão indica que o efeito instantâneo da LMP sobre as doenças respiratórias (IDR) é menor, mas se acumula com a continuidade da fiscalização, dinâmica consistente com o mecanismo de redução progressiva de queimadas documentado.

Figura 18 - Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille: IDR



Fonte: Elaboração própria

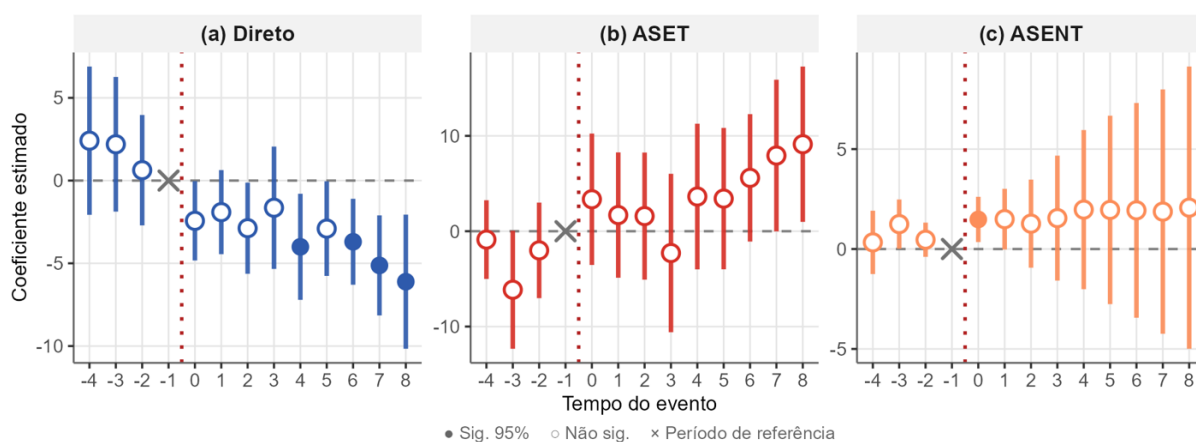
A decomposição espacial via SDID irrestrito acrescenta uma dimensão analítica que os estimadores de adoção escalonada não capturam. O efeito direto estático é significativo, mas os efeitos dinâmicos tornam-se estatisticamente significativos apenas em períodos mais longos de exposição à política, com significância emergindo a partir de $t = 4$ no painel (a) da Figura 19,

quando o efeito acumulado da redução progressiva de queimadas sobre a qualidade do ar se torna suficientemente expressivo para identificação (Ignotti *et al.*, 2010; Sant'Anna e Rocha, 2020).

O ASET estático é positivo e significativo, indicando que municípios tratados cujos vizinhos também integram a LMP têm o benefício direto atenuado. No event study, nenhum período individual alcança significância estatística, de modo que o efeito médio positivo não se ancora em janela temporal específica e deve ser interpretado com cautela. A leitura mais parcimoniosa é que a fiscalização simultânea em jurisdições contíguas pode redistribuir pontualmente as atividades de desmatamento e os focos de incêndio para as zonas de fronteira intermunicipais, dinâmica de deslocamento espacial já discutida na literatura de avaliação da LMP (Assunção e Rocha, 2019; Chagas e Andrade, 2024), sem que isso configure evidência robusta contra a eficácia geral da política.

O ASENT estático não é significativo, resultado que reflete a média sobre todo o horizonte. O painel (c) da Figura 19 exibe coeficiente positivo e significativo apenas em $t = 0$, seguido de estimativas não significativas nos demais períodos. Esse resultado pontual é coerente com um efeito de deslocamento temporário, em que a contração das atividades de queima nos municípios tratados pode redirecionar focos de incêndio para áreas vizinhas de controle no primeiro ano pós-tratamento, elevando transitoriamente as internações respiratórias nessas localidades (Assunção; Rocha, 2019). A ausência de significância nos períodos subsequentes indica que esse deslocamento não se consolida como padrão persistente, de modo que o balanço regional da política não aponta para externalidades negativas duradouras sobre os municípios vizinhos não contemplados pela lista.

Figura 19 — Event Study Espacial SDID: IDR com marcadores de significância



Fonte: Elaboração própria

Em síntese, os três estimadores convergem para uma relação causal robusta entre a LMP e a redução de internações por doenças respiratórias, operando pelo canal das queimadas documentado anteriormente. O efeito direto sobre municípios tratados é significativo e se aprofunda com o tempo de exposição, consolidando-se como o resultado mais robusto da análise. O ASET positivo e significativo na estimação estática indica atenuação do benefício direto em municípios tratados com vizinhos também listados, embora o estudo de eventos não identifique período específico que ancore esse efeito, o que demanda interpretação cautelosa. O ASENT, não significativo na estimação estática, exibe coeficiente positivo e transitório em $t = 0$ no estudo de eventos, sugestivo de deslocamento temporário de atividade de queima para municípios vizinhos no primeiro ano pós-tratamento, sem que isso se consolide como padrão persistente. A dimensão espacial, portanto, qualifica sem invalidar o resultado central, confirmando que a LMP reduz as internações respiratórias nos municípios diretamente contemplados, com efeitos de transbordamento de magnitude limitada e duração restrita. Esse resultado converge com o achado pioneiro de Melo (2020), que identificou redução de 28,2% nas internações em um índice agregado de saúde, mas avança ao isolar o efeito especificamente nas doenças respiratórias e ao demonstrar que ele se aprofunda com o tempo de exposição à política, uma dinâmica que o índice agregado utilizado por Melo (2020) não permitia capturar.

Do ponto de vista da formulação de políticas públicas, esses achados trazem duas implicações centrais. A primeira diz respeito à continuidade da fiscalização. Como os ganhos em saúde respiratória se aprofundam com o tempo de exposição à política, o mero ingresso do município na LMP não é suficiente. Isso legitima, retroativamente, o desenho do mecanismo de reingresso automático instituído em 2017 e serve de alerta para o atual Programa União com Municípios: para que os co-benefícios sanitários sejam preservados, o monitoramento e os incentivos precisam ser contínuos, evitando o abandono das áreas assim que as metas de curto prazo são atingidas. A segunda implicação refere-se à coordenação regional. O deslocamento transitório das queimadas para municípios vizinhos no primeiro ano pós-tratamento demonstra que uma fiscalização isolada pode, no curto prazo, apenas transferir o problema ambiental e seu respectivo custo sanitário para o outro lado da fronteira. Esse comportamento sugere que estratégias de comando e controle focadas em jurisdições individuais são insuficientes. Para maximizar os co-benefícios de saúde e evitar externalidades negativas sobre áreas limítrofes, a governança ambiental na Amazônia exige uma abordagem territorial integrada.

5.5 Testes de Robustez e Validação Causal

5.5.1 Dependência Cross-Sectional e Autocorrelação Residual

Os testes de Multiplicador de Lagrange (LM-lag e LM-erro), diagnósticos canônicos na seleção entre especificações SAR e SEM em modelos de corte transversal, não são diretamente aplicáveis ao presente framework. Esses testes foram desenvolvidos para avaliar se a dependência residual de uma regressão MQO é melhor captada por um lag espacial da variável dependente ou por um processo espacial nos erros, orientando a escolha da especificação a partir dos dados. No modelo SDiD de Chagas e Andrade (2024), contudo, a estrutura de transbordamento não é selecionada por testes diagnósticos. A proporção de vizinhos tratados é incluída diretamente na equação como regressor observável, produzindo os parâmetros β_t e β_u , de modo que a dependência espacial deixa de ser uma propriedade dos resíduos a corrigir e passa a ser um objeto de estimação explícito.

Em substituição aos diagnósticos LM, a validação empírica da especificação é conduzida em dois níveis complementares. O teste de Pesaran CD confirma a presença de dependência cross-sectional expressiva no painel para todos os desfechos analisados (Tabela 6). O desmatamento apresenta a estatística mais elevada (CD = 1245,16), seguido por malária (IMAL) (CD = 871,14), dengue (IDEN) (CD = 472,06), queimadas (CD = 468,44) e doenças respiratórias (IDR) (CD = 222,99), todos significativos a 0,1%. Esses resultados indicam que choques climáticos, ambientais e de política se propagam de forma intensa entre municípios (Pesaran, 2004), validando empiricamente a adoção do SDiD em detrimento de um modelo DiD tradicional que ignore a estrutura espacial dos dados (Chagas; Andrade, 2024).

Tabela 6 – Teste de dependência cross-sectional (Pesaran CD)

Variável	Estatística CD	p-valor
IDR	222.99***	< 0,001
IDEN	472.06***	< 0,001
IMAL	871.14***	< 0,001
Desmatamento	1245.16***	< 0,001
Queimadas	468.44***	< 0,001

Nota: *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$. Estatística sob H_0 de independência cross-sectional. Modelo within (efeitos fixos município e ano), erros clusterizados por município.

Fonte: Elaboração própria.

O I de Moran aplicado aos resíduos dos modelos SDiD apresenta um padrão heterogêneo entre os desfechos (Tabela 7). Para doenças respiratórias (IDR), dengue (IDEN), malária (IMAL) e queimadas, observa-se autocorrelação residual positiva e significativa em

todos os anos testados, variando entre 0,04 e 0,14 para doenças respiratórias (IDR); 0,08 e 0,18 para dengue (IDEN); 0,07 e 0,28 para malária (IMAL); e 0,23 e 0,42 para queimadas. A magnitude reduzida desses coeficientes, em comparação com o I de Moran das variáveis em nível reportado na Tabela 3, indica que o modelo absorve a maior parte da dependência espacial por meio dos termos de transbordamento, ainda que não a elimine integralmente. A autocorrelação residual remanescente é compatível com choques locais não observados, como microclimas ou eventos sanitários pontuais. Embora isso não comprometa a interpretação dos coeficientes de interesse, justifica plenamente a clusterização dos erros-padrão no nível municipal ao longo de todas as especificações (Anselin, 1988).

Tabela 7 – Índice de Moran Global aplicado aos resíduos dos modelos SDiD

Variável	2008	2010	2013	2016
IDR	0.1366***	0.0613**	0.0746***	0.0398*
IDEN	0.1021***	0.1847***	0.0948***	0.0828***
IMAL	0.1681***	0.0668***	0.2193***	0.2761***
Desmatamento	-0.0021	-0.0189	-0.0147	-0.0106
Queimadas	0.3491***	0.4191***	0.2892***	0.2260***

Nota: *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$. Teste analítico sob hipótese de randomização (Anselin, 1988), matriz W rainha com buffer de 2 km.

Fonte: Elaboração própria.

Para o desmatamento, por outro lado, o I de Moran residual é próximo de zero e não estatisticamente significativo em todos os anos testados, variando entre -0,02 e -0,002. Esse resultado indica que a especificação espacial adotada absorve integralmente a dependência espacial para esse desfecho. Consequentemente, o efeito nulo da LMP sobre o desmatamento, discutido na Seção 5.3.1, não decorre de uma estrutura espacial mal modelada, reforçando seu caráter de achado causal genuíno.

5.5.2 Teste Placebo Temporal

O teste de placebo temporal, que desloca o tratamento hipotético três anos para trás, não indica coeficiente significativo (LMP_pl) para dengue (IDEN), malária (IMAL) e desmatamento em nenhum dos dois períodos analisados (Tabela 8). Esse resultado descarta a presença de tendências pré-existentes relevantes que pudessem enviesar as estimativas para esses três desfechos.

Tabela 8 – Teste de placebo temporal (deslocamento de 3 anos)

Desfecho	Período completo	Período limpo
IDR	2.807** (1.021)	-0.764 (0.964)
IDEN	-0.134 (0.130)	-0.046 (0.143)
IMAL	0.269 (0.215)	-0.025 (0.182)
Desmatamento	0.093 (0.780)	-1.360 (0.828)
Queimadas	654.817*** (117.751)	-254.434* (102.932)

Nota: *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$. Erro-padrão entre parênteses, clusterizado por município. Período completo (deslocamento de 3 anos, 2004-2019) e período limpo (apenas observações anteriores a 2008, sem sobreposição com o tratamento real).

Fonte: Elaboração própria.

Para as doenças respiratórias (IDR), o coeficiente placebo apresenta significância estatística no período completo, mas a perde quando a amostra é restrita ao período limpo (anterior a 2008), livre da sobreposição com o tratamento real de coortes posteriores. Esse padrão revela que a significância observada na amostra total decorre da contaminação do desenho do placebo pela dinâmica de adoção escalonada, e não de uma tendência inerente aos municípios que viriam a integrar a LMP. A ausência de efeito no período limpo confirma, portanto, a validade da hipótese de tendências paralelas para as doenças respiratórias (IDR),.

O cenário diverge para as queimadas. O coeficiente de LMP_pl permanece estatisticamente significativo mesmo no período limpo, apresentando sinal negativo (LMP_pl = -254,43), o que inverte o sinal observado no período completo (LMP_pl = 654,82). Esse comportamento sinaliza que os municípios posteriormente listados na LMP já apresentavam, antes mesmo da vigência da política, uma trajetória autônoma de queda nos focos de calor, descolada da dinâmica do grupo de controle. Esse padrão corrobora a rejeição do pré-teste de tendências paralelas reportada na Seção 5.3.2 com o estimador de Callaway e Sant'Anna. Como a literatura econométrica recente demonstra que a violação de tendências paralelas pode gerar vieses severos que se confundem com o próprio efeito do tratamento (Roth, 2022), impõe-se extrema cautela na interpretação deste canal.

Embora o pré-teste de tendências paralelas para o canal das queimadas indique uma trajetória de queda mais acentuada nos municípios do grupo de tratamento antes de 2008, os

resultados do modelo dinâmico sugerem que a LMP não apenas deu continuidade a esse movimento, mas atuou como um catalisador institucional. A divergência observada no período placebo exige cautela na atribuição de uma causalidade estrita para este canal isoladamente. Contudo, a robustez dos resultados para as internações por doenças respiratórias (IDR), que diferentemente das queimadas, apresentam tendências pré-tratamento rigorosamente paralelas reforça a hipótese de que a política gerou um choque estrutural que se traduziu em ganhos reais de saúde, independentemente das trajetórias prévias dos indicadores ambientais.

5.5.3 Decomposição de Goodman-Bacon

A decomposição proposta por Goodman-Bacon (2021), cujo intuito é verificar se o estimador de Efeitos Fixos de Duas Vias (TWFE) é dominado por comparações enviesadas entre municípios recém-tratados e já-tratados, não pôde ser implementada. A mecânica do teste exige que a variável de tratamento seja estritamente não decrescente no tempo (tratamento absorvente), condição violada pelo desenho institucional da LMP, que permite o ingresso e o egresso de municípios da lista ao longo dos anos. Esta limitação metodológica é, por si só, informativa: ela evidencia a natureza dinâmica da política e reforça a pertinência de se adotar, de forma complementar, estimadores robustos à adoção não monotônica e a tratamentos reversíveis, a exemplo da metodologia de Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2020) mobilizada neste trabalho.

6. CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi analisar o impacto da Lista de Municípios Prioritários (LMP) sobre a morbidade hospitalar por doenças respiratórias, dengue e malária nos municípios da Amazônia Legal entre 2004 e 2019. A partir de uma estratégia empírica que combinou pareamento por covariadas e modelos de Diferenças em Diferenças estáticos e dinâmicos e com e sem dependência espacial, buscou-se isolar os efeitos diretos da política e seus transbordamentos para os municípios vizinhos.

Os resultados estabelecem uma relação causal robusta entre a inclusão na LMP e a redução de internações por doenças respiratórias, convergente entre os três estimadores empregados e sustentada ao longo do horizonte pós-tratamento. As evidências apontam que a redução das queimadas operou como o principal canal de transmissão desses ganhos de saúde, gerando quedas significativas e persistentes nos focos de calor nas áreas tratadas. Não foram identificados efeitos causais robustos sobre dengue e malária. Esse resultado é teoricamente coerente, pois a dengue depende de dinâmicas urbanas e de armazenamento de água pouco relacionadas ao canal florestal da política, enquanto o impacto sobre a malária é dificultado pelo critério de seleção da LMP, que não coincide com os focos de maior carga de malária, e possivelmente pela atuação relativamente uniforme do Programa Nacional de Controle da Malária sobre toda a Amazônia Legal, que comprime a variação residual identificável.

A incorporação da análise espacial adicionou uma dimensão inédita à avaliação da política. Demonstrou-se que a redução nas queimadas transbordou fortemente para os municípios vizinhos, com spillovers que em vários períodos superaram em magnitude o efeito direto sobre as áreas tratadas. Para as doenças respiratórias, o componente ASENT do SDiD dinâmico exibe coeficiente positivo e transitório apenas no primeiro período pós-tratamento, consistente com deslocamento temporário de atividade de queima, sem que se configure um padrão sustentado de co-benefícios sanitários para os municípios vizinhos. Para a malária, o ASENT apresenta significância marginal apenas na estimação estática e a 10%, sem corroboração dinâmica, o que demanda interpretação cautelosa.

A natureza transitória do efeito de transbordamento sobre os não tratados (ASENT) para doenças respiratórias sugere que o co-benefício sanitário regional opera, primordialmente, como uma resposta ao choque inicial de implementação da política. Esse padrão pode indicar um efeito de antecipação ou um ajuste rápido das dinâmicas de queima nas fronteiras municipais logo após a inclusão dos vizinhos na 'lista suja'. A dissipação desse efeito nos períodos subsequentes não anula a importância da política, mas reforça que, para a manutenção

de ganhos sanitários perenes em escala regional, a coerção individual por município deve ser complementada por estratégias de governança ambiental territorialmente integradas e contínuas.

O estudo oferece três contribuições centrais à literatura. Metodologicamente, avança ao empregar estimadores de adoção escalonada e de identificação espacial para desfechos de saúde na Amazônia, separando efeitos diretos e indiretos com rigor causal. De forma substantiva, desagrega a análise por vetor etiológico, identificando com precisão o canal de transmissão e a doença responsiva. Empiricamente, combina dois estimadores com horizonte ampliado (DiD de Chaisemartin e D'Haultfoeuille e SDiD de Chagas e Andrade, cobrindo 2004 a 2019) com o estimador de Callaway e Sant'Anna (restrito a 2004 a 2011), consolidando evidências com estratégias de identificação complementares.

Em suma, evidencia-se que a LMP, concebida estritamente como instrumento de controle ambiental, gerou co-benefícios sanitários mensuráveis para a população da Amazônia Legal via redução de queimadas, melhoria da qualidade do ar e consequente redução das internações por doenças respiratórias. Ao demonstrar que a redução das queimadas transborda significativamente para os municípios vizinhos, ainda que os co-benefícios sanitários diretos se concentrem nos municípios tratados, os resultados reforçam a necessidade de uma governança ambiental regionalmente coordenada e sugerem que os co-benefícios de saúde pública devem ocupar lugar central na avaliação econômica de políticas ambientais no Brasil.

6.1 Limitações do estudo

Apesar do rigor metodológico adotado, esta pesquisa apresenta limitações que devem ser devidamente reconhecidas. Primeiramente, no que tange às bases de dados e às restrições dos indicadores empregados como *proxy* de morbidade, a utilização do SIH/SUS restringe a análise aos casos mais graves que demandaram internação hospitalar. Essa métrica tende a subestimar a morbidade real na Amazônia Legal, dada a desigualdade na infraestrutura de saúde local e as dificuldades de acesso em áreas mais remotas, deixando de capturar os atendimentos ambulatoriais e os casos menos severos. Adicionalmente, a indisponibilidade de dados consistentes de internações em anos anteriores a 2004 restringe a extensão do horizonte pré-tratamento para a validação das trajetórias.

A segunda limitação envolve o comportamento prévio das variáveis ambientais e as restrições da modelagem espacial. Conforme demonstrado nos resultados, os focos de calor já apresentavam uma tendência de queda antes de 2008 nos municípios tratados, o que exige parcimônia ao atribuir a redução das queimadas exclusivamente à política. Adicionalmente, o

modelo espacial utilizado assume que a política afeta as regiões de maneira uniforme ao longo de todo o território. Na prática, a Amazônia Legal possui uma forte heterogeneidade econômica e cultural, o que significa que os impactos podem variar dependendo da realidade institucional e estrutural de cada sub-região.

6.2 Perspectivas para pesquisas futuras

As limitações identificadas e os achados documentados nesta dissertação abrem um leque de oportunidades para a continuidade e aprofundamento da agenda de pesquisa sobre as interações entre políticas de conservação e saúde pública na Amazônia. Uma primeira via promissora é a ampliação do escopo de desfechos em saúde analisados. Estudos futuros podem explorar bases de dados ambulatoriais (como o SIA/SUS) para investigar o impacto da política sobre a incidência de casos leves e moderados de doenças respiratórias, bem como avaliar outros indicadores sensíveis a choques socioambientais na região, a exemplo do peso ao nascer e da mortalidade infantil por causas evitáveis.

Uma segunda perspectiva metodológica envolve a transição de dados agregados no nível municipal para a utilização de dados microeconômicos individuais. O emprego de bases longitudinais ou recortes em nível de paciente permitiria o controle rigoroso de características demográficas e socioeconômicas individuais, superando os vieses de agregação e proporcionando uma compreensão mais precisa sobre quais subgrupos populacionais (como crianças, idosos ou populações indígenas) são mais beneficiados pelos *spillovers* sanitários da política ambiental.

Por fim, uma agenda crucial de investigação diz respeito à avaliação das recentes transformações institucionais da política. A reforma estrutural promovida pelo Decreto nº 11.687/2023, que instituiu o Programa União com Municípios, representou um deslocamento de paradigma. O modelo originalmente focado em coerção, sanções e restrição de crédito cedeu espaço a uma abordagem que integra a fiscalização federal a mecanismos de incentivo financeiro e capacitação técnica das prefeituras. Avaliar em que medida essa transição, de instrumentos puramente punitivos para mecanismos de fomento e suporte local, altera a eficácia do controle do desmatamento e potencializa ou atenua os co-benefícios para a saúde pública constitui um passo fundamental para o contínuo aprimoramento da governança socioambiental brasileira.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, L. C. *et al.* The sustainable development goals in two sustainable development reserves in central amazon: achievements and challenges. **Discover Sustainability**, v. 2, p. 54, 2021.
- ANSELIN, L. Spatial econometrics: methods and models. **Springer Science & Business Media**, 1988.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association-LISA. **Geographical analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, L. Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. **Agricultural Economics**, v. 27, n. 3, p. 247–267, 2002.
- ANSELIN, L.; SYABRI, I.; KHO, Y. GeoDa: An introduction to spatial data analysis. **Geographical Analysis**, v. 38, n. 1, p. 5–22, 2006.
- ARAGÃO, L. E. O. C. *et al.* 21st Century drought-related fires counteract the decline of Amazon deforestation carbon emissions. **Nature Communications**, v. 9, n. 536, 2018.
- ARIMA, E. Y.; RICHARDS, P.; WALKER, R.; CALDAS, M. M. Statistical confirmation of indirect land use change in the Brazilian Amazon. **Environmental Research Letters**, v. 6, n. 2, p. 024010, 2011.
- ASSUNÇÃO, J.; GANDOUR, C.; ROCHA, R. Deterring deforestation in the brazilian amazon: environmental monitoring and law enforcement. **Climate Policy Initiative**, p. 1–36, 2013.
- ASSUNÇÃO, J.; ROCHA, R. Getting greener by going black: the effect of blacklisting municipalities on amazon deforestation. **Environment and Development Economics**, Cambridge University Press, v. 24, n. 2, p. 115–137, 2019.
- BARCELLOS, C. *et al.* Mudanças climáticas e ambientais e as doenças infecciosas: cenários e incertezas para o Brasil. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 18, n. 3, p. 285-304, 2009.
- BAUCH, S. C.; BIRKENBACH, A. M.; PATTANAYAK, S. K.; SILLS, E. O. Public health impacts of ecosystem change in the Brazilian Amazon. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 112, n. 24, p. 7414–7419, 2015.
- BAUHOFF, S.; BUSCH, J. Does deforestation increase malaria prevalence? Evidence from satellite data and health surveys. **World Development**, v. 127, p. 104734, 2020.
- BRASIL. Decreto nº 11.687, de 5 de setembro de 2023. Institui o Programa União com Municípios pela Redução do Desmatamento e Incêndios Florestais na Amazônia Legal e o Comitê Orientador do Programa União com Municípios pela Redução do Desmatamento e Incêndios Florestais na Amazônia Legal. Diário Oficial da União: seção 1, Brasília, DF, ed. 170, p. 1, 6 set. 2023.
- BRASIL. Decreto nº 6.321, de 21 de dezembro de 2007. Dispõe sobre ações relativas à prevenção, monitoramento e controle de desmatamentos no Bioma Amazônia, e dá outras providências. Diário Oficial da União: seção 1, Brasília, DF, p. 3, 24 dez. 2007.

- BRIGGS, D. J. A framework for integrated environmental health impact assessment of systemic risks. **Environmental Health**, v. 7, p. 61, 2008.
- BUSS, P. M.; PELLEGRINI FILHO, A. A saúde e seus determinantes sociais. **Physis: Revista de Saúde Coletiva**, v. 17, n. 1, p. 77–93, 2007.
- CALLAWAY, B.; SANT'ANNA, P. H. C. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 200-230, 2021.
- CAMERON, A. C.; GELBACH, J. B.; MILLER, D. L. Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. **Review of Economics and Statistics**, v. 90, n. 3, p. 414–427, 2008.
- CANELAS, T. *et al.* Environmental and socioeconomic analysis of malaria transmission in the Brazilian Amazon, 2010–2015. **Revista de Saúde Pública**, v. 53, p. 49, 2019.
- CARDOSO, D. *et al.* Amazon plant diversity revealed by a taxonomically verified species list. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 114, n. 40, p. 10695-10700, 2017.
- CHAGAS, A. L. S.; ANDRADE, L. Spatial difference-in-differences and event study: identification and application to the case of Priority List of Municipalities in the Brazilian Amazon. **Working Paper**, Department of Economics, FEA-USP / NEREUS, 2024.
- CLIFF, A. D; ORD, J. K. Spatial processes: models & applications. **London: Pion**, 1981.
- CONFALONIERI, U. E. C.; MARGONARI, C.; QUINTÃO, A. F. Environmental change and the dynamics of parasitic diseases in the Amazon Basin. **Acta Tropica**, v. 129, p. 33–41, 2014.
- CONFALONIERI, U. E. C. Saúde na Amazônia: um modelo conceitual para a análise de paisagens e doenças. **Estudos avançados**, v. 19, p. 221-236, 2005.
- DA SILVA-NUNES, Mônica *et al.* Amazonian malaria: asymptomatic human reservoirs, diagnostic challenges, environmentally driven changes in mosquito vector populations, and the mandate for sustainable control strategies. **Acta tropica**, v. 121, n. 3, p. 281-291, 2012.
- DAHLGREN, G.; WHITEHEAD, M. **Policies and strategies to promote social equity in health**. Stockholm: Institute for Futures Studies, 1991.
- DELFINO, R. J. *et al.* The relationship of respiratory and cardiovascular hospital admissions to the southern California wildfires of 2003. **Occupational and Environmental Medicine**, v. 66, n. 3, p. 189-197, 2009.
- DELGADO, M. S.; FLORAX, R. J. G. M. Difference-in-differences techniques for spatial data: Local autocorrelation and spatial interaction. **Economics Letters**, v. 137, p. 123-126, 2015.
- DE CHAISEMARTIN, C.; D'HAULTFOEUILLE, X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. **American economic review**, v. 110, n. 9, p. 2964-2996, 2020.
- ELLWANGER, J. H. *et al.* Beyond diversity loss and climate change: Impacts of Amazon deforestation on infectious diseases and public health. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 92, n. 1, e20191375, 2020.

FEARNSIDE, P. M. Deforestation in Brazilian Amazonia: history, rates, and consequences. **Conservation Biology**, v. 19, n. 3, p. 680–688, 2005.

FERRANTE, L.; FEARNSIDE, P. M. Brazil's new president and 'ruralists' threaten Amazonia's environment, traditional peoples and the global climate. **Environmental Conservation**, v. 46, n. 4, p. 261–263, 2019.

FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557–579, 2003.

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

HEANEY, A. *et al.* Impacts of fine particulate matter from wildfire smoke on respiratory and cardiovascular health in California. **GeoHealth**, v. 6, e2021GH000578, 2022.

HUSNINA, Z; CLEMENTS, A. C. A; WANGDI, K. Forest cover and climate as potential drivers for dengue fever in Sumatra and Kalimantan 2006–2016: a spatiotemporal analysis. **Tropical Medicine & International Health**, v. 24, n. 7, p. 888–898, 2019.

IACUS, S. M.; KING, G.; PORRO, G. Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching. **Political Analysis**, v. 20, n. 1, p. 1–24, 2012.

IGNOTTI, E.; VALENTE, J. G.; LONGO, K. M.; FREITAS, S. R.; HACON, S. S.; ARTAXO NETTO, P. Impactos na saúde humana de partículas emitidas por queimadas na Amazônia brasileira. **Revista de Saúde Pública**, v. 44, n. 1, p. 121–130, 2010.

INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS (INPE). Taxa consolidada de desmatamento na Amazônia em 2022-2023 é de 9.064 km². 2022.

INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS (INPE). Projeto de Monitoramento do Desmatamento na Amazônia Legal por Satélite (PRODES). São José dos Campos: INPE, 2022.

KALBUS, A. *et al.* Exploring the influence of deforestation on dengue fever incidence in the Brazilian Amazonas state. **Plos one**, v. 16, n. 1, p. e0242685, 2021.

KING, G.; NIELSEN, R. Why Propensity Scores Should Not Be Used for Matching. **Political Analysis**, v. 27, n. 4, p. 435–454, 2019.

LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**. Boca Raton: CRC Press, 2009.

MALHI, Y. *et al.* Exploring the likelihood and mechanism of a climate-change-induced dieback of the Amazon rainforest. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 106, n. 49, p. 20610–20615, 2009.

MARCA, L.; SILVA, E. T.; ALVIM, A. M. Influência do desmatamento, uso da terra e de políticas ambientais sobre a incidência de malária no estado do Pará. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS – ENABER, 2024.

MAY, J. M. The ecology of human disease. **Ann N Y Acad Sci.** 1960.

MELO, A. K. A. Avaliação do Impacto da Lista de Municípios Prioritários no Bioma Amazônia sobre Indicadores de Saúde e Produtividade Pecuária. 2020. 68 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2020.

MMA, M. do M. A. Plano de ação para prevenção e controle do desmatamento na amazônia legal (ppcdam): 3a fase (2012-2015): pelo uso sustentável e conservação da floresta. Ministério do Meio Ambiente (MMA), 2013.

MOZ-CHRISTOFOLETTI, M. A.; PEREDA, P. C.; CAMPANHARO, W. Does decentralized and voluntary commitment reduce deforestation? The effects of Programa Municípios Verdes. **Environmental and Resource Economics**, v. 82, p. 65-100, 2022.

NEMET, G. F.; HOLLOWAY, T.; MEIER, P. Implications of incorporating air-quality co-benefits into climate change policymaking. **Environmental Research Letters**, v. 5, n. 1, p. 014007, 2010.

NOBRE, A. D. The future climate of Amazonia, **Scientific Assessment Report.** 2014.

NOBRE, C. A. *et al.* Land-use and climate change risks in the Amazon and the need of a novel sustainable development paradigm. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 113, n. 39, p. 10759–10768, 2016.

ORGANIZAÇÃO PAN-AMERICANA DA SAÚDE (OPAS). Agenda para as Américas sobre Saúde, Meio Ambiente e Mudança Climática 2021-2030. Washington, D.C.: OPAS, 2021.

PEARCE, D. Policy frameworks for the ancillary benefits of climate change policies. CSERGE Working Paper GEC 2000-11. Norwich: Centre for Social and Economic Research on the Global Environment, 2000.

PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross-section dependence in panels. **Cambridge Working Papers in Economics**, n. 0435, University of Cambridge, 2004.

PFAFF, A.; ROBALINO, J. Spillovers from conservation programs. **Annual Review of Resource Economics**, v. 9, p. 299–315, 2017.

REDE INTERNACIONAL DE EDUCAÇÃO DE TÉCNICOS EM SAÚDE (RETS). **Doenças transmitidas por vetores.** [S. l.], 28 jun. 2022.

REID, C. E. *et al.* Associations between respiratory health and ozone and fine particulate matter during a wildfire event. **Environment International**, v. 129, p. 291-298, 2019. DOI: 10.1016/j.envint.2019.04.033.

ROTH, J. Pretest with Caution: Event-Study Estimates after Testing for Parallel Trends. **American Economic Review: Insights**, v. 4, n. 3, p. 305–322, 2022

RUBIN, D. B. Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation. **Health Services and Outcomes Research Methodology**, v. 2, n. 3–4, p. 169–188, 2001.

SACCARO JUNIOR, N. L.; MATION, L. F.; SAKOWSKI, P. A. M. Impacto do desmatamento sobre a incidência de doenças na Amazônia. **Texto para Discussão**, n. 2142, p. 7-38, 2015.

SANT'ANNA, A. A.; ROCHA, R. Health impacts of deforestation-related fires in the Brazilian Amazon. **São Paulo: Instituto de Estudos para Políticas de Saúde**, 2020.

SANT'ANNA, P. H. C.; ZHAO, J. Doubly Robust Difference-in-Differences Estimators. **Journal of Econometrics**, v. 219, n. 1, p. 101–122, 2020.

SANTOS, A. S.; ALMEIDA, A. N. de. The impact of deforestation on malaria infections in the Brazilian Amazon. **Ecological Economics**, v. 154, p. 247-256, 2018.

SOLAR, O.; IRWIN, A. A conceptual framework for action on the social determinants of health. **Genebra: World Health Organization**, 2010

STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. A. Specification of spatial models: A simulation study on weights matrices. **Papers in Regional Science**, v. 88, n. 2, p. 389–408, 2009.

TEIXEIRA, M. G.; SIQUEIRA JR., J. B.; FERREIRA, G. L. C.; BRICKS, L.; JOINT, G. Epidemiological Trends of Dengue Disease in Brazil (2000–2010): A Systematic Literature Search and Analysis. **PLoS Neglected Tropical Diseases**, v. 7, n. 12, e2520, 2013.

TOBLER, W. R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. **Economic Geography**, v. 46, n. sup1, p. 234–240, 1970

VASCONCELOS, C. H.; NOVO, E. M. L. M.; DONALISIO, M. R. Uso do sensoriamento remoto para estudar a influência de alterações ambientais na distribuição da malária na Amazônia brasileira. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 22, p. 517-526, 2006.

VIANA, D. V.; IGNOTTI, E. A ocorrência da dengue e variações meteorológicas no Brasil: revisão sistemática. **Revista brasileira de epidemiologia**, v. 16, p. 240-256, 2013.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE (OMS). Climate change and health. WHO fact sheet, 2023.

WOOLDRIDGE, J. M. Introductory econometrics: A modern approach. 5. ed. Mason, OH: South-Western Cengage Learning, 2013.

APÊNDICE A

Tabela A.1 - Lista de Municípios Prioritários por ano de entrada, saída e regresso

UF	MUNICIPIO	ANO DE ENTRADA	ANO DE SAIDA	ANO DE REGRESSO
AM	Apuí	2017	-	-
AM	Boca do Acre	2011	-	-
AM	Lábrea	2008	-	-
AM	Manicoré	2017	-	-
AM	Novo Aripuanã	2017	-	-
MA	Amarante do Maranhão	2009	-	-
MA	Grajaú	2011	-	-
MT	Alta Floresta	2008	2012	-
MT	Alto Boa Vista	2011	2017	-
MT	Aripuanã	2008		-
MT	Brasnorte	2008	2013	-
MT	Cláudia	2011	2017	-
MT	Colniza	2008	-	-
MT	Confresa	2008	2017	-
MT	Cotriguaçu	2008	-	-
MT	Feliz Natal	2009	2013	-
MT	Gaúcha do Norte	2008	-	-
MT	Juara	2008	-	-
MT	Juína	2008	-	-
MT	Marcelândia	2008	2013	2018
MT	Nova Bandeirantes	2008	-	-
MT	Nova Maringá	2008	-	-
MT	Nova Ubiratã	2008	2017	-
MT	Paranaíta	2008	-	-
MT	Peixoto de Azevedo	2008	2018	-
MT	Porto dos Gaúchos	2008	2017	-
MT	Querência	2008	2011	-
MT	Santa Carmem	2011	2017	-
MT	São Félix do Araguaia	2008	2017	-
MT	Tapurah	2011	2017	-
MT	Vila Rica	2008	2017	-
PA	Altamira	2008	-	-
PA	Anapu	2012	-	-
PA	Brasil Novo	2008	2013	-
PA	Cumaru do Norte	2008	-	-
PA	Dom Eliseu	2008	2012	-
PA	Itaituba	2017	-	-
PA	Itupiranga	2009	-	-

PA	Marabá	2009	-	-
PA	Moju	2011	-	-
PA	Novo Progresso	2008	-	-
PA	Novo Repartimento	2008	-	-
PA	Pacajá	2009	-	-
PA	Paragominas	2008	2010	-
PA	Placas	2018	-	-
PA	Portel	2017	-	-
PA	Rondon do Pará	2008	-	-
PA	Santa Maria das Barreiras	2008	2017	-
PA	Santana do Araguaia	2008	2012	-
PA	São Félix do Xingu	2008	-	-
PA	Senador José Porfírio	2012	-	-
PA	Tailândia	2009	2013	-
PA	Ulianópolis	2008	2012	-
PA	Uruará	2018	-	-
RO	Buritis	2017	-	-
RO	Candeias do Jamari	2017	-	-
RO	Cujubim	2017	-	-
RO	Machadinho D'oeste	2008	-	-
RO	Nova Mamoré	2008	-	-
RO	Pimenta Bueno	2008	-	-
RO	Porto Velho	2008	-	-
RR	Mucajá	2009	-	-

Fonte: Elaboração própria

Tabela A.2 – Índice de Moran Global sob diferentes especificações da matriz de pesos espaciais

Variável	Rainha	Rainha 2º ordem	kNN (k=4)	kNN (k=6)	kNN (k=8)	Distância inversa ²
LMP	0.2852***	0.1915***	0.2357***	0.2358***	0.2410***	0.1092***
IDR	0.1351***	0.1072***	0.1427***	0.1381***	0.1356***	0.0874***
IDEN	0.1639***	0.1019***	0.1685***	0.1655***	0.1539***	0.1037***
IMAL	0.3795***	0.1304***	0.3568***	0.2749***	0.2356***	0.2681***
Desmatamento	0.1984***	0.0130	0.1113***	0.2337***	0.1978***	0.0885***
Queimadas	0.3870***	0.2061***	0.3097***	0.3211***	0.3050***	0.1344***

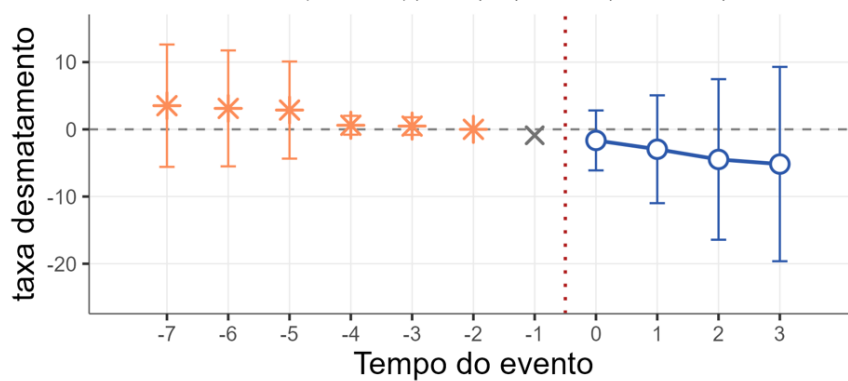
Nota: *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05. Teste analítico sob hipótese de randomização (Anselin, 1988). A coluna em destaque corresponde à especificação adotada na dissertação. Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.3 – Robustez dos coeficientes do SDiD irrestrito sob especificações alternativas da matriz W

Desfecho	Coeficiente	Rainha	Rainha 2º ordem	kNN (k=4)	kNN (k=6)	kNN (k=8)	Distância inversa ²
IDR	β_d (LMP)	-3.304*	-2.028	-2.739*	-1.969	-1.866	-2.165
	β_t (ASET)	6.364*	1.339	5.488.	2.194	1.584	3.887
	β_u (ASENT)	-0.740	-5.051*	-1.868	-2.674	-2.980	-7.678*
IDEN	β_d (LMP)	-0.294	0.069	-0.169	-0.381.	-0.336	-0.217
	β_t (ASET)	1.143.	0.203	0.968.	1.773**	1.578*	2.346
	β_u (ASENT)	-0.260	0.189	-0.277.	-0.497*	-0.485*	0.067
IMAL	β_d (LMP)	-0.310.	-0.425.	-0.431	-0.415.	-0.468.	-0.541*
	β_t (ASET)	-0.181	0.200	0.365	0.228	0.380	1.169
	β_u (ASENT)	-0.436.	-0.646*	-0.311	-0.554*	-0.685*	-1.244**
Desmatamento	β_d (LMP)	-1.062	-1.117	-0.907	-0.912	-0.999	-1.134
	β_t (ASET)	0.562	0.131	0.483	0.343	0.518	1.257
	β_u (ASENT)	-1.757	-3.951	-1.348	-1.884	-2.230	-5.149
Queimadas	β_d (LMP)	-511.341***	-616.288**	-649.870***	-599.132***	-644.356***	-728.015***
	β_t (ASET)	-386.064	-126.771	213.812	-50.802	74.117	564.858
	β_u (ASENT)	-661.699***	-847.177***	-533.792***	-729.914***	-831.024***	-1756.714***

Nota: *** p<0,001, ** p<0,01, * p<0,05, . p<0,10. n.d. = nao disponivel. betad = efeito direto (LMP), betat = spillover ASET (D_WD_trat), betau = spillover ASENT (D_WD_ctrl). Erros padrao clusterizados por municipio. Fonte: Elaboracao propria.

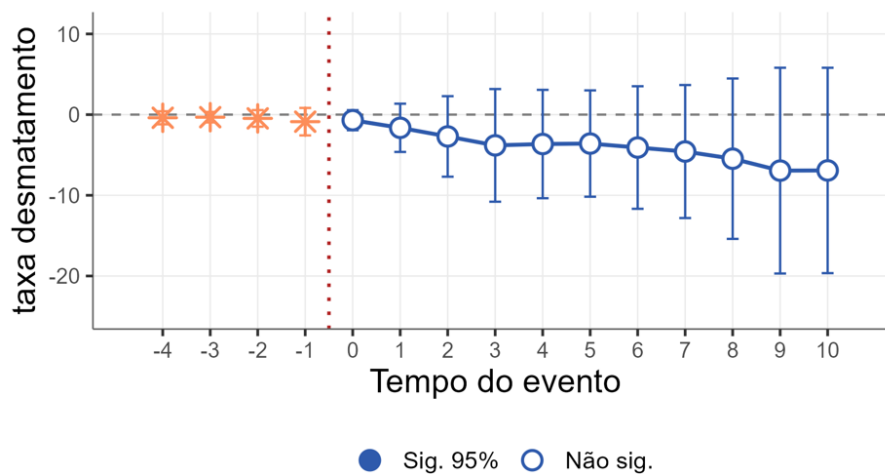
Figura A.1 - Event Study Callaway e Sant'Anna: Desmatamento



● Sig. 95% ○ Não sig. ✕ Período de referência

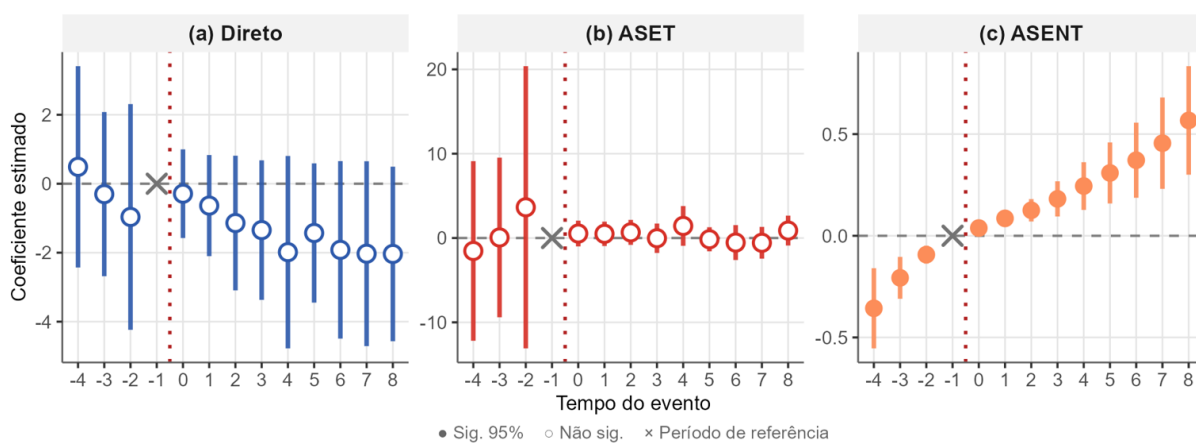
Fonte: Elaboração própria

Figura A.2 - Event Study Chaisemartin e D'Haultfoeuille: Desmatamento



Fonte: Elaboração própria

Figura A.3 - Event Study Espacial SDID: Desmatamento



Fonte: Elaboração própria