



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA

Centro de Ciências Sociais Aplicadas

Departamento de Economia

Programa de Pós-Graduação em Economia

RÔMULO EUFROSINO DE ALENCAR RODRIGUES

**ESTUDOS SOBRE POLÍTICAS ENERGÉTICAS E
SEUS IMPACTOS NA ÁREA DA SAÚDE: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA CAUSAL**

João Pessoa

2023

RÔMULO EUFROSINO DE ALENCAR RODRIGUES

**ESTUDOS SOBRE POLÍTICAS ENERGÉTICAS E
SEUS IMPACTOS NA ÁREA DA SAÚDE: UMA
ANÁLISE EMPÍRICA CAUSAL**

Tese de doutorado apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba.

Orientador: Prof. Dr. Jevuks Matheus de Araújo

João Pessoa

2023

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

R696e Rodrigues, Romulo Eufrosino de Alencar.
Estudos sobre políticas energéticas e seus impactos
na área da saúde : uma análise empírica causal / Romulo
Eufrosino de Alencar Rodrigues. - João Pessoa, 2023.
211 f. : il..

Orientação: Jevuks Matheus de Araújo.
Tese (Doutorado) - UFPB/CCSA.

1. Saúde. 2. Atenção básica. 3. Royalties. 4.
Biodiesel. 5. Glifosato. 6. Câncer. I. Araújo, Jevuks
Matheus de. II. Título.

UFPB/BC

CDU 616-092.11(043)



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

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

Ata da reunião da Banca Examinadora designada para avaliar o trabalho de tese do doutorando **Rômulo Eufrosino de Alencar Rodrigues**, submetida para obtenção do grau de doutor em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**.

Aos vinte e oito dias, do mês de fevereiro, do ano dois mil e três, às quatorze horas, no Programa de Pós-Graduação em Economia, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal da Paraíba, reuniram-se, em cerimônia pública, os membros da Banca Examinadora, constituída pelos professores doutores **Jevuks Matheus de Araújo** (Orientador), da Universidade Federal da Paraíba; **Wallace Patrick Santos de Farias Souza** (Examinador Interno), da Universidade Federal da Paraíba; **Antônio Vinícius Barros Barbosa** (Examinador Externo), da Universidade Federal da Paraíba; **Edward Martins Costa** (Examinador Externo), da Universidade Federal do Ceará; e **Edilberto Tiago de Almeida** (Examinador Externo), da Universidade Federal da Bahia, a fim de examinarem o candidato ao grau de doutor em Economia, área de concentração em **Economia Aplicada**, **Rômulo Eufrosino de Alencar Rodrigues**. Além dos examinadores e do examinando, compareceram também, representantes do Corpo Docente e do Corpo Discente. Iniciando a sessão, o professor **Jevuks Matheus de Araújo**, na qualidade de presidente da Banca Examinadora, comunicou aos presentes a finalidade da reunião e os procedimentos de encaminhamento desta. A seguir, concedeu à palavra ao candidato, para que fizesse oralmente a exposição do trabalho, apresentado sob o título: **“Estudos sobre políticas energéticas e seus impactos na área da saúde: uma análise empírica causal”**. Concluída a exposição, o senhor presidente solicitou que fosse feita a arguição por cada um dos examinadores. A seguir foi concedida a palavra ao candidato, para que respondesse e esclarecesse às questões levantadas. Terminadas as arguições, a Banca Examinadora passou a proceder à avaliação e ao julgamento do candidato. Em seguida, o senhor presidente comunicou aos presentes que a Banca Examinadora, por unanimidade, **aprovou** a tese apresentada e defendida com o conceito **APROVADO**, concedendo assim, o grau de **Doutor em Economia**, área de concentração em **Economia Aplicada**, ao doutorando **Rômulo Eufrosino de Alencar Rodrigues**. E, para constar, eu, **Ricardo Madeira Cataldi**, secretário *ad hoc* do Programa de Pós-Graduação em Economia, lavrei a presente ata, que assino junto com os membros da Banca Examinadora. João Pessoa, 28 de fevereiro de 2023.

Prof. Dr. Jevuks Matheus de Araújo
Orientador – UFPB

Documento assinado digitalmente
gov.br JEVUKS MATHEUS DE ARAUJO
Data: 11/07/2023 15:11:49-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

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

Documento assinado digitalmente
gov.br WALLACE PATRICK SANTOS DE FARIAS SOUZA
Data: 06/07/2023 09:20:03-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Antônio Vinícius Barros Barbosa
Examinador Interno – UFPB

Documento assinado digitalmente
gov.br ANTONIO VINICIUS BARROS BARBOSA
Data: 03/07/2023 14:16:18-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Edward Martins Costa
Examinador Externo – UFC

Documento assinado digitalmente
gov.br EDWARD MARTINS COSTA
Data: 06/07/2023 10:39:20-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Edilberto Tiago de Almeida
Examinador Externo – UFBA

Documento assinado digitalmente
gov.br EDILBERTO TIAGO DE ALMEIDA
Data: 03/07/2023 14:32:02-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Ricardo Madeira Cataldi
Secretário *Ad Hoc* – PPGE/ UFPB

Documento assinado digitalmente
gov.br RICARDO MADEIRA CATALDI
Data: 17/02/2023 13:54:40-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus por me dar força e foco para finalizar essa etapa de minha vida, a meus pais Antonio Eufrosino e Maria Nazare (em memória), meu irmão, Felipe Eufrosino pelo apoio incondicional e por sempre acreditarem no meu potencial. A Rafaela Leite, por estar presente diariamente em minha trajetória, apoiando minha vida pessoal e acadêmica.

Ao meu orientador, Prof. Jevuks Matheus de Araújo, por todos os ensinamentos e oportunidades que me deu. A todos os professores que tive o prazer de conhecer durante o doutorado no PPGE/UFPB. Cada um deles contribuiu para meu crescimento e amadurecimento acadêmico.

A banca examinadora, Prof. Wallace, Prof. Vinícius, Prof. Edward e Prof. Edilberto pelas diversas contribuições sugeridas, que agregaram e aprimoraram as pesquisas referentes a essa tese.

Aos amigos que conheci durante o período de doutorado que me apoiaram academicamente e na vida pessoal. Especialmente, Daniel, Gerrio e Helson. Aos não citados, sintam-se representados, são igualmente importantes.

Por fim, agradeço a CAPES pelo apoio financeiro no último ano de doutorado, via concessão de bolsa de estudo.

SUMÁRIO

1	EFEITO CAUSAL DA “LEI DOS ROYALTIES” NA ATENÇÃO BÁSICA EM SAÚDE E EXTERNALIDADES NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	25
1.1	INTRODUÇÃO	25
1.2	METODOLOGIA	28
1.2.1	Aspectos da “Lei dos Royalties”	28
1.2.2	Dados	30
1.2.3	Estratégia Empírica	32
1.2.4	Diferença em Diferença unido ao Propensity Score Matching	35
1.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	38
1.3.1	Resultados Principais	38
1.3.2	Externalidades na Área da Saúde de Maior Complexidade	41
1.3.3	Impacto Econômico do Acúmulo de Capital Humano	43
1.3.4	Análise de Sensibilidade e Robustez	45
1.4	CONSIDERAÇÕES FINAIS	46
2	PROGRAMA NACIONAL DE PRODUÇÃO E USO DO BIO-DIESEL: USINAS PRODUTORAS POR SOJA IMPACTAM O CâNCER NA POPULAÇÃO BRASILEIRA?	49
2.1	INTRODUÇÃO	49
2.2	AGROTÓXICO, SOJA TRANSGÊNICA, GLIFOSATO E DEMAIS INGREDIENTES ATIVOS: ASSOCIAÇÃO AO CâNCER	53
2.2.1	Agrotóxico no Brasil	53
2.2.2	A Implementação da Soja Transgênica no Brasil e Uso do Glifosato	54
2.2.3	Associação Entre Glifosato e o Câncer	56
2.2.4	A Associação Entre Agrotóxicos em Geral e o Câncer	58
2.2.4.1	Câncer de Próstata	58
2.2.4.2	Câncer de Pulmão	59
2.2.4.3	Câncer Colorretal	60
2.2.4.4	Câncer de Pâncreas	60
2.2.4.5	Leucemia	61
2.2.4.6	Linfoma não Hodgkin	61
2.2.4.7	Outros Tipos de Câncer	62
2.3	METODOLOGIA	64
2.3.1	Dados	64

2.3.2	Breve Apresentação do Programa Nacional de Produção e Uso do Biodiesel (PNPB)	65
2.3.3	Estratégia Empírica	67
2.3.4	Diferença em Diferença com Múltiplas Entradas no Tempo	74
2.4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	77
2.4.1	Impacto Causal Agregado da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer	80
2.4.1.1	Impacto causal do PNPB em crianças de 0 a 14 anos	81
2.4.1.2	Impacto causal do PNPB na população agrícola	87
2.4.1.3	Impacto causal do PNPB na população geral	90
2.4.2	Análise de Robustez e Sensibilidade	94
2.4.2.1	Impacto Causal Agregado da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Base de Soja Sobre o Número de Sessões de Radioterapia e Quimioterapia	94
2.4.2.2	Impacto Causal Agregado da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Base de Soja Considerando a Ampliação do Raio de Municípios a Partir do Centróide Sobre o Câncer	99
2.4.2.3	Impacto Causal Agregado da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre Covariáveis, Variáveis Correlacionadas e Não correlacionadas ao Câncer	107
2.5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	110

Referências	114
------------------------------	------------

Apêndices	128
------------------	------------

APÊNDICE A – CAPÍTULO 1	129
--	------------

APÊNDICE B – CAPÍTULO 2	135
--	------------

B.1	Tabela de Neoplasias Consideradas Para o Estudo	135
B.2	Pré-teste de Retas Paralelas Condicionais	136
B.3	Efeitos Heterogêneos	137
B.3.1	Efeitos Heterogêneos Voltados à Soja	137
B.3.2	Efeitos Heterogêneos Para Taxa de Mortalidade e Precocidade da Morte Voltadas às Neoplasias nas Diferentes Populações	140
B.3.2.1	Impacto causal do PNPB em crianças de 0 a 14 anos	140
B.3.2.2	Impacto causal do PNPB na população agrícola	152
B.3.2.3	Impacto causal do PNPB na população geral	158

B.3.3	Efeitos Heterogêneos para o Número de Quimioterapias e Radioterapias Per Capitas Voltadas às Neoplasias nas Diferentes Populações	167
B.3.3.1	Impacto causal do PNPB em crianças de 0 a 14 anos	169
B.3.3.2	Impacto causal do PNPB na População Geral	183
B.3.4	Efeitos Heterogêneos para a Sensibilidade Condicionada a Ampliação do Raio do Centroide Voltados à Soja	190
B.3.5	Efeitos Heterogêneos para a Sensibilidade Condicionada a Ampliação do Raio do Centroide com Relação aos Cânceres	192
B.3.5.1	Impacto causal do PNPB em crianças de 0 a 14 anos	192
B.3.5.2	Impacto causal do PNPB na População agrícola	194
B.3.5.3	Impacto causal do PNPB na População Geral	197
B.3.6	Efeitos Heterogêneos para Covariáveis, Variáveis Correlacionadas e Não Correlacionadas com o Câncer	203

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1.1 – Exemplificação do Efeito do Tratamento da “Lei dos Royalties” nos Grupos.	33
Figura 1.2 – Efeito Causal da Lei dos Royalties na Atenção Básica em Saúde	39
Figura 1.3 – Externalidades da Lei dos Royalties na Área Ambulatorial de Média e Complexa	42
Figura 1.4 – Externalidades da Lei dos Royalties na Área Hospitalar de Média e Complexa	42
Figura 1.5 – Impacto na Economia dos Municípios Recebedores de Royalties para a Educação e Saúde	44
Figura 2.1 – Evolução das Vendas de Glifosato e Substitutos/Complementares no Brasil	55
Figura 2.2 – Evolução do Percentual de Mistura do Biodiesel no Diesel	66
Figura 2.3 – Evolução da Produção de Biodiesel Total e Nas Usinas que Usam Soja (m ³ /1000 mil)	67
Figura 2.4 – Municípios Considerados Para o Tratamento	68
Figura 2.5 – Quantidade Produzida de Soja Por Grupo (t/1000 mil)	70
Figura 2.6 – Evolução da Quantidade Produzida de Soja (t/1000 mil)	70
Figura 2.7 – Quantidade Produzida de Soja no Ano Base de 2005 (t/1000 mil) . . .	71
Figura 2.8 – Distribuição Geográfica dos Centroides, Circunvizinhos e Unidade que fazem fronteira com os Circunvizinhos	100
Figura A.1 – Histograma do Propensity Score	131
Figura A.2 – Municípios tratados e controles recebedores de royalties após o match. .	131
Figura A.3 – Histograma do Propensity Score Para Seleção dos Não Tratados	133
Figura A.4 – Mapa Geral dos Municípios Utilizados por Grupo na Tripla Diferença .	133
Figura B.1 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Quantidade, Área Plantada e Colhida Absolutas Dessa Cultura	138
Figura B.2 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Rendimento Médio em Quilogramas Por Hectare Para a Área Plantada e Colhida	139
Figura B.3 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Exportação de Produtos Relacionados a Essa Commodity	139
Figura B.4 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga	141

Figura B.5–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Fígado: efeito dinâmico para taxa de mortalidade	142
Figura B.6–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja sobre o Câncer de Cólon	142
Figura B.7–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin	143
Figura B.8–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Mama	145
Figura B.9–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Linfoma Não Hodgkin	146
Figura B.10–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Ovário: efeito por grupo para taxa de mortalidade	147
Figura B.11–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pâncreas: efeito por grupo para taxa de mortalidade	147
Figura B.12–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Próstata	148
Figura B.13–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pulmão: efeito por grupo para taxa de mortalidade	149
Figura B.14–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Reto	150
Figura B.15–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins	151
Figura B.16–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Tireoide	152
Figura B.17–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	153
Figura B.18–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	153
Figura B.19–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia	154
Figura B.20–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Mama: efeito por grupo para a expectativa de vida	155

Figura B.21–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Ovário: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	155
Figura B.22–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pulmão: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	156
Figura B.23–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Reto: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	156
Figura B.24–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	156
Figura B.25–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer dos Tecidos Moles	157
Figura B.26–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Testículo: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	158
Figura B.27–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga	159
Figura B.28–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cólon: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	160
Figura B.29–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	160
Figura B.30–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Mama: efeito por grupo para a taxa de mortalidade	161
Figura B.31–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Não Hodgkin	161
Figura B.32–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Ovário	162
Figura B.33–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Pâncreas	163
Figura B.34–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Pulmão	164
Figura B.35–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Reto	165

Figura B.36–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Tecidos Moles	166
Figura B.37–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Bexiga	169
Figura B.38–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Cérebro	170
Figura B.39–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Cólon	171
Figura B.40–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Fígado	172
Figura B.41–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin	173
Figura B.42–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia	173
Figura B.43–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Mama	174
Figura B.44–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Não Hodgkin	175
Figura B.45–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Ovário	176
Figura B.46–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pâncreas	177
Figura B.47–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Próstata	178
Figura B.48–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pulmão	179
Figura B.49–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Reto	180
Figura B.50–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Testículo	181
Figura B.51–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Tireoide	182
Figura B.52–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga	183
Figura B.53–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cólon	184
Figura B.54–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Fígado	185

Figura B.55–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin	186
Figura B.56–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia	186
Figura B.57–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Mama	187
Figura B.58–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin	187
Figura B.59–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Ovário	188
Figura B.60–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pulmão	189
Figura B.61–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer dos Tecidos Moles	189
Figura B.62–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer dos Testículos	190
Figura B.63–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Quantidade Absoluta Produzida, Rendimento Médio em Quilogramas por Hectare Para a Área Plantada e Colhida Dessa Cultura	191
Figura B.64–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cérebro	192
Figura B.65–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia	193
Figura B.66–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Não Hodgkin	193
Figura B.67–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins	193
Figura B.68–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer dos Tecidos Moles	194
Figura B.69–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga	194
Figura B.70–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia	195
Figura B.71–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pâncreas	195
Figura B.72–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Próstata	196

Figura B.73–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins	196
Figura B.74–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga	197
Figura B.75–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cérebro	197
Figura B.76–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cólon	198
Figura B.77–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Fígado	198
Figura B.78–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia	199
Figura B.79–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Não Hodgkin	199
Figura B.80–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Ovário	200
Figura B.81–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pâncreas	200
Figura B.82–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Próstata	201
Figura B.83–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins	201
Figura B.84–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Tecidos Moles	202
Figura B.85–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Testículo	202
Figura B.86–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre as Despesas Totais em Saúde	203
Figura B.87–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre as Mortes, Exceto as Relacionadas ao Câncer	204
Figura B.88–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Total de Cânceres, Exceto os Relacionados aos Cânceres Estudados	205
Figura B.89–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Diabetes Tipo II	206
Figura B.90–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Obesidade	207
Figura B.91–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre Doenças Cardíacas Coronárias	208

Figura B.92–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a	
Partir da Soja Sobre Acidente Vascular Cerebral	209
Figura B.93–Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a	
Partir da Soja Sobre a Economia	210

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Média das Variáveis Usadas na Amostra Final do Estudo Por Grupo .	31
Tabela 1.2 – Utilizando a Tripla Diferença Como Robustez do Modelo	46
Tabela 2.1 – Grupos de Tratamento e Suas Entradas no Tempo	69
Tabela 2.2 – Logits para a validação da hipótese de aumento do uso de agrotóxicos dado implantação de usinas de biodiesel de soja	78
Tabela 2.3 – Estimação Para Efeitos Médios Agregados Gerais Dinâmicos e Para Grupos Relacionados à Soja	79
Tabela 2.4 – Estimação Para Efeitos Médios Agregados Gerais Dinâmicos e Para Grupos Relacionados à Exportação de Soja e Derivados	80
Tabela 2.5 – Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção.	82
Tabela 2.6 – Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)	83
Tabela 2.7 – Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção	88
Tabela 2.8 – Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)	89
Tabela 2.9 – Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção	91
Tabela 2.10–Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)	92
Tabela 2.11–Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção Sobre o Número de Sessões de Quimioterapia e Radioterapia para Crianças	95
Tabela 2.12–Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1) Sobre o Número de Sessões de Quimioterapia e Radioterapia em crianças	96
Tabela 2.13–Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção Sobre o Número de Sessões de Quimioterapia e Radioterapia para a População Geral	98
Tabela 2.14–Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1) Sobre o Número de Sessões de Quimioterapia e Radioterapia na População Geral	99
Tabela 2.15–Estimação Aumentando o Raio do Centróide Para Efeitos Médios Agregados Gerais Dinâmicos e Para Grupos Relacionados à Soja	101

Tabela 2.16–Efeito Médio Agregado Geral Para Crianças de 0 a 14 Anos dada a Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção	102
Tabela 2.17–Efeito Médio Agregado Para Crianças de 0 a 14 anos dada Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)	103
Tabela 2.18–Efeito Médio Agregado Geral Para Pessoas Envolvidas em Atividades Agrícolas dada a Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção	104
Tabela 2.19–Efeito Médio Agregado Para Pessoas Envolvidas em Atividades Agrícolas dada a Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)	105
Tabela 2.20–Efeito Médio Agregado Geral Para a População Geral dada a Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção	106
Tabela 2.21–Efeito Médio Agregado Para a População Geral da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)	106
Tabela 2.22–Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção.	108
Tabela 2.23–Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)	109
Tabela A.1–Resultados Para o Modelo Logit	129
Tabela A.2–Resultados Para o Modelo Logit Não Tratados	132
Tabela A.3–Modelos Alternativos	134
Tabela B.1–Neoplasias Consideradas nas Estimações	135
Tabela B.2–Pré-teste de Retas Paralelas Condicionais Para Todos os Modelos Principais com Efeitos Significativos Heterogêneos e/ou Agregados Gerais Para o Câncer	136
Tabela B.3–Pré-teste de Retas Paralelas Condicionais Para Todos os Modelos Principais com Efeitos Significativos Heterogêneos e/ou Agregados Gerais Para a Soja	136

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

PSM	Propensity Score Matching
DD	Diferença em Diferença
DDD	Diferença em Diferença em Diferença
IV	Variáveis Instrumentais
Nº	Número
SUS	Sistema Único de Saúde
DATASUS	Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde
FINBRA	Finanças do Brasil
STN	Secretaria de Tesouro Nacional
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
ANP	Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis
IPCA	Índice de Preço ao Consumidor Ampliado
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Quant.	Quantidade
Atend.	Atendimento
PIB	Produto Interno Bruto
VAB	Valor Adicionado Bruto
HIC	Hipótese de Independência Condicional
PNADC	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua
SGS	Sistema Gerenciador de Séries Temporais
CO2	Dióxido de Carbono
PNPB	Programa Nacional de Produção e Uso de Biodiesel
IA	Ingredientes Ativos
RS	Rio Grande do Sul

DCC	Doenças Cardíacas Coronárias
AVC	Acidente Vascular Cerebral
AHS	Agricultural Health Study
DDT	Dicloro-Difenil-Tricloroetano
EPTC	S-ethyl-dipropylthiocarbamate (S-etil-dipropiltiocarbamato)
LNH	Linfomas Não Hodgkin
MCPA	2-methyl-4-chlorophenoxyaceticacid (4-cloro-2-metilfenoxiacético)
STS	Sarcoma de Tecidos Moles
NAPP	North American Pooled Project
NCI	National Cancer Institute
WHO	world health organization
SIM	Sistema de Informações de Mortalidade
Proálcool	Programa Nacional do Álcool
SCS	Selo de Combustível Social
PIS	Programa de Integração Social
PASEP	Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público
COFINS	Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social
B2	Diesel com 2% de mistura com biodiesel
B13	Diesel com 13% de mistura com biodiesel
MATOPIBA	Nome dado devido às iniciais do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia
GO	Goiás
MT	Mato Grosso
TO	Tocantins
BA	Bahia
MS	Mato Grosso do Sul
PR	Paraná

SC	Santa Catarina
TWFE	Efeitos Fixos Bidirecionais
ATT	Efeito Médio do Tratamento no Grupo Tratado

INTRODUÇÃO

Embora o capital humano não seja diretamente observável, [Benhabib e Spiegel \(1994\)](#) reforçam que sua qualidade e quantidade são fundamentais para a economia. Dentre as variáveis *proxys* que podem medir essas dimensões de efeito, a saúde é tida como fundamental. A concepção de saúde como um dos dispositivos para o capital humano foi desenvolvida primeiramente por [Becker \(2009\)](#) e posteriormente complementado por [Grossman \(1999\)](#), ao qual afirma que é um estoque de longo prazo que necessita de investimento para crescer, mas que é depreciável com o tempo. Nesse sentido, a debilidade da saúde pode reduzir a produtividade do trabalho, a participação no mercado de trabalho e causar perdas econômicas na forma de custos ([CAI; KALB, 2006](#)). Diante da importância da saúde populacional para o desenvolvimento econômico, essa tese tem foco primordial para a avaliação da qualidade da saúde dos brasileiros a partir de políticas energéticas implementadas pelo Governo Federal.

Nesse aspecto, duas políticas energéticas amplamente difundidas no Brasil são pouco avaliadas quanto as implicações diretas e externas para a saúde populacional. Especificamente, a política de aplicação de recursos provenientes dos *royalties* do petróleo brasileiro para a justiça intergeracional e a de produção e uso do biodiesel que, dentre os objetivos, têm o de minimizar externalidades negativas no ambiente. Ambas as intervenções têm potencial para produzir ineficiências que geram problemas para a saúde ou benefícios para essa área. Os royalties, se bem aplicados, devem retornar efeitos positivos no bem-estar populacional na forma de saúde. Em contra ponto, se a aplicação for ineficiente, há prejuízos intergeracionais devido à finitude dos recursos naturais fósseis. Já a produção de biodiesel pode reduzir consideravelmente a emissão de dióxido de carbono (CO₂) presente nos combustíveis de uso tradicional, como o diesel, minimizando impactos no ambiente. Essa condição melhoraria a saúde coletiva. Entretanto, o meio de obtenção de matéria-prima em larga escala pode causar externalidades negativas à saúde populacional local, por exemplo, com ampliação do uso de pesticidas.

Esta tese avaliará a Lei Nº 12.858/2013 do [Brasil \(2013\)](#), conhecida como “lei dos royalties”, que destina obrigatoriamente 25% dos royalties de petróleo para a saúde municipal e o Programa Nacional de Produção e Uso do Biodiesel (PNPB) associado aos impactos da instalação de usinas produtoras de biocombustível a base de soja nos municípios com relação à saúde local. De modo geral, é proposto mensurar como as políticas energéticas interferem na saúde dos brasileiros. Ademais, os estudos coincidem com variações de métodos quantitativos aplicados de Diferença em Diferença.

O primeiro ensaio aborda os efeitos diretos e externos sobre a saúde básica, média e de alta complexidade ocasionados pela Lei Nº 12.858/2013 do [Brasil \(2013\)](#). Por ser uma política que visa o melhoramento da condição de saúde da população, foram estimados

modelos para verificar se o aumento da qualidade do capital humano contribuiu para o crescimento econômico. Foram identificadas evidências que o aumento das despesas com atenção básica refletiram na melhora da saúde preventiva. Com isso, serviços de maior complexidade, como os ambulatoriais e hospitalares, foram reduzidos. Em outras palavras, a saúde da população foi melhorada considerando todos os níveis de atendimento. Como a saúde é um importante indutor do crescimento econômicos, as variáveis que captam o efeito da atividade econômica foram impactadas positivamente em todos os setores, especialmente o industrial. Dada as evidências, espera-se contribuir para as discussões de norteamento para alocação de recursos dessa natureza, uma vez que o único artigo que até então que visou verificar impactos dessa lei foi o de [Rodrigues et al. \(2020\)](#) e estudos de leis anteriores, que avaliam outras leis de distribuição e aplicação, mostram um grande conjunto de resultados que demonstram a ineficiência da aplicação dos royalties.

O segundo ensaio verifica efeitos da instalação de usinas produtoras de biodiesel a base de óleo de soja e externalidades negativas sobre o desenvolvimento de câncer na população afetada. Em hipótese, o funcionamento dessas usinas estimularia a ampliação da produção de soja local, resultando em aumento do uso de glifosato (ingrediente ativo) e exposição dos indivíduos a esse agente. Os resultados demonstram um grave e preocupante cenário onde há relação causal entre o funcionamento de usinas produtoras de biocombustível a base de soja, choques produtivos dessa commodity e o desenvolvimento de diversos tipos de neoplasias, elevação da taxa de mortalidade e precocidade das mortes. Especialmente crianças de 0 a 14 anos são afetadas por essa externalidade negativa, no entanto, os efeitos se estendem para a população agrícola e geral. Desse modo, há uma perda de qualidade de saúde nos indivíduos residentes dessas localidades, além de gerar custos diretos e indiretos para a economia, podendo haver aumento dos gastos com o tratamento por quimioterapia, radioterapia, internação, perda de produtividade e ausência no trabalho, perda de produtividade futura dada a morte precoce, dentre outros. Essa é uma pesquisa inédita na literatura e por se tratar de um experimento natural torna-se uma oportunidade valiosa de mensurar os efeitos sobre neoplasias causados pelo herbicida mais utilizado no mundo, o glifosato. Ademais, esse estudo pode ser usado para a reformulação da política energética de produção e uso do biodiesel no tocante a minimização de seus efeitos externos na saúde humana, que até então eram não evidenciados na literatura. Outro aspecto relevante a ser considerado é a forma como os pesticidas são utilizados nos estabelecimentos rurais e a quantidade comercializada nos municípios brasileiros de forma contínua, por meio da criação de um banco de dados com informações dessas unidades, a fim de aumentar o controle de uso, dada a potencialidade carcinogénica dos mesmos.

Os resultados dessa tese podem servir para a formulação de políticas públicas e para melhoramento da eficiência das existentes, especialmente, da política de produção e uso do biodiesel. Por exemplo, como foi constatado que a aplicação de royalties em despesas com atenção básica em saúde melhora toda a cadeia de atendimento nos diferentes níveis

de complexidade e eleva a atividade econômica, compensações financeiras na forma de royalties provenientes de outras leis podem ser norteadas para esse mesmo fim, na condição de haver demanda de atendimento preventivo da população. O mesmo é válido para os achados da instalação de usinas produtoras de biodiesel por soja, pois externalidades negativas são indesejáveis e elevam o preço do produto final em acordo com a teoria econômica devido o preço social a se pagar. Logo, corrigir as distorções na saúde da população causadas pelo PNPB é fundamental para a eficiência do mesmo, especialmente por um de seus objetivos serem estritamente o desenvolvimento sustentado via cuidados com o ambiente.

Para além das contribuições para o Brasil, as evidências dessa tese podem ter validade externa para diversos países. Primeiramente, devido a “lei dos royalties” ter se mostrado uma importante ferramenta norteadora da aplicação desses recursos, ampliando o bem-estar da população em termos socioeconômicos. Diversos países produtores de petróleo e outros recursos naturais encontram problemas em aplicar as receitas provenientes dessa exploração, implicando em graves impactos sociais e econômicos, mas as formulações da lei brasileira podem contribuir para o fomento de estratégias para essas nações. Segundo, países com ampla produção de soja e descriminação do uso de pesticidas podem sofrer os mesmos efeitos preocupantes para o desenvolvimento precoce e ampliação das mortes por cânceres encontrados nessa tese. Especialmente os principais países produtores, como Brasil, Estados Unidos, Argentina, China e Índia, devem atentar para esses resultados. Essa tese demonstra que políticas públicas devem ser bem pensadas para sua correta execução e eficiência, devido os resultados adversos que podem causar.

RESUMO

Capítulo 1 - Efeito causal da “lei dos royalties” na atenção básica em saúde e externalidades nos municípios brasileiros

Com a crescente elevação das receitas provenientes dos royalties, foi promulgada a lei Nº 12.858/2013 que destina 75% dessas receitas à educação e 25% para saúde. É utilizado o Propensity Score Matching (PSM) unido ao método de Diferença em Diferença (DD) para avaliar essa política quanto a diversos indicadores de saúde e atividade econômica dos municípios brasileiros afetados pela distribuição de *royalties* como taxa de imunização de crianças, taxa de mortalidade infantil, número de equipamentos hospitalares, demanda por serviços, despesas do sistema de saúde, Produto Interno Bruto, dentre outros. São encontradas diferenças significativas e robustas entre municípios tratados e controles, dando indícios positivos da lei em ampla maioria das variáveis de interesse estudadas. O aumento do acúmulo do capital humano gerado pela melhoria da saúde proporcionou ao grupo de tratamento um impacto no PIB per capita de cerca de 10% se comparado aos seus contrafactuais, havendo efeito positivo em todos os setores analisados, em especial, no industrial. Adicionalmente, como robustez, foi regredido um modelo de tripla diferença (DDD) indicando que os resultados encontrados são não viesados, ou seja, toda a variação nos estimadores é dada pelo efeito exógeno da intervenção.

Palavras-chave: Royalties; Lei dos Royalties; Saúde; Atenção Básica; Diferença em Diferença.

Capítulo 2 - Programa Nacional de Produção e Uso do Biodiesel: usinas produtoras por soja impactam o câncer na população brasileira?

Em 2004 foi lançado no Brasil o Programa Nacional de Produção e Uso de Biodiesel (PNPB) para substituição de parte da oferta de óleo diesel. Em média, aproximadamente de 75% desse biocombustível é obtido pelo óleo de soja. Esse estudo considera a hipótese que municípios (centroídes) recebedores de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja e circunvizinhos ampliam a produção dessa matéria-prima para suprir a demanda do PNPB. Como resultado, será ampliada a utilização de agrotóxicos, expondo a população local a mais e maior quantidade de ingredientes ativos (IA) que podem estimular o desenvolvimento de cânceres. Foi utilizado o método de Diferença em Diferença com múltiplas entradas no tratamento no tempo proposto por [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#) para identificar variações na taxa de mortalidade e precocidade do desenvolvimento de neoplasias. Foram avaliados 25 tipos de câncer (agregados em 17 tipos) para três recortes populacionais, crianças de 0 a 14 anos, pessoas envolvidas com o trabalho agrícola e a população geral. A condição de experimento natural permitiu inferir preocupante causalidade entre a produção de biodiesel a partir da soja, o aumento da mortalidade e redução da idade da morte das populações para todos os grupos participantes do tratamento. Especialmente crianças de 0 a 14 anos

são afetadas, havendo efeitos sobre os cânceres de bexiga, cólon, fígado, linfoma Hodgkin, linfoma não Hodgkin, mama, ovário, pâncreas, próstata, pulmão e rins. A população agrícola é impactada pelos cânceres de bexiga, linfoma hodgkin, leucemia, ovário, pâncreas, pulmão, reto, rins, tecidos moles e testículo. Por fim, para a população em geral, as neoplasias de cólon, linfoma Hodgkin, ovário, pâncreas, pulmão, reto e tecidos moles tiveram elevação das mortes e/ou redução da idade de falecimento. O efeito dinâmico evidencia o respeito as tendências paralelas devido à exogeneidade do tratamento, demonstrando também o intervalo de latência entre contaminação, aparecimento do carcinoma e falecimento.

Palavras-chave: Câncer; Neoplasia; PNPB; Agrotóxico; Pesticida; Soja.

ABSTRACT

Chapter 1 - Causal effect of the "oil royalty law" on primary health care and externalities in brazilian cities

Given the growing increase in revenue from oil royalties, Law 12858/2013 was enacted, which allocates 75% of this revenue to education and 25% to health. The Propensity Score Matching (PSM) combined with the Difference in Difference (DD) method is used to evaluate this policy in what regards several indicators of health and economic activity in Brazilian oil producing municipalities affected by the distribution of royalties, such as rates concerning children immunization and children mortality, the number of hospital equipment, demand for services, health system expenses, Gross Domestic Product, among others. The study found significant and robust differences between treated and controlled municipalities that results in the expansion of primary preventive services and the reduction of more complex services, showing that the law is presenting positive signs in most of the variables of interest that were studied. The increase in human capital that resulted from the improvement in health provided the treatment group with an impact of about 10% on GDP per capita compared to its counterfactuals, with a positive effect in all analyzed sectors, especially in the industrial sector. Additionally, as robustness, a triple difference model (DDD) was regressed, indicating that the findings are unbiased, that is, all the variation in the estimators is given by the exogenous effect of the intervention.

Keywords: Oil Royalties; Royalty Law; Health; Primary Care; Difference in Difference.

Chapter 2 - National Program for the Production and Use of Biodiesel: plants producing through soy impact cancer in the Brazilian population?

In 2004, the National Program for the Production and Use of Biodiesel (PNPB) was launched in Brazil to replace part of the supply of diesel oil. On average, approximately 75% of this biofuel is obtained from soybean oil. This study considers the hypothesis that municipalities (centroids) receiving plants producing biodiesel from soy and surrounding areas increase the production of this raw material to meet the demand of the PNPB. As a result, the use of pesticides will be expanded, exposing the local population to more and greater amounts of active ingredients (AI) that can stimulate the development of cancers. The Difference-in-Difference method with multiple entries in the treatment in time proposed by [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#) was used to identify variations in the mortality rate and precocity of the development of neoplasms. We evaluated 25 types of cancer (aggregated into 17 types) for three population groups, children aged 0 to 14 years, people involved in agricultural work and the general population. The natural experiment condition allowed to infer worrying causality between the production of biodiesel from soy, the increase in mortality and reduction in the age of death of the populations for

all groups participating in the treatment. Especially children from 0 to 14 years old are affected, with effects on bladder, colon, liver, Hodgkin lymphoma, non-Hodgkin lymphoma, breast, ovary, pancreas, prostate, lung and kidney cancers. The agricultural population is impacted by cancers of the bladder, Hodgkin lymphoma, leukemia, ovary, pancreas, lung, rectum, kidney, soft tissue and testis. Finally, for the general population, neoplasms of the colon, Hodgkin's lymphoma, ovary, pancreas, lung, rectum and soft tissues had an increase in deaths and/or a reduction in the age of death. The dynamic effect shows respect for parallel trends due to the exogeneity of the treatment, also demonstrating the latency interval between contamination, appearance of carcinoma and death.

Keywords: Cancer; Neoplasm; PNPB; pesticides; Soy.

1 EFEITO CAUSAL DA “LEI DOS ROYALTIES” NA ATENÇÃO BÁSICA EM SAÚDE E EXTERNALIDADES NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

1.1 INTRODUÇÃO

Com o aumento da exploração de recursos naturais exauríveis no século passado, como o petróleo, [Hotelling \(1931\)](#) e [Hartwick \(1977\)](#), contribuíram significativamente com as bases do desenvolvimento sustentável. Os autores pontuam a necessidade de investimento de parte da renda dessa exploração, voltando-as à manutenção do bem-estar e à justiça intergeracional, nas conhecidas “*Renda de Hotelling*” que seria uma renda compensatória da exploração diante do esgotamento futuro e a “*Regra de Hartwick*” que mostra que os investimentos dessa renda em capital reprodutível físico e humano tornam o capital da sociedade constante ao longo do tempo. Embora o capital humano não seja diretamente observável, [Benhabib e Spiegel \(1994\)](#) reforçam que sua qualidade e quantidade são fundamentais para a economia. Dentre as variáveis *proxys* que podem ser estimadas para essa mensuração desses capital, educação e saúde são tidas como as principais. [Becker \(2009\)](#) coloca que a educação é um investimento natural para o capital humano, já a saúde, [Grossman \(1999\)](#) afirma que é um estoque de longo prazo que necessita de investimento para crescer, mas que é depreciável com o tempo.

Os conceitos da “*Renda de Hotelling*” e “*Regra de Hartwick*” são bem estabelecidos, entretanto, diversos países produtores de petróleo e outros recursos naturais encontram problemas em aplicar as receitas provenientes dessa exploração, implicando em graves impactos sociais e econômicos no bem-estar populacional ([SEABRA et al., 2015](#)), como reduzida taxa de crescimento e menor desenvolvimento, se comparado a outros países que não são ricos nessas *commodities*. Alguns exemplos malsucedidos, de acordo com [Ross \(2013\)](#), são: Venezuela, Colômbia, Gabão, Iraque, Nigéria, Argélia, Angola, Nigéria e Sudão. Em contra ponto, países como os Estados Unidos, Canadá, Austrália, Chile e Noruega, são exemplos de gestão bem-sucedida das receitas desses recursos ([POSTALI, 2009](#); [SEABRA et al., 2015](#)). A diferença entre sucesso e fracasso pode ser explicada, segundo [Ploeg \(2011\)](#), devido à qualidade das instituições, as condições da democracia e o canal da taxa de câmbio, conhecido como “doença holandesa” ¹ na literatura.

Devido o capital humano ser um componente importante do desenvolvimento e do

¹ É a sobrevalorização da moeda interna devido ao grande volume de exportação de recursos naturais, ocasionando perda de competitividade de outros setores da economia em relação ao mercado externo.

crescimento econômico e, países, terem dificuldades de transformar as receitas alcançadas pela exploração de recursos naturais em melhorias socioeconômicas, esse capítulo da tese tem em vista avaliar a Lei Nº 12.858/2013 do [Brasil \(2013\)](#), conhecida como “lei dos royalties”, que destina recursos provenientes da exploração de petróleo para serem gastos obrigatoriamente em educação e saúde de seus Estados e municípios com base em uma série de critérios ² estabelecidos. Em específico, são estimados efeitos sobre um conjunto de indicadores de saúde municipal como quantidade de gestantes que tiveram consultas pré-natal, taxa de imunização e taxa de mortalidade infantil e da população geral, número de equipamentos, demanda por serviços ambulatoriais e hospitalar, quantidade de leitos, despesas do sistema de saúde, dentre outros. Uma vez melhorada a saúde populacional, são esperados retornos positivos sobre o produto dos municípios que recebem a intervenção, dado o aumento da qualidade e da quantidade de capital humano. Para essa finalidade, foi usado métodos que incluem o Propensity Score Matching (PSM) unido ao método de Diferença em Diferença (DD). Como robustez, foi utilizado um modelo de Tripla Diferença (DDD).

A “lei dos royalties” é bastante recente e é singular no mundo devido sua regulação, necessitando de estudos que contribuam para sua avaliação positiva ou negativa. Entretanto, a Lei Nº 9478/1997 do [Brasil \(1997\)](#) vigente a um período considerável, além de aumentar significativamente os royalties destinados aos municípios brasileiros, devido o aumento das alíquotas indenizatórias e da vinculação dessas receitas ao preço internacional do petróleo, foi a primeira a liberar sua aplicação na educação e saúde, embora não obrigatoriamente, uma vez que a educação primária pública e a atenção básica à saúde do Sistema Único de Saúde (SUS) público foram descentralizados para essas unidades com a atual Constituição brasileira de 1988. Anteriormente, essas compensações deviam ser aplicadas exclusivamente em infraestrutura, ou seja, capital físico.

Nesse contexto, muitos são os estudos que mostram a má gerência dessas receitas com efeitos nulos ou negativos na economia e em indicadores sociais. [Postali \(2009\)](#), [Postali e Nishijima \(2011\)](#), [Givisiez e Oliveira \(2011\)](#), [Carnicelli e Postali \(2012\)](#), [Caselli e Michaels \(2013\)](#), [Caçador e Monte \(2013\)](#), [Alves, Schmitz e Polette \(2020\)](#), [Vogel \(2021\)](#), são alguns exemplos na literatura que aborda a utilização de royalties no Brasil que apontam redução da atividade econômica, piora no mercado de trabalho formal, redução do esforço fiscal, não afetação ou piora em indicadores de saúde e educação, corrupção, dentre outros. No tocante a educação, [Chan e Karim \(2020\)](#) embora encontrem uma leve melhora na oferta de educação em termos de escolas, funcionários da escola e salas de aula por milhão de habitantes, mostram haver uma redução na taxa de aprovação de alunos e evasão escolar, dado os royalties, em escolas primárias financiadas pelo município. Já para saúde e educação, [Nishijima, Sarti e Canuto \(2020\)](#) encontram que municípios que recebem

² Esses critérios serão discutidos em subseções da metodologia.

compensações financeiras investem mais em educação e saúde no longo prazo que os não elegíveis a essa política, entretanto, os resultados são pequenos e não relacionados aos maiores municípios receptores, sugerindo uma aplicação fraca da lei e de longo prazo para promover o crescimento sustentável com base na renda de recursos não renovados. Todos os trabalhos citados tomam como base os royalties da Lei Nº 9478/1997 do [Brasil \(1997\)](#), implicando em grave problema de utilização desses recursos.

De acordo com [Reis e Santana \(2015\)](#), essas indenizações têm uma forte influência nas finanças públicas dos municípios brasileiros, com potencial para serem investidas em condições para o desenvolvimento econômico local. Entretanto, a destinação dos *royalties* do petróleo nos gastos públicos não é tão nítida quanto seus termos de cobrança e distribuição, havendo pouquíssimos meios norteadores da sua aplicação, proporcionando ampla liberdade na utilização dos recursos. De forma complementar, [Chan e Karim \(2020\)](#) enfatizam que instituições fracas poderiam desviar royalties para as mãos das elites, por exemplo, na forma de corrupção como visto em [Vogel \(2021\)](#), evitando que essas compensações sejam destinadas para provimento de bens públicos, educação, saúde, dentre outros.

Esse cenário de grande flexibilidade para os gastos das rendas compensatórias se mantém até 2013, com a promulgação da Lei Nº 12.858/2013 do [Brasil \(2013\)](#). A partir desse ano, foram definidas novas formulações para a destinação dos recursos provenientes do petróleo e gás, entretanto, apenas dos extraídos do pré-sal e do restante em mar, direcionando os repasses dos *royalties* que cabem a União, Estados e Municípios, produtores ou afetados pela produção, para a educação e saúde advindos de campos de exploração que tenham firmado seu contrato a partir 3 de dezembro de 2012 e tenham iniciado sua exploração. Essa lei regulamenta a parcela de 75% dos valores para a educação e de 25% para a saúde. Dês de sua criação até 2019 (ano base para os valores), foram obtidos cerca de 812 milhões de reais para a saúde e educação, sendo nesse último ano 340 milhões. Entretanto, apenas em 2018 os municípios brasileiros passaram a receber diretamente esses recursos, acumulando 252,43 milhões de reais no período citado.

Devido o afrouxamento dos gastos permitida pela Lei Nº 9478/1997 do [Brasil \(1997\)](#) e sua ineficiência, a “lei dos *royalties*” pode ser uma alternativa para a mudança na alocação de recursos que gere aumento do estoque de capital humano na forma de educação e saúde. Este estudo inicia uma nova linha de pesquisa quase que inexplorada econometricamente, avaliando o efeito de causa da intervenção dessa política na população dos municípios brasileiros elegíveis. Ademais, por usar um grande conjunto de variáveis desagregadas do Sistema de Informação Ambulatorial e do Sistema de Informação Hospitalar subdivididas em complexidade de níveis de procedimentos em atenção à saúde básica, média e alta, permite verificar os canais de transmissão diretos da intervenção e suas externalidades, esse último, inédito até então na literatura brasileira. Além disso, inova com relação à literatura que explora a aplicação de royalties ao trazer uma análise de robustez de tripla

diferença, possível devido às características da lei.

O único estudo que até então visou analisar o efeito causal da lei de 2013 foi o de [Rodrigues et al. \(2020\)](#) usando Variáveis Instrumentais (IV) para os anos de 2012 (pré-lei) e 2014 (pós-lei), onde é verificado um pequeno efeito em 2014, mas significativo, na melhoria do índice Firjan de educação dos municípios produtores de petróleo. Não houve efeitos no Firjan de saúde. Diferentemente, este estudo encontrou fortes evidências positivas para a área da saúde e na economia na ampla maioria das variáveis analisadas nos municípios impactados pela “lei dos *royalties*”. O modelo de tripla diferença, que funciona como um placebo, confirma os achados, mostrando que as estimativas não são viesadas. Desse modo, além dos resultados servirem para nortear políticas públicas nacionais, eles também podem ter validade externa, especialmente para países em desenvolvimento e que enfrentam problemas de reverter esses recursos em bem-estar socioeconômico.

Além dessa introdução, este capítulo de tese está organizado em mais três seções. A segunda apresenta os dados, as formulações da lei, a estratégia empírica e a metodologia. A terceira seção faz uma discussão sobre os principais resultados encontrados e traz a análise de robustez com o modelo de DDD. Por fim, são feitas as considerações finais.

1.2 METODOLOGIA

1.2.1 Aspectos da “Lei dos Royalties”

Com o aumento das alíquotas de arrecadação de compensações financeiras aprovada em 1997, a mudança de vinculação de royalties a valores internacionais do petróleo e a descoberta e exploração do pré-sal que ampliou ainda mais o volume de royalties destinados aos municípios brasileiros, houve o crescimento das discussões em torno da aplicação desses recursos diante do quadro de flexibilidade dos gastos dos royalties até a posterior aprovação da “lei dos royalties” de 2013. De acordo com [Nishijima, Sarti e Canuto \(2020\)](#), a lógica desse tipo de lei se dá pela tentativa de compensar as gerações futuras pela perda dos recursos não renovados utilizados pela geração atual, como, por exemplo, em melhorias na saúde e educação que beneficiarão a sociedade de forma intergeracional. Os autores ainda colocam haver uma falta de discussão sobre os canais administráveis que poderiam efetivamente melhorar o bem-estar local usando as receitas do petróleo que podem ser baseadas em estudos de avaliação de impacto.

Para melhor compreensão dos possíveis impactos da Lei Nº 12.858, de 9 de setembro de 2013 e os aspectos da estratégia empírica, alguns trechos da lei são importantes de se destacar:

- A lei destina recursos para a “educação pública, com prioridade para a educação básica, e para a saúde”. Como compete aos municípios a atenção básica de saúde, são

esperados impactos robustos nas despesas com a atenção básica, tendo um serviço de melhor qualidade nessa área, suprimindo a demanda da população impactada. Devido à saúde básica ter um caráter preventivo, é esperado a redução da demanda por outros serviços de saúde de maior complexidade.

- Estão sujeitas a lei as receitas dos órgãos da administração direta da União provenientes dos royalties e da participação especial decorrentes de áreas cuja declaração de comercialidade tenha ocorrido a partir de 3 de dezembro de 2012, relativas a contratos celebrados sob os regimes de concessão, de cessão onerosa e de partilha de produção, quando a lavra ocorrer na plataforma continental, no mar territorial ou na zona econômica exclusiva. Ou seja, campos de produção com seu contrato anterior a 3 de dezembro de 2012, não estão sujeitos a essa lei.
- Estão sujeitas a lei as receitas dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios provenientes dos royalties e da participação especial, relativas a contratos celebrados a partir de 3 de dezembro de 2012, sob os regimes de concessão, de cessão onerosa e de partilha de produção, quando a lavra ocorrer na plataforma continental, no mar territorial ou na zona econômica exclusiva. Desse modo, é seguido similarmente o que é aplicável a União, entretanto, estados e municípios passaram a receber diretamente esses recursos apenas em 2018, diferentemente da União que os recebe dès de 2013.
- As receitas da União serão distribuídas de forma prioritária aos Estados, ao Distrito Federal e aos Municípios que determinarem a aplicação da respectiva parcela de receitas de royalties e de participação especial, com a mesma destinação exclusiva para educação e saúde. Logo, essa medida é um incentivo indireto aos entes para aplicação dos royalties de campos de produção anteriores a 3 de dezembro de 2012 nessas áreas sujeitos a Lei Nº 9478/1997 do [Brasil \(1997\)](#).
- União, Estados, Distrito Federal e Municípios aplicarão os recursos no montante de 75% na área de educação e de 25% na área de saúde.
- Os recursos destinados para as áreas de educação e saúde serão aplicados em acréscimo ao mínimo obrigatório previsto na Constituição Federal. Ou seja, de fato esses valores serão aplicados adicionalmente as despesas de educação e saúde dos entes da federação afetados diretamente pela lei.
- As vedações constantes na Lei Nº 7.990/1989 do [Brasil \(1989\)](#) não se aplicam a essa lei quanto ao custeio de despesas com manutenção e desenvolvimento do ensino, especialmente na educação básica pública em tempo integral, inclusive as relativas a pagamento de salários e outras verbas de natureza remuneratória a profissionais do magistério em efetivo exercício na rede pública. Desse modo, é esperada a ampliação do quantitativo de funcionários da saúde e equipamentos.

Os recebedores diretos de royalties da educação e saúde são amplamente concentrados no litoral brasileiro do Rio de Janeiro e Espírito Santo, onde há maioria dos produtores de petróleo em mar. No entanto, a distribuição dos royalties possui uma segunda via, a afetação pela produção, onde não necessariamente o município é produtor. Por exemplo, possuindo atividade de embarque e desembarque de petróleo, oleodutos, dentre outros, que recebem petróleo de campos de produção de contrato firmado a partir de 3 de dezembro de 2012. Desse modo, os municípios tratados estão presentes em todas as regiões brasileiras, com exceção da centro-oeste.

1.2.2 Dados

Esse estudo tem em vista verificar o efeito da Lei Nº 12.858/2013 em variáveis voltadas ao sistema de saúde dos municípios brasileiros que recebem royalties³ diretamente vinculados a essa lei. Todas as variáveis de interesse relacionadas à saúde para estudo, que totalizam 19, são retiradas do DATASUS (2010-2019) (Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde), com exceção das despesas municipais em saúde relacionadas à atenção básica, retiradas do FINBRA (Finanças do Brasil) vinculado a Secretaria de Tesouro Nacional (STN, 2010-2012; STN, 2013-2019). Ademais, as variáveis da atividade econômica dos municípios e sua população, são achadas no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2010-2019a; IBGE, 2010-2019b).

Para indicar o tratamento, ou seja, municípios que recebem diretamente royalties para a saúde, são utilizados dados da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP, 2010-2019). Informações das covariadas como valor total dos royalties, produção de petróleo em mar, produção de petróleo em terra, são retiradas também dessa agência. O orçamento, despesas em educação e saúde municipais são retiradas no FIBRA.

Os dados foram organizados em um painel com período de dez anos no tocante aos municípios recebedores de royalties e não recebedores, excluídos os da região centro-oeste do país, de 2010 a 2019, contemplando as variáveis covariadas e de interesse. A Tabela 1.1 traz informações da média per capita das variáveis no base pré-intervenção de 2012 por grupo. Para as estimações são usados apenas os anos de 2012, 2018 e 2019, como será explicado na estratégia empírica. Variáveis como, quantidade de atendimentos ambulatoriais básicos, quantidade de vacinas aplicadas em crianças de até um ano, quantidade de leitos hospitalares, Produto Interno Bruto, dentre outras, estão em termos per capita. Variáveis monetárias estão com valores corrigidos para 2019 pelo Índice de Preço ao Consumidor

³ É importante destacar que os municípios controles também recebem royalties, entretanto, esses royalties não são vinculados a Lei Nº 12.858, ou seja, são de campos de produção com contrato celebrado anteriormente a 3 de dezembro de 2012, ou se vinculados a lei, são recebidos indiretamente via União, condicionado ao uso na saúde e educação dos royalties de campos contratados anteriores a 3 de dezembro de 2012.

Ampliado (IPCA), obtido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2010-2019).

Tabela 1.1 – Média das Variáveis Usadas na Amostra Final do Estudo Por Grupo

Variáveis	Tratados	Controles	Não Tratados
População	149594,5531	65086,9198	43380,1607
Receita Orçamentaria	4329,0404	3491,0285	3607,8994
Despesas com Saúde	854,6699*	697,1859	781,6855*
Despesas com Atendimentos Ambulatoriais Básicos	374,1343*	381,1934*	542,0409
Despesas com Educação	1104,9145*	1065,8581*	1013,9902
Valor dos Royalties	609,7675	165,9711	-
Produção de petróleo em Mar	4,4626*	1,7681*	-
Produção de petróleo em Terra	1,6562	0,0755	-
Quantidade de Atendimentos Ambulatoriais Básicos	0,0005*	0,0009*	0,0003*
Quantidade de Casos de Dengue Notificados	0,0027*	0,0033*	0,0014
Quant. de Gestantes que Tiveram 1 ou mais Consultas Pré-Natal	0,9561*	0,9564*	0,9676
Quant. de Gestantes que Tiveram 4 ou mais Consultas Pré-Natal	0,8681*	0,8802*	0,9114
Quant. de Vacinas Aplicadas em Crianças de Até Um Ano	18,6014*	18,9680*	18,4583*
Quant. de Vacinas Aplicadas em Crianças de Até Dois Anos	23,7074*	24,3626*	23,6602*
Quant. de Vacinas Aplicadas na População Geral	0,5803*	0,5638*	0,5675*
Taxa de Mortalidade Infantil**	14,4698*	12,9819*	10,7383
Quant. de Atend. Ambulatoriais de Média e Alta Complexidade	2,6029	3,2127	4,3122
Desp. com Atend. Ambulatoriais de Média e Alta Complexidade	49,6410*	52,5883*	60,5670
Quantidade de Leitos Ambulatoriais Para Observação	0,0001*	0,0002*	0,0002
Quantidade de Internações Hospitalares	0,0527	0,0578	0,0633
Média de Dias de Internações Hospitalares	5,6943*	4,8585	5,3089*
Quantidade de Leitos Hospitalares Para Internação do SUS	0,0017*	0,0012	0,0014*
Quantidade de Leitos Hospitalares Para Internação Não SUS	0,0003*	0,0002	0,0002*
Despesas Com Internações Hospitalares	73,8771*	76,5734*	94,3544
Taxa de Mortalidade***	4,0053*	3,1459	3,8420*
Quantidade de Profissionais da Área da Saúde	0,0117*	0,0107	0,0109*
Quantidade de Equipamentos Para a Área da Saúde	0,0045	0,0034	0,0039
Produto Interno Bruto	40524,1265	26006,8237	26551,8056
Valor Adicionado Bruto da Indústria	16812,3982	7968,9821	5266,6445
Valor Adicionado Bruto dos Serviços***	12798,7901	9071,6951	9713,9690
Valor Adicionado Bruto da Agropecuária	1435,38142	2122,9756	3760,1329

Nota: Elaborado pelo autor.

*: Se os grupos são iguais estatisticamente em média com relação ao grupo de tratamento.

**: A cada mil pessoas.

***: Exceto os serviços públicos.

O grupo tratado é formado por municípios que recebem diretamente recursos da “lei dos royalties” para a saúde e da Lei N° 9478/1997 do Brasil (1997), em média, possuem superioridade na quantidade produzida de petróleo em mar e em terra, aproximadamente 18% dos tratados produzindo em mar e 23% produzindo em terra, números expressivos em comparação aos controles, que recebem royalties diretamente da lei de 1997 onde a aplicação dos recursos na saúde é opcional. As variáveis citadas são importantes para a determinação do tratamento. Dado um nível mais elevado de produção nos tratados, esse grupo possui considerável superioridade na quantia de royalties per capita na comparação com as demais unidades. Com relação às variáveis da saúde, onde ampla maioria são analisadas em termos de impacto da lei, as mesmas são relativamente similares entre todos os grupos apresentados na tabela. Os maiores diferenciais estão no tamanho populacional, na receita orçamentaria e nas despesas em saúde, mas com as despesas em atenção básica

relativamente similar. A adição do grupo não tratado ocorre para a utilização da tripla diferença, são unidades que não possuem produção de petróleo e afetação pela mesma, logo, não recebem royalties e não estão sujeitos a intervenção de nenhuma das leis de aplicação de recursos das compensações.

1.2.3 Estratégia Empírica

Como há uma dificuldade de isolar o efeito de causa dessa lei, uma vez que envolvem recursos federais, estaduais e municipais abrangidos pela mesma, foi escolhido como linha base o ano de 2012. Esse ano, em lei, é marcado para os municípios receberem royalties de contratos de campos de produção celebrados a partir de 3 de dezembro. Entretanto, o primeiro campo a ser explorado, com contrato celebrado nos conformes da lei, ocorreu apenas em 2018. Logo, esse estudo mensura o impacto causal da lei para os anos de 2018 e 2019 para os municípios que recebem royalties para a educação e saúde, uma vez que eles passam a receber as compensações diretamente, sem depender de repasses do Estado ou União.

É importante destacar que os recursos para a saúde e educação existem dès de 2013, ano de criação da “lei dos royalties”. No entanto, esses recursos são da União, logo, como mencionado em lei, “serão distribuídos de forma prioritária aos Estados, ao Distrito Federal e aos Municípios que determinarem a aplicação da respectiva parcela de receitas de royalties e de participação especial com a mesma destinação exclusiva”, ou seja, para educação e saúde.

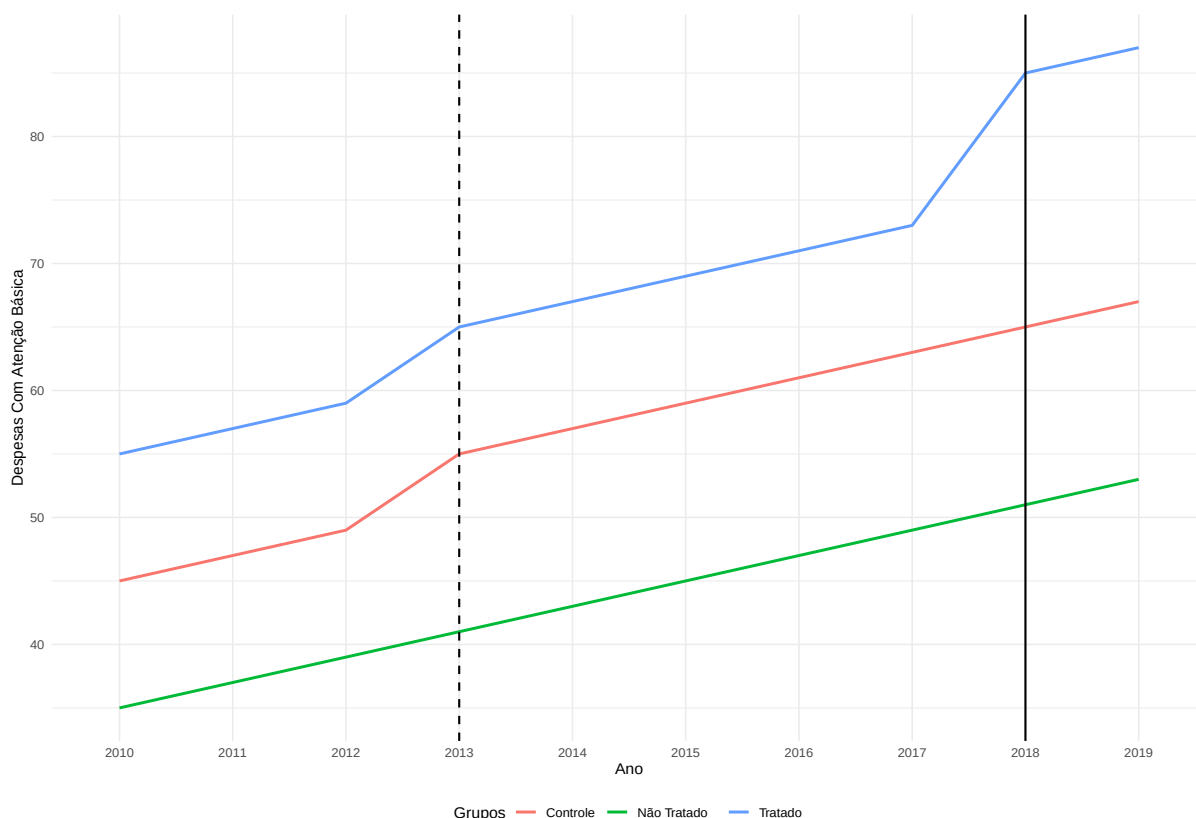
Como pode ser notado, a “lei dos royalties” gera dois tratamentos. O primeiro no momento imediato a criação da lei, onde induz os municípios e estados recebedores de royalties não vinculados diretamente a aplicação na educação e saúde a dirigi-los para essas áreas, ou seja, de dirigir royalties de campos de produção anteriores a contrato de comercialização de 3 de dezembro de 2012 sujeitos a lei de 1997, tendo bônus de aumento dessas receitas via transferências de royalties da educação e saúde pertencentes a União da lei de 2013. O segundo, quando os municípios passam a receber diretamente os royalties para a educação e saúde a partir de 2018, onde são obrigados a aplicar os recursos nessas áreas em adição ao mínimo obrigatório em Constituição. Assim, o primeiro tratamento está condicionado a decisão municipal, ou seja, é um tratamento endógeno, mas o segundo é obrigatório por força da lei, em outras palavras, ele é exógeno, explicando a decisão de escolha dos anos de 2012, 2018 e 2019, dado que a hipótese de tendências paralelas é fundamental para as estimações não terem viés.

Nesse contexto, [Cunningham \(2021\)](#), afirma que a suposição de tendências paralelas nada mais é que a recolocação da hipótese de exogeneidade estrita, ou seja, para respeitar essa suposição é necessário encontrar um grupo de controle que se aproxima da trajetória do grupo de tratamento e que o tratamento não seja endógeno. O autor complementa

que na condição de endogeneidade as tendências paralelas são sempre violadas, dado que na situação contrafactual, o grupo de tratamento teria divergido independentemente do tratamento.

A Figura 1.1 traz um exemplo de como funciona o efeito esperado da Lei Nº 12.858/2013 do Brasil (2013) sobre seu canal de transmissão nos grupos de tratamento, controle e não tratados, sendo o impacto sobre o aumento de gastos voltados à atenção básica à saúde da população. A partir de 2013, onde há a linha vertical tracejada, devido às unidades de tratamento e de controle decidirem se captam mais recursos para a saúde, via governo federal, condicionados a destinar royalties da lei de 1997 para essa área, é esperado um leve impacto em nível nas despesas com atenção básica dada a não obrigatoriedade de aplicação dos royalties em saúde. Por outro lado, no ano de 2018, marcado pela linha preta vertical, inicia o recebimento direto de royalties da lei de 2013 pelos municípios tratados, sendo esperado um forte efeito em nível nessas despesas causado pela obrigatoriedade de aplicação na saúde. Os municípios não tratados, em nenhum momento no tempo, têm alterações no nível de despesas em atenção básica, que crescem constantemente. Como há uma robusta elevação de gastos em 2018, as variáveis diretamente ligadas às despesas terão suas trajetórias alteradas e devido elas terem caráter preventivo, são esperadas

Figura 1.1 – Exemplificação do Efeito do Tratamento da “Lei dos Royalties” nos Grupos.



Fonte: Elaborado pelo autor.

externalidades em serviços de maior complexidade em saúde. Na confirmação da hipótese de efeitos positivos da lei, haverá maior acúmulo de capital humano, gerando crescimento do produto dos municípios afetados.

Para avaliação dessa lei são considerados três grupos: não tratados (municípios que não recebem royalties diretamente, ou seja, nunca foram tratados por leis); controle (municípios que recebem royalties diretamente da lei de 1997, mas que os mesmos não são vinculados de modo direto a lei de 2013 devido não haver início da exploração de novo campo de produção que os impacte, mas que podem sofrer o primeiro impacto de transferência de recursos da união); tratados (municípios que recebem royalties de forma direta da lei de 1997, que podem receber transferências da união e a partir de 2018 passam a receber diretamente royalties para a educação e a saúde e devem aplicar obrigatoriamente nessas áreas). Em 2012 é esperado que todos os grupos estejam em condições de trajetórias de variáveis de interesse similares. Para 2013, o grupo de controle e tratamento devem ser impactados igualmente, em média, diante da decisão endógena de aplicar ou não os royalties na saúde. Apenas com o segundo tratamento em 2018, é esperado que o grupo de tratamento tenha a trajetória das variáveis de interesse mudadas com relação ao grupo de controle e não tratado.

Para esse capítulo, foram escolhidos para a estimação do modelo de Diferença em Diferença apenas municípios que recebem diretamente royalties da lei de 1997 no ano base, ou seja, municípios que já recebem royalties em 2012, excluídos os municípios do grupo não tratado. É importante destacar que embora essas unidades administrem suas decisões, elas não têm controle sobre a produção de petróleo (tanto em terra quanto em mar) e seu preço internacional, que influem diretamente no valor dos royalties⁴ recebidos, ou seja, as duas variáveis citadas são exógenas ao município⁵, o que significa que o primeiro tratamento tem um componente endógeno e exógeno, mas o segundo é duplamente exógeno. Primeiramente pela obrigatoriedade de cumprir uma lei Federal, segundo, por não controlar a produção, logo, não tem domínio da exploração do novo campo de produção que é fator-chave para o início do segundo tratamento.

Desse modo, seguindo o desenho estratégico, é possível estimar os efeitos causais da lei para municípios recebedores diretamente de royalties da educação e saúde. O ponto crucial dessa estratégia passa por usar grupos comparáveis em recebimento de royalties que, em hipótese, tem as mesmas tomadas de decisão em média na sua aplicação entre 2012 e 2017, momento do primeiro impacto e um conjunto de covariadas que podem resultar na elegibilidade ao tratamento exógeno. Em outras palavras, devido a exogeneidade, as unidades podem ter condições iguais para o tratamento, mas haver municípios não elegíveis

⁴ Os royalties podem ter um componente endógeno municipal, como atividade de embarque e desembarque de petróleo, oleodutos, dentre outros. Para maiores detalhes ver [Rodrigues et al. \(2020\)](#)

⁵ Como não é alvo desse trabalho explicar sobre a exogeneidade da produção e do preço internacional de petróleo, considerar ver [Rodrigues et al. \(2020\)](#)

a intervenção nos anos analisados, por outro lado, os entes podem ter características distintas, mas serem tratados. Nesse sentido, a estratégia empírica permite seguir as duas principais hipóteses da inferência causal, ter grupos similares, em média, diante das características observacionais que respeitam a hipótese de retas paralelas. Esses detalhes serão discutidos a frente no método.

1.2.4 Diferença em Diferença unido ao Propensity Score Matching

Diversos estudos na literatura utilizam o método de Diferença em Diferença, como na avaliação de impacto para educação e saúde feita por [Nishijima, Sarti e Canuto \(2020\)](#) considerando o tratamento por royalties da Lei N° 9478/1997 do [Brasil \(1997\)](#). Por outro lado, alguns estudos incorporam um passo adicional ao método, o pareamento por score de propensão, como em [Alves, Schmitz e Polette \(2020\)](#), onde a ideia é selecionar unidades de controle o mais similar possível ao grupo de tratamento com relação à elegibilidade da intervenção. Embora no caso específico estudado o tratamento seja exógeno, é importante o aspecto contrafactual.

O Propensity Score Matching (PSM) é uma técnica estatística desenvolvida por [Rosenbaum e Rubin \(1983\)](#) para resolver o problema de dimensionalidade tentando aproximar a estimativa da relação causal do projeto do experimento aleatório. De acordo com [Cameron e Trivedi \(2005\)](#), o principal objetivo do método é gerar um score igual ao da probabilidade de recebimento de tratamento, considerando ambos, tratados e controle, a partir de um determinado conjunto de covariadas (X) pré-determinadas que identifiquem a elegibilidade de participar do experimento na forma que segue:

$$P(X) = P(T = 1 | X) \quad (1.1)$$

Respeitando a hipótese de independência condicional (HIC), que implica que potenciais resultados, Y, são independentes do tratamento, T, são construídos grupos similares, tratamento e controle, dada a distribuição de um conjunto de variáveis observáveis. Esse processo leva a hipótese de suporte comum, ou seja, da identificação dos grupos estarem em um mesmo intervalo:

$$0 < P(T_i = 1 | X_i) < 1 \quad (1.2)$$

Segundo [Heckman, LaLonde e Smith \(1999\)](#), essa hipótese permite a comparabilidade entre os grupos de tratamento e controle, em outras palavras, apontam que o condicionamento as covariadas geram escore de propensão dentro do mesmo intervalo, facilitando o emparelhamento onde serão selecionadas unidades que possuem mesma pro-

babilidade de serem alocadas como tratamento ou controle. Logo, o efeito do tratamento pode ser determinado conforme a expressão:

$$E(Y_1 - Y_0 | T = 1, P(X)) = E(Y_1 | T = 1, P(X)) - E(Y_0 | T = 0, P(X)) \quad (1.3)$$

A partir dessa equação, os termos voltados às diferenças no nível das variáveis observadas são subtraídos entre as unidades tratadas e controles. Esse processo resulta um estimador que possibilita que a distribuição das características observadas (X) do grupo de controle e do grupo de tratamento sejam idênticas. Desse modo, o cenário contrafactual pode ser visto na forma que segue:

$$E(Y_0 | P(X), T = 1) = E(Y_0 | P(X), T = 0) = E(Y_0 | P(X)) \quad (1.4)$$

O processo desse método consiste em dois momentos. O primeiro é a estimação de um modelo de probabilidade, onde, de forma mais usual, são utilizadas as regressões logísticas bivariadas. O segundo, após a obtenção dos escores de propensão a partir do modelo de probabilidade, é utilizado métodos de pareamento via scores como o de vizinhos mais próximos, vizinhos dentro de um raio fixo, kernel matching, dentre outros. Para fins desse estudo, será utilizada regressão logística e para pareamento o método de vizinhos mais próximos, testando os $k = 1, 2, 3, 4$, e 5 unidades mais próximas do tratamento. Esse processo visa encontrar um grupo de controle mais semelhante ao grupo de tratamento em termos do escore de propensão dado às características observadas.

Em seguida, formado os grupos, é dado um peso na regressão da diferença em diferença considerando a distância entre as observações das unidades tratadas e controle. Em outras palavras, é feita a ponderação pelo inverso da distância entre o escore de propensão de cada unidade e a probabilidade máxima de tratamento possível (1,00), penalizando unidades com menor propensão ao tratamento.

Assim, o método de Diferença em Diferença (DD) é um procedimento de avaliação de impacto causal não experimental consistindo em uma dubla diferença. A primeira se refere à diferença média da variável de resultado variante entre os resultados das unidades antes e depois do tratamento, para os grupos de tratamento e controle. Com relação à segunda diferença, é a diferença da primeira diferença calculada entre os dois grupos.

Para a estimação do modelo DD algumas condições são necessárias para se obter os resultados e que eles sejam consistentes e não viesados. Primeiramente, a existência de pelo menos dois períodos comparáveis de tempo pré e pós-tratamento. Segundo, que haja a disponibilidade de dois tipos de unidade, uma tratada e outra como controle. Por fim, a principal hipótese consiste nas trajetórias das variáveis de interesse da estimação terem a mesma tendência temporal em ambos os grupos no pré-tratamento e que essa se

mantenha no grupo de controle após o tratamento, ou seja, o impacto causal da intervenção desviará a trajetória dessa variável no caso de sucesso do tratamento no grupo tratado, caso contrário, não há efeito da política. A presença dessa trajetória semelhante indica que ambos os grupos se comportam similarmente aos fatores que afetam a variável de desfecho antes da intervenção. Desse modo, o modelo linear pode ser expresso:

$$Y_{it} = \alpha + \gamma_1 T_i + \gamma_2 tm_t + \delta(T_i * tm_t) + \beta X'_{it} + \mu_{it} \quad (1.5)$$

onde Y são as variáveis de interesse do estudo no tempo, t , e nos municípios, i , como a taxa de mortalidade infantil e as despesas ambulatoriais com atenção básica; T é uma variável binária que indica o tratamento as unidades caso 1 e 0 caso contrário, ou seja, expressa o efeito de estar no grupo de tratamento antes e após a intervenção; tm é uma variável binária que assume a unidade após intervenção e nulo caso contrário, indicando a tendência temporal comum aos grupos analisados; a interação entre o tratamento, T , e o tempo pós-intervenção, tm , resulta no coeficiente de impacto causal esperado que é o efeito médio do tratamento sobre os tratados, δ , ou seja, capta o resultado de interesse sobre a variável dependente; X' é um vetor de covariáveis características dos municípios que extraem o valor de δ que não está relacionado ao tratamento, como produção de petróleo em mar e em terra, receita orçamentaria, despesas em saúde ou despesas com atenção básica (varia com o modelo), despesas com educação, valor dos royalties de todas as leis; β , são os efeitos das covariadas sobre as variáveis dependentes; e α são os efeitos fixos entre os municípios e o tempo; por fim, μ são os resíduos.

Uma forma de avaliar a robustez das estimativas será a utilização de um placebo, que segundo [Abadie e Cattaneo \(2018\)](#) é necessário devido à forte suposição de linhas paralelas. Portanto, o efeito placebo pode ser testado de duas maneiras: a primeira usa dados da pré-intervenção para avaliar os efeitos de uma intervenção que não ocorreu e se o efeito nulo for rejeitado, a hipótese de tendências comuns é violada. O segundo caso é semelhante, mas usa uma população conhecida que não foi qualificada para receber tratamento. Nesse capítulo será considerada a segunda opção, sendo utilizado o grupo de não tratados empilhados sobre a amostra do modelo DD estimado, ou seja, é regredido um modelo de Tripla Diferença (DDD):

$$Y_{itj} = \alpha + \gamma_1 T_i + \gamma_2 tm_t + \gamma_3 NT_j + \delta(T_i * tm_t) + \theta(NT_j * T_i) + \tau(NT_j * tm_t) + \omega(NT_j * T_i * tm_t) + \beta X'_{itj} + \mu_{itj} \quad (1.6)$$

de modo que NT é uma dummy de valor 1 para o grupo não tratado, j , e 0 para os tratados e controles. $NT * T$ e $NT * tm$ são, respectivamente, a interação da variável que

introduz os não tratados com a variável que indica o tratamento e o tempo pós-intervenção. Por fim, ω é o coeficiente de tripla diferença, advindo da multiplicação do tratamento, dos não tratados e do tempo pós-tratamento. O modelo acima foi apresentado para melhor compreensão, entretanto, ao regredi-lo haverá multicolineariedade e uma das variáveis será retirada automaticamente pelo programa estatístico. Com isso, é esperado que o coeficiente de tripla diferença seja similar ao encontrado no modelo de dupla diferença, o que indica que toda a variação nos coeficientes está sendo ocasionada pelo grupo de tratamento. A rejeição dessa hipótese demonstraria haver violação da suposição de retas paralelas.

1.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A primeira etapa do método proposto nessa pesquisa é selecionar da amostra apenas os municípios comparáveis. No primeiro momento, apenas municípios tratados e controles são considerados. Para tal, foi estimado um modelo logit no intuito de obter a probabilidade de tratamento. Em seguida, unidades comparáveis são selecionadas considerando a proximidade do escore de propensão obtido. O modelo é calculado usando informações de pré-tratamento para que as unidades estejam em uma situação de tendência similar anteriores a intervenção concernente as variáveis de interesse. Nesse sentido, foi escolhido o ano base como 2012, ano anterior a promulgação da “lei dos royalties”. Os resultados do pareamento serão encontrados nos anexos desse capítulo de tese. Na sequência são apresentados os resultados das estimações de dupla e tripla diferença.

1.3.1 Resultados Principais

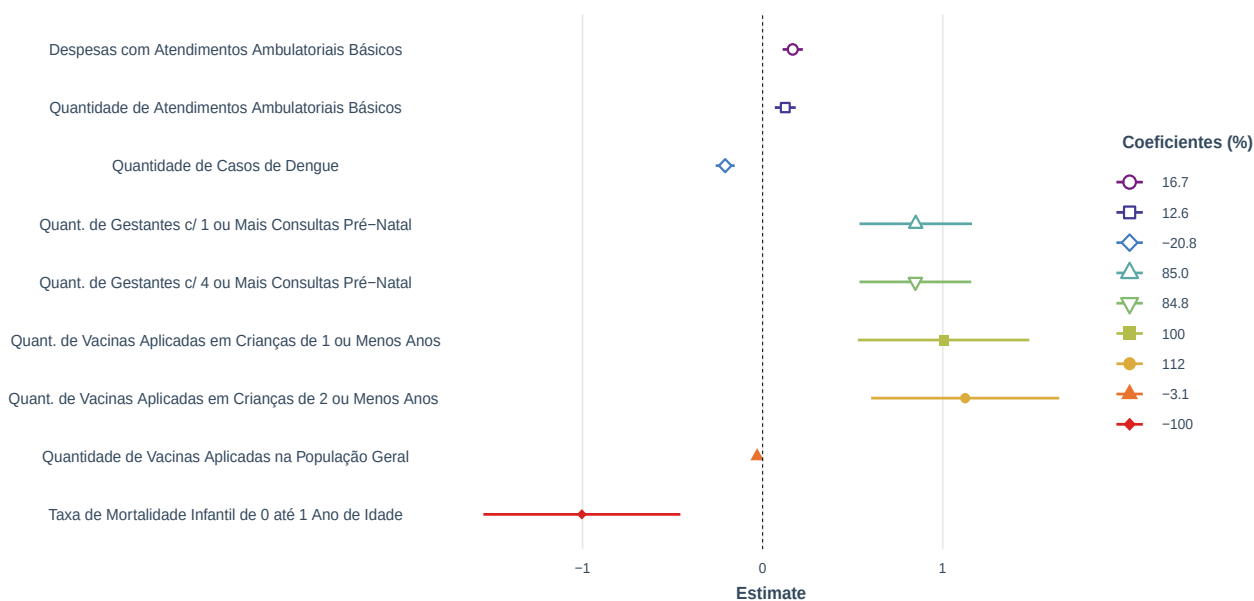
A seguir, os resultados principais e as externalidades da intervenção são apresentados de forma gráfica com relação ao modelo Diferença em Diferença. No eixo Y estão presentes as variáveis de interesse de forma empilhada e no eixo X os coeficientes de dupla diferença, δ . No canto direito estão os estimadores DD em termos percentuais para cada variável com sua respectiva tonalidade de cor e símbolo, na mesma ordem de leitura das variáveis que são esperados os impactos da política. O intervalo de confiança respeitado é de 95% representado pela barra horizontal de cada coeficiente, assim, na condição dessa barra alcançar a linha tracejada vertical que representa o zero, o coeficiente é não significativo ao nível de 95%. Ademais, todas as estimações podem ser vistas na [Tabela 1.2](#) que contém uma comparação entre o modelo DD, apresentado nos gráficos, e DDD.

Para as estimações foram considerados efeitos fixos de ano, efeitos fixos de município e covariadas, sendo todas as variáveis logaritmizadas e em termos per capita, permitindo a interpretação percentual. Para essa escolha do melhor modelo foram testadas mais três outras versões do modelo DD. A primeira desconsidera os efeitos fixos, a segunda considera os efeitos fixos do município e desconsidera os efeitos fixos do tempo, e a terceira considera

os efeitos fixos do tempo e desconsidera os efeitos fixos do município. Esses resultados alternativos são encontrados na Tabela A.3 contida no Apêndice A.

Como é esperado que a forma de transmissão da política se dê via aumento dos gastos públicos municipais na área da saúde, sendo essas unidades responsáveis pela prestação de serviços da atenção básicos, ou seja, serviços de baixa complexidade com caráter preventivo, foram focadas variáveis com resposta ao aumento de despesas nesse nível de atuação, como visto na Figura 1.2. As despesas básicas em atendimento ambulatorial são impactadas com aumento médio de 16,7% no grupo de tratamento em comparação ao grupo de controle. Esse efeito é causado pela aplicação dos royalties provenientes da lei avaliada em acréscimo ao mínimo obrigatório previsto na Constituição Federal brasileira. Na condição dessa variável não ter efeito estatístico significativo, o canal de transmissão da intervenção estaria comprometido, não sendo esperados efeitos em variáveis ligadas a essas despesas. No entanto, seguindo a elevação dos gastos, a quantidade de atendimentos ambulatoriais básicos teve um crescimento de 12,6%, em média, nos municípios recebedores de royalties destinados para a saúde, mostrando que havia uma demanda reprimida por esse tipo de serviço.

Figura 1.2 – Efeito Causal da Lei dos Royalties na Atenção Básica em Saúde



Fonte: Elaborado pelo autor.

Dado o aumento de atendimentos ambulatoriais básicos, há o maior cuidado com o acompanhamento longitudinal de mulheres gestantes, assim como de crianças já nascidas. Houve efeitos robustos no aumento da quantidade de mulheres gestantes que tiveram consultas pré-natal no grupo de tratamento em comparação ao seu contrafactual. Das que tiveram pelo menos uma consulta desse tipo, o crescimento foi de 85%, já as que tiveram

no mínimo quatro consultas o efeito foi de 84,5% entre 2018 e 2019. Esse resultado mostra haver continuidade das consultas, havendo pouca evasão no grupo de tratamento. Com relação às crianças, a quantidade de vacinas aplicadas em indivíduos de 0 a 1 ano foi ampliada em aproximadamente 100% e em crianças de 0 a 2 anos esse efeito é ainda maior, de cerca de 112%. O conjunto dessas ações reduziu a mortalidade infantil nos municípios que receberam a intervenção da lei de 2013 em relação às unidades de controle em 100%, ou seja, o acompanhamento das gestantes e a vacinação infantil mostraram-se importantes ferramentas para a minimização de mortes prematuras infantis, embora outras variáveis não analisadas sejam fundamentais. Diferentemente do esperado, houve um impacto negativo na quantidade de vacinas aplicadas na população geral de 3,1%.

Aos municípios também competem o combate ao controle de endemias, como a Dengue. Embora haja subnotificação dos casos devido o processo de comprovação por exame e não procura do setor de saúde por infectados, é esperado que as subnotificações se distribuam normalmente entre os municípios. Sendo assim, a quantidade de notificações de casos de dengue foi considerada na pesquisa. Houve uma diminuição das notificações em 20,8% no grupo de tratamento. Ou seja, a articulação municipal para a prevenção de novos casos dessa doença foi mais efetiva em unidades que recebem royalties para a saúde com relação às unidades de controle entre 2018 e 2019.

Algumas das variáveis analisadas nesse estudo foram investigadas por [Nishijima, Sarti e Canuto \(2020\)](#), no entanto, os autores usam como tratamento municípios brasileiros que recebem royalties da lei de 1997, ou seja, as unidades de tratamento e controle que usamos nessa pesquisa, e como controle unidades que não recebem nenhuma compensação financeira sobre a exploração de petróleo. Em termos de significância estatística, as variáveis de quantidade de vacinas aplicadas em crianças de 0 a 1 ano e de 0 a 2 anos e notificações de casos de dengue, coincidiram com os achados desse capítulo, no entanto, o impacto gerado pela “lei dos royalties” foi consideravelmente superior, por exemplo, em [Nishijima, Sarti e Canuto \(2020\)](#) foi encontrado um impacto positivo de 0,26% no aumento da quantidade de vacinas aplicadas em crianças de 0 a 1 ano ao passo que nessa pesquisa o efeito sobre essa mesma variável foi de 100%, reforçando a importância do norteamento da lei de 2013 considerando a lei de 1997. Taxa de mortalidade infantil e quantidade de gestantes que tiveram consultas pré-natal, diferentemente dos nossos resultados, não foram significativas. A comparação entre os efeitos sobre a atenção básica de ambas as leis, evidência uma grande diferença de resultados nessa área, sinalizando benefícios para a população, dada a Lei 12.858/2013 [Brasil \(2013\)](#), na forma de capital humano voltado à saúde.

Os resultados encontrados nesse estudo também divergem de [Caselli e Michaels \(2013\)](#) e que encontram apenas aumentos de gastos na saúde, mas que esse aumento não reflete em melhoria nos indicadores dessa área e de [Postali e Nishijima \(2011\)](#) que também não encontram efeitos sobre o Índice Firjan Municipal de Saúde, assim como [Rodrigues](#)

et al. (2020), embora haja efeitos positivos sobre as despesas de saúde. Desse modo, um único indicador pode não fornecer uma visão definitiva do efeito dos royalties na saúde, assim, nosso trabalho por possuir variáveis mais desagregadas, contribui para entender o mecanismo de ação da política analisada nesse estudo.

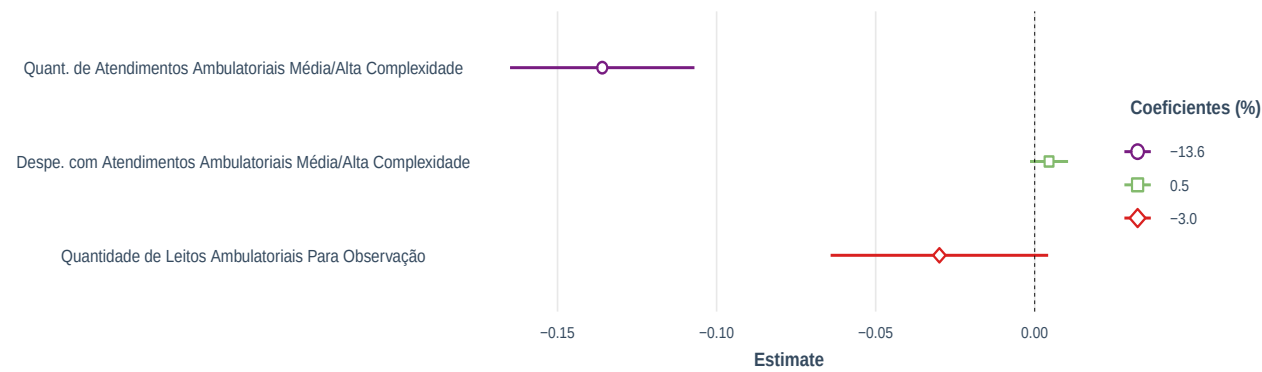
1.3.2 Externalidades na Área da Saúde de Maior Complexidade

Diante do considerável aumento das despesas com a atenção básica e a melhoria das variáveis ligadas a este aumento, foram analisadas externalidades em variáveis dos sistemas de saúde ambulatorial e hospitalar de média e alta complexidade. A hipótese levantada nesse capítulo da tese considera que devido o maior alcance do atendimento em saúde preventiva, uma vez que houvesse uma demanda da população municipal não atendida causada pela falta de recursos diversos ou má gestão, haveria um efeito substituição dos serviços em saúde, aumentando a demanda por serviços básicos e reduzindo os serviços de média e alta complexidade, uma vez que os serviços básicos eram suficientes para o atendimento, assim como preveniria a necessidade de atendimentos de maior complexidade. Considerando que a atenção básica municipal é negligenciada pelos gestores ou sofre com falta de recursos, é natural que os indivíduos procurem melhores serviços que podem ser encontrados, por exemplo, em hospitais ao invés de ambulatórios básicos ou até mesmo a desistência da procura por atendimento até o caso clínico evoluir e corresponder a níveis de média e alta complexidade.

Como os serviços de maior complexidade não são de competência municipal, controlamos o atendimento mediante as bases de dados do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil (DATASUS) para corresponder ao local de residência. Por exemplo, um indivíduo da unidade “X” necessitou de atendimento de maior complexidade não disponível no local e teve sua demanda suprida na unidade “Y”. Nessa situação, contabiliza-se o atendimento para o local de residência, ou seja, o município “X”. Desse modo, a redução da necessidade de serviços de maior complexidade do município “X” significaria a melhoria da saúde populacional local.

Nesse sentido, a [Figura 1.3](#) traz as estimações para variáveis da saúde voltadas aos ambulatórios de média e alta complexidade. Como esperado, a quantidade de atendimentos ambulatoriais de média e alta complexidade foram reduzidos no grupo de tratamento em 13,6%, em média, comparado aos municípios que representam o controle. No entanto, não foi identificado efeito algum sobre as despesas com esse tipo de demanda. O mesmo é válido para a quantidade de leitos ambulatoriais de observação. Entretanto, última variável está no intervalo de confiança de 90%, estando muito próxima do limiar para 95%, conferindo uma redução de 3% nos leitos.

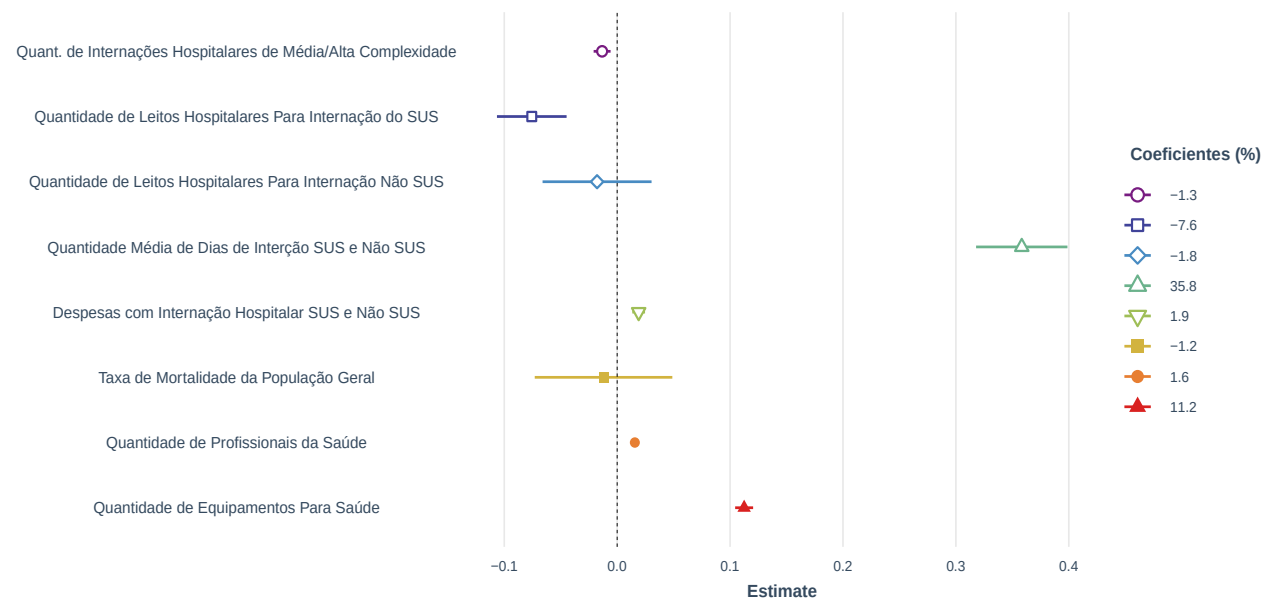
Figura 1.3 – Externalidades da Lei dos Royalties na Área Ambulatorial de Média e Complexa



Fonte: Elaborado pelo autor.

No tocante ao sistema hospitalar de saúde de média e alta complexidade, foram identificadas diversas externalidades favoráveis à “lei dos royalties”, como visto na [Figura 1.4](#). Devido a maior cobertura da atenção básica com caráter preventivo, a quantidade de internações hospitalares foi reduzida em 1,3% nos municípios que receberam a intervenção da Lei Nº 12.858/2013 do [Brasil \(2013\)](#). Com isso, a oferta de leitos de internação hospitalar do SUS diminuiu em 7,6% enquanto os leitos que não fazem parte do SUS não tiveram significância estatística, os quais são leitos cedidos ao SUS pelo setor privado ou por entidades filantrópicas. O resultado sinaliza que a oferta por leitos está equilibrada

Figura 1.4 – Externalidades da Lei dos Royalties na Área Hospitalar de Média e Complexa



Fonte: Elaborado pelo autor.

com a demanda por esse serviço, devido à iniciativa privada e as entidades filantrópicas atuarem complementarmente ao público segundo a Lei Nº 8.080/1990 [Brasil \(1990\)](#), ou seja, o sistema público dos municípios tratados não necessitou recorrer a outros meios para o atendimento da população.

Outro importante resultado verificado nas estimações corresponde a quantidade média de dias necessários para a alta hospitalar. Houve um considerável aumento do tempo médio de permanência nos leitos de internação nas unidades de tratamento em 35,8% a mais de tempo em comparação a seus pares de controle. Isso indica que de fato os indivíduos que buscaram esse tipo de atendimento realmente necessitavam do serviço e tinham maiores chances de cura, dado o tempo de duração. Há apenas dois meios de desocupação dos leitos, alta hospitalar ou óbito. Logo, menos tempo de internação pode significar óbito ou a não necessidade plena de internação dada a indisponibilidade de assistência à saúde básica adequada. No entanto, a taxa de mortalidade da população geral não obteve significância estatística, embora, para populações específicas (como a infantil) não estudadas nessa pesquisa possam ser impactadas. Com o aumento do tempo de internação, as despesas para custeio desse serviço foram ampliadas em 1,9%, em média, para os municípios do grupo de tratamento.

Por fim, como a “lei dos royalties” permite a aplicação de recursos em despesas de custeio, era esperado a ampliação da quantidade de equipamentos e número de trabalhadores da área da saúde. Os municípios tratados tiveram um aumento no número de profissionais da saúde de 1,6% em comparação aos municípios contrafactuais. Adicionalmente, os equipamentos voltados para a saúde tiveram crescimento de 11,2%. Esses números mostram o aumento da capacidade das unidades tratadas de atender a população que necessita de serviços de saúde mais complexos.

Devido nenhum estudo avaliar essas variáveis de forma desagregada em nível de média e alta complexidade do Sistema de Informação Ambulatorial e Hospitalar, não é possível efetuar comparações de resultados. No entanto, o cálculo do Índice Firjan de Saúde Municipal, agrega um conjunto de variáveis dessa área em todos os níveis de complexidade, o que pode sinalizar que as mesmas não foram impactadas pela aplicação de royalties da lei de 1997.

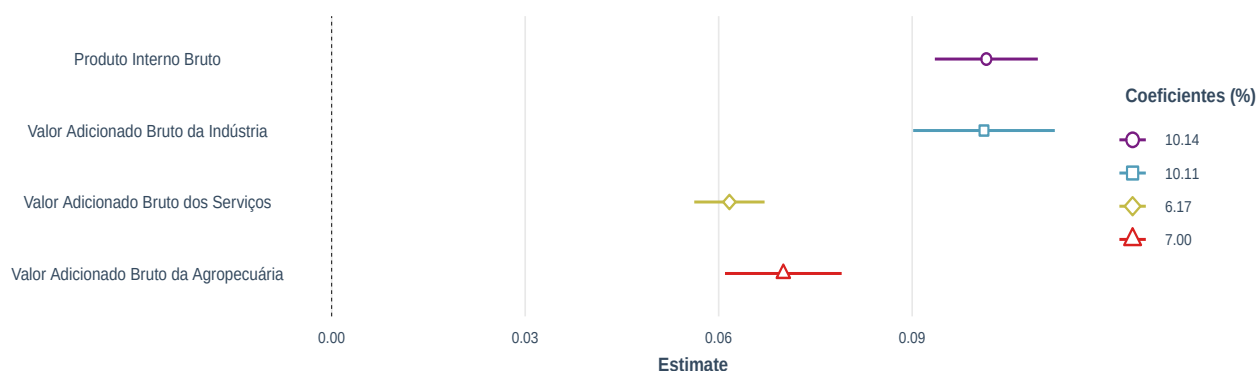
1.3.3 Impacto Econômico do Acúmulo de Capital Humano

Como a Lei Nº 12.858/2013 [Brasil \(2013\)](#) trouxe significativa melhoria em todos os níveis de saúde dos municípios tratados, efeito similar, embora não investigado nesse estudo, deve ser atribuído em relação à educação, embora deva ser menor dado o pouco tempo de aplicação de recursos. Desse modo, as evidências mostram que houve efeito sobre a saúde que, conforme a literatura citada, pode ser uma boa *proxy* para o capital humano. Como esse tipo de capital é importante para o crescimento e desenvolvimento econômico,

foram regredidos modelos para captar variações a atividade econômica dos setores.

A Figura 1.5 apresenta os resultados do impacto na atividade econômica municipal de 2018 e 2019. O Produto Interno Bruto das unidades tratadas teve um aumento de 10,14%, em média, em comparação aos seus contrafactuais. Esse resultado foi alavancado principalmente pelo Valor Adicionado Bruto da indústria, ao qual é o setor de maior dependência de capital humano para crescimento, com aumento de 10,11% no grupo que recebeu a intervenção. Ademais, setores menos intensivos nesse tipo de capital, como o de serviços e o agropecuário, tiveram menor efeito, mas considerável, com aumentos de respectivamente 6,1% e 7,0%.

Figura 1.5 – Impacto na Economia dos Municípios Recebedores de Royalties para a Educação e Saúde



Fonte: Elaborado pelo autor.

Nesse contexto, uma série de estudos na literatura internacional, como os de Sachs e Warner (1995), Sachs e Warner (2001), Martin (1997), Gallup, Sachs e Mellinger (1999), Mehlum, Moene e Torvik (2006), encontram uma correlação negativa entre a taxa de crescimento econômico per capita e a exploração de recursos naturais exauríveis, em destaque, petróleo e gás. Esses estudos mostraram que países com abundância de recursos naturais vivenciaram taxas reduzidas de crescimento, especialmente os países em desenvolvimento. Para o Brasil, Postali e Nishijima (2011) encontram efeitos negativos dos royalties para o mercado formal de trabalho através do Índice Firjan de “Emprego & Renda” dos municípios. Diretamente com relação ao Produto Interno Bruto municipal, Caselli e Michaels (2013) não acham impacto da produção de petróleo sobre o Produto Interno Bruto, o produto industrial e o não industrial. Já Postali (2009) encontra que a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto dos municípios recebedores de royalties da lei de 1997 é impactada negativamente se comparada aos controles não recebedores das compensações financeiras. Os resultados desse estudo divergem dos resultados citados, evidenciando os efeitos positivos da “lei dos royalties” sobre a economia.

É importante destacar que o Brasil entre 2014 e 2017 passava por uma crise

econômica, que segundo a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do IBGE (2014-2019), reduziu a renda domiciliar per capita do brasileiro de 1392 R\$ em 2014 para 1335 R\$ em 2017 e o PIB, conforme o Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil (2014-2019), contraiu-se entre 2014 e 2016, tendo apenas no último trimestre de 2017 crescimento real de 1,12% se comparado ao ano imediatamente anterior. Em paralelo com esse cenário de crise, é muito provável que os municípios que tiveram maior acúmulo de capital humano devido a “lei dos royalties” recuperaram mais rapidamente a atividade econômica, dado o robusto impacto nas variáveis da Figura 1.5. Esses resultados demonstram a importância fundamental que o capital humano na forma de saúde e educação têm para o desenvolvimento, crescimento e recuperação econômica pós-crise.

1.3.4 Análise de Sensibilidade e Robustez

Mesmo com todos os cuidados estratégicos e metodológicos utilizados para a estimação do modelo diferença em diferença e considerando os efeitos fixos, a existência de uma possível correlação entre o impacto da “lei dos royalties” e a tendência temporal das variáveis de interesse ainda pode interferir nos resultados, ou seja, a hipótese das tendências paralelas pode ser inválida. Para verificar a robustez das estimações anteriormente feitas sob hipótese de ausência dessa correlação, será utilizado adicionalmente o método de tripla diferença, que corresponde como uma testagem de um placebo, ao qual o estimador de DDD, ω , deve apresentar coeficientes similares ao de DD, δ .

Para a seleção das unidades de placebo, foi retirado da amostra de municípios para a estimação dos modelos DD o grupo de controle, sendo adicionado as unidades não tratadas. Esse processo foi feito para selecionar unidades similares apenas às unidades tratadas, igualmente feito para selecionar os controles. Desse modo, para os scores de propensão foi regredido apenas um logit binário, dispensando o logit multinomial na condição de manutenção das unidades de controle. As estimações e demais procedimentos estão contidos no Apêndice A.

Na Tabela 1.2 são apresentadas lado a lado as estimações para os coeficientes de impacto de dupla e tripla diferença para as variáveis de interesse dessa tese. Os estimadores DDD são praticamente iguais aos estimadores de DD, com mínimas alterações na variação, mas sempre seguindo a mesma significância estatística e a direção do sinal. Esses resultados demonstram o argumentado na estratégia empírica, o efeito do tratamento é puramente exógeno e temos uma situação contrafactual entre grupo de tratamento, controle e não tratados. Em outras palavras, a principal hipótese da inferência causal para estimação dos efeitos não viesados é válida, as linhas paralelas são similares entre os grupos no ano base e toda a variação dos coeficientes de dupla e de tripla diferença se dão às unidades tratadas com o recebimento de royalties para a saúde vinculados a lei, mantidas as trajetórias

Tabela 1.2 – Utilizando a Tripla Diferença Como Robustez do Modelo

VARIÁVEIS DE INTERESSE	DD	DDD
Despesas com Atenção Básica	0.167***	0.167***
Quantidade de Atendimentos Ambulatoriais Básicos	0.126***	0.124***
Notificações de Casos de Dengue	−0.208***	−0.210***
Gestantes que Tiveram Pelo Menos Um Pré-Natal	0.850***	0.847***
Gestantes que Tiveram Pelo Menos Quatro Pré-Natais	0.848***	0.845***
Quantidade de Vacinas Aplicadas em Crianças de 1 ano ou menos	1.004***	1.042***
Quantidade de Vacinas Aplicadas em Crianças de 2 ano ou menos	1.124***	1.165***
Quantidade de Vacinas Aplicadas na População	−0.031***	−0.030***
Taxa de Mortalidade Infantil	−1.004***	−0.991***
Quant. de Atendimentos Ambulatoriais de Média e Alta complexidade	−0.136***	−0.138***
Desp. com Atendimentos Ambulatoriais de Média e Alta complexidade	0.005	0.004
Quantidade de Leitos Ambulatoriais Para Observação	−0.030*	−0.030*
Quantidade de Internações Hospitalares	−0.013***	−0.013***
Quantidade de Leitos Hospitalares Para Internação do SUS	−0.076***	−0.076***
Quantidade de Leitos Hospitalares Para Internação Não SUS	−0.018	−0.017
Quantidade Média de Dias das Internações Hospitalares	0.358***	0.358***
Despesas com Internações	0.019***	0.019***
Taxa de Mortalidade da População Geral	−0.012	−0.011
Quantidade de Profissionais da Saúde	0.016***	0.015***
Quantidade de Equipamentos Voltados Para a Saúde	0.112***	0.112***
Produto Interno Bruto	0.101***	0.101***
Valor Adicionado Bruto da Indústria	0.101***	0.101***
Valor Adicionado Bruto dos Serviços	0.061***	0.061***
Valor Adicionado Bruto da Agropecuária	0.070***	0.069***

Fonte: Elaborado pelo autor.

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

comuns nos demais grupos.

Diante de todos os resultados, a Lei N^o 12.858/13, mostrou-se benéfica à saúde da população dos municípios que recebem diretamente as compensações financeiras vinculadas a essa intervenção. É importante destacar que em um futuro próximo, a partir do início da exploração de novos campos de produção de petróleo, os indivíduos residentes dos municípios que representam as unidades de controle terão ganhos em saúde similares aos apresentados no grupo de tratamento, devido ao norteamento da lei analisada.

1.4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A literatura brasileira que se dedica a avaliar os efeitos da exploração de petróleo e das consequentes receitas de royalties sobre as condições econômicas e sociais das localidades beneficiadas é diversificada, com relatos de falhas na alocação desses recursos, assim como efeitos secundários, como o relaxamento fiscal. Nessa mesma literatura, é reforçado o papel imprescindível da situação política e institucional na decisão de alocar os recursos auferidos nas melhores alternativas para o bem-estar presente e intergeracional, dada a finitude desses recursos.

Nesse aspecto, esse trabalho visou contribuir para as discussões voltadas a modos de nortear as decisões de aplicação dos royalties em capital humano. Em virtude das grandes reservas de petróleo existente no Brasil e da situação política e institucional do país, estudos que possam discutir e avaliar os impactos da exploração petroleira sobre as decisões públicas de alocação de recursos são de grande relevância. Mais recentemente, devido à promulgação da “lei dos royalties”, esse debate tende a ganhar mais força, uma vez que avaliar os impactos dessa lei é uma nova linha de pesquisa que ainda é muito pouco explorada devido seu pouco tempo e as dificuldades relacionadas às limitações de dados de recebimento indireto de royalties para a educação e saúde por parte dos municípios vindo de transferências dos Estados e União. Esse é o primeiro trabalho que mensura o impacto dessa lei com relação ao recebimento de royalties diretamente aos municípios para a saúde.

Diferentemente de outros artigos nacionais sobre essa temática, especialmente que utilizaram dados e leis anteriores a 2013, os resultados encontrados nessa pesquisa mostram avanços significativos de práticas de boa alocação dos recursos dos royalties concernente as regulamentações da Lei Nº 12.858/2013 sobre uma ampla gama de variáveis ligadas a saúde municipal em nível de complexidade básico, médio e alto, ambulatorial e hospitalar, e os retornos do acúmulo de capital sobre a economia local. Devido à imposição da aplicação dos royalties em acréscimo ao mínimo obrigatório previsto na Constituição Federal, as despesas para a atenção a saúde básica tiveram um impacto positivo expressivo no grupo de tratamento, correspondendo a um aumento de 16,7% se comparado aos seus contrafactuais. Esse efeito permitiu a melhoria no atendimento e assistência dessa área com uma ação preventiva para demandas de maior complexidade que exigem maiores dispêndios por parte do SUS. Esse efeito é notório com a redução nas demandas por serviços Ambulatoriais e Hospitalares que são de média e alta complexidade. Ademais, o melhor acompanhamento de gestantes e de vacinação de crianças até dois anos de idade, resultou em robusta redução de 100% da mortalidade infantil no grupo que recebeu a intervenção.

Variáveis voltadas a parte física, como número de profissionais da saúde, número de equipamentos para a saúde, leitos de observação e leitos de internação tiveram a direção de sinal esperada devido às externalidades da lei. Dado que houve redução da demanda por serviços de maior complexidade, é natural a redução dos leitos e por conta das ressalvas da lei que liberam a aplicação dos recursos nas despesas de custeio para a saúde, era esperado a ampliação do quantitativo de equipamentos e de funcionários dessa área que geram um maior suporte à saúde. Toda essa abrangência de resultados importantes e condizentes permitem melhor alocação não apenas dos recursos, mas também dos pacientes atendidos, como pode ser visto pela ampliação do tempo médio de permanência em leitos de hospitais, ou seja, de fato os indivíduos que buscam esse tipo de serviço realmente demandam maior complexidade se comparado aos indivíduos que são controlados. Assim, o conjunto de efeitos benéficos ocasionados pela “lei dos royalties” permitiu aos municípios tratados um maior nível de atividade econômica.

É fundamental destacar que todos esses efeitos significativos na melhoria de variáveis da saúde são reforçados com a utilização do placebo, não havendo praticamente nenhuma variação entre os estimadores de DD e DDD. Em outras palavras, a hipótese de tendências paralelas é mantida, resultando em não viés dada o efeito exógeno da intervenção política e a escolha de bons contrafactuais. Todas as variações nos resultados estimados são ocasionadas pelo efeito do tratamento. Em suma, a Lei Nº 12.858/2013 é uma importante ferramenta norteadora da aplicação das compensações financeiras advindas da produção de petróleo para a saúde dos municípios que possuem esse tipo de receita, gerando uma série de externalidades positivas socioeconômicas.

2 PROGRAMA NACIONAL DE PRODUÇÃO E USO DO BIODIESEL: USINAS PRODUTORAS POR SOJA IMPACTAM O CÂNCER NA POPULAÇÃO BRASILEIRA?

2.1 INTRODUÇÃO

A preocupação mundial com o meio ambiente e as diferenças sociais tem motivado alternativas voltadas ao desenvolvimento sustentável, fundamentadas na priorização da vida e na conservação da sustentabilidade (PLAZA; SANTOS; SANTOS, 2009; SILVA, 2013). Uma das opções são os biocombustíveis, como o biodiesel, reconhecidos pelos seus benefícios ambientais, que permitem a diminuição da emissão de Dióxido de Carbono (CO_2), quando comparado ao uso de combustíveis fósseis, como o petróleo e o carvão (KOHLHEPP, 2010; SILVA, 2013).

Em 2004, o Brasil criou o Programa Nacional de Produção e Uso de Biodiesel (PNPB), considerando questões ambientais, sustentáveis, inclusão social e o desenvolvimento econômico, para substituir parte da oferta de óleo diesel (MENDES; COSTA, 2010; FLEXOR; KATO, 2014). Esse biocombustível é obtido a partir de plantas oleaginosas, como a soja, mamona, palma (dendê), pinhão-manso, gordura animal, entre outras (BERGMANN et al., 2013). Atualmente, o nível de mistura do biodiesel no diesel nacional está em 13% (ANP, 2021b).

Dado o tamanho do mercado de óleo diesel brasileiro¹, incentivar a produção e o uso de biodiesel² visando substituir parte da oferta de energias fósseis requer produzir matérias-primas em larga escala (FLEXOR; KATO, 2014). Nesse cenário, a cadeia produtiva da soja teve um papel crucial para o êxito do programa do ponto de vista econômico. Após o lançamento do programa de biodiesel, o setor da soja já produzia em larga escala, estava consolidado, apresentava alto desempenho e era competitivo no mercado internacional (MENDES; COSTA, 2010). No entanto, a escolha da soja como a principal matéria-prima leva a diversas consequências negativas, como, por exemplo, o aumento do uso de agrotóxicos e fertilizantes para aumentar a produção e produtividade dessa *commodity*. Na literatura especializada, esses compostos estão relacionados ao desenvolvimento de câncer

¹ Em 2019, aproximadamente 57,3 milhões de metros cúbicos de óleo diesel foram vendidos no Brasil (ANP, 2021d)

² Em 2019, foram produzidos cerca de 5,9 milhões de metros cúbicos de biodiesel, onde, de janeiro a agosto, o percentual de mistura no diesel era de 10% e, a partir de setembro, passou a 11%, mantendo-se até o final do ano (ANP, 2021c). Dessa quantidade de biocombustível, aproximadamente 70% foi produzida a partir do óleo de soja (ANP, 2019).

na população. De acordo com [Martins et al. \(2021\)](#), em estudo contábil, as variáveis de custos com maior representatividade nos custos totais de produção da soja são fertilizantes e agrotóxicos. Esses resultados também são corroborados por [Santos et al. \(2017\)](#), onde os itens com maior representatividade no custo foram os herbicidas com 33,82% e adubos com 29,73%. Dentre os herbicidas, o Roundup é o mais utilizado, devido às sementes de soja serem geneticamente modificadas para resistir ao glifosato, seu ingrediente ativo.

Nesse sentido, esse trabalho visa avaliar externalidades negativas do PNPB no tocante ao impacto causal da instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja nos municípios brasileiros que recebem diretamente essa intervenção e unidades circunvizinhas³ com relação à taxa de mortalidade por câncer e a precocidade da letalidade. São analisadas as neoplasias relacionadas a próstata, pulmão, cólon, reto, pâncreas, ovário, mama, leucemia, linfoma não hodgkin, dentre outras, as mais estudadas na literatura⁴ de exposição e contaminação por agrotóxicos, sobre três recortes populacionais: crianças de 0 a 14 anos; pessoas envolvidas com atividades agrícolas; e para a população geral. Foi usado o método de Diferença em Diferença com múltiplas entradas de tratamento ao longo do tempo de [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#).

A hipótese apresentada neste trabalho é a de que a instalação de usinas de biodiesel a base de soja requer uma grande oferta de matéria-prima na região local, o que resulta num aumento da produção e produtividade dessa *commodity*. Consequentemente, há aumento da quantidade utilizada de pesticidas para manter a alta intensidade produtiva, levando a maior exposição e contaminação populacional por ingredientes ativos potencialmente carcinogênicos, como o glifosato, atrazina e 2,4-D. Avaliar municípios e regiões circunvizinhas que tenham essas empresas se torna uma oportunidade valiosa por se tratar de um experimento natural. De acordo com [Dias, Rocha e Soares \(2023\)](#), experimentos naturais podem fornecer evidências relevantes para estabelecer a plausibilidade de efeitos externos, pois pequenos efeitos probabilísticos espalhados por populações muito grandes limitam o potencial dos experimentos de laboratório devido à falta de poder estatístico. Nesse aspecto, a exposição e a contaminação pelos ingredientes ativos podem ser ocasionadas pelo ar, pela água, pela soja ou equipamentos, pelo contato direto com o agrotóxico, dentre outros fatores, não se limitando aos trabalhadores dessas plantações e a manifestação do câncer não é controlada, uma vez que há o componente de mutação celular. Em outras palavras, a exposição, contaminação e desenvolvimento da doença são fatores que determinam a aleatoriedade.

A literatura evidencia correlação entre exposição a agrotóxicos e diversos tipos de câncer ([WEICHENTHAL; MOASE; CHAN, 2012](#)). Dentre os estudos, uma quantidade considerável cita a associação entre contato com agrotóxicos e câncer de próstata

³ Esses municípios serão denominados “região local”.

⁴ Será apresentada na seção seguinte a literatura detalhada sobre a relação entre agrotóxicos e câncer.

(GASNIER et al., 2009). Para as mulheres, os cânceres de ovário e mama também são recorrentes (KUMAR et al., 2010). Específico ao glifosato, a literatura ainda é bastante limitada, mas estudos epidemiológicos em humanos relataram aumento no desenvolvimento de linfomas não-Hodgkin entre agricultores expostos ao glifosato (MCDUFFIE et al., 2001; ROOS et al., 2003; ERIKSSON et al., 2008). Contudo, estudos in vitro demonstraram que essa substância pode causar danos genéticos, aumentar o estresse oxidativo, influir na produção de estrogênio, comprometer as funções cerebrais e estar associada a diversos tipos de câncer (PORTIER et al., 2016; NAGY et al., 2019; PEILLEX; PELLETIER, 2020).

No Brasil, não há relatos de estudos amplos que relacionem o glifosato ao câncer, mas há evidências que correlacionam diretamente o uso de agrotóxicos nas lavouras de soja e a incidência de neoplasias na população. Silva et al. (2015) mostraram que as produções de soja e milho se correlacionam positivamente com mortalidade por câncer de próstata. Em trabalho para a microrregião de Ijuí-RS, grande produtora de soja, em comparação com o Estado do Rio Grande do Sul (RS) e Brasil, Jobim et al. (2010) constataram que a microrregião apresenta maior taxa média de mortalidade por neoplasias tanto em homens quanto em mulheres, sendo significativamente diferentes das observadas para o país e Estado. Curvo, Pignati e Pignatti (2013) evidenciaram que a exposição aos agrotóxicos está associada a morbidade e mortalidade por câncer na população de 0 a 19 anos mato-grossense. Embora não voltado ao câncer, Dias, Rocha e Soares (2023) demonstraram que o uso de herbicidas a base de glifosato nas plantações de soja contaminam a água de rios, causando externalidades sobre a taxa de mortalidade infantil de locais distantes da origem da utilização do pesticida.

Esse trabalho tem particular contribuição para a literatura que trata da associação entre uso de agrotóxicos e problemas de saúde por investigar de forma desagregada mais de 20 tipos de neoplasias. Também, traz uma abordagem que permite diagnosticar efeitos da exposição ao glifosato em diferentes populações de forma extensiva, com uma grande amostra, onde há limitações de estudos e controversas sobre a toxicidade desse ingrediente ativo. Ademais, avalia-se uma política pública amplamente difundida no Brasil para substituir parcialmente o mercado de energias fósseis do diesel nacional por energia renovável de menor impacto ambiental, mas com diversas externalidades negativas que contradizem esse princípio fundador. Por fim, é uma problemática inédita que permite uma avaliação causal da contaminação por agrotóxicos que pode ter efeitos mais amplos que os encontrados nessa pesquisa e que necessitam de maior atenção por parte dos agentes públicos e privados que fomentam o PNPB e a cadeia produtiva da soja.

Os resultados desse estudo revelam preocupante e grave causalidade entre a instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja, elevação da produção e produtividade dessa cultura, aumento da mortalidade e redução da idade de morte das populações por di-

versos tipos de cânceres para todos os grupos participantes do tratamento e com resultados heterogêneos, nas múltiplas entradas no tempo. Além da elevação do número de mortes, o câncer está aparecendo mais precoce e de forma mais agressiva nos locais impactados pelo programa, dada a alta produção de soja e uso de pesticidas. Especialmente crianças de 0 a 14 anos são afetadas por essa política, onde há efeitos sobre os cânceres de bexiga, cólon, fígado, linfoma Hodgkin, linfoma não Hodgkin, mama, ovário, pâncreas, próstata, pulmão, reto, rins e tireoide. Para os agricultores, são impactados os cânceres de bexiga, cólon, linfoma hodgkin, leucemia, mama, ovário, pulmão, reto, rins, tecidos moles e testículo. Por fim, para a população em geral, as neoplasias de bexiga, cólon, linfoma Hodgkin, linfoma não hodgkin, ovário, pâncreas, pulmão, reto e tecidos moles tiveram elevação das mortes e/ou redução da idade de falecimento. O pré-teste da suposição condicional de tendências paralelas foi respeitado para todos os modelos com efeitos significativos estimados, indicando que não houve a violação dessa hipótese e os coeficientes são não viesados. A medida que o raio de municípios é ampliado a partir dos centroides, os efeitos se reduzem substancialmente, indicando que as regiões locais são de fato as mais afetadas negativamente por essa política. Os distúrbios concernentes às neoplasias devem ser atribuídos primeiramente a ampliação do uso, exposição e contaminação por glifosato, mas também ao 2,4-D e atrazina.

Como robustez, foram estimados modelos para o número de sessões terapêuticas de radioterapia e quimioterapia. As evidências demonstram resultados ainda maiores em quantidade e magnitude dos coeficientes para todas as populações analisadas em comparação as estimações da taxa de mortalidade e precocidade, especialmente em crianças. Para doenças cardíacas coronárias (DCC) e acidente vascular cerebral (AVC), ambas com causas correlacionadas a neoplasias ⁵, foi identificado que a população dos municípios de tratamento acometidos pela morte por essas doenças tiveram a expectativa de vida reduzida em comparação aos seus pares nunca tratados. Ademais, foi realizado o mesmo teste para diabetes mellitus tipo II e obesidade, as quais são doenças não causadas pelo câncer⁶, tendo efeito nulo nas estimativas. Também não há efeitos sobre as mortes e expectativa de vida geral da população (excluídas as relacionadas ao câncer), assim como para as mortes e expectativa de vida de pessoas acometidas por câncer (excluídos os estudados). Todos esses indícios reforçam os achados.

O conjunto dos resultados demonstra haver uma perda de qualidade de saúde nos indivíduos residentes dos municípios afetados pelas usinas produtoras de biodiesel a base de soja. Essa debilidade em saúde tem o potencial para reduzir o estoque de capital humano, além de gerar custos diretos e indiretos para a economia, como aumento dos gastos com o tratamento por quimioterapia, radioterapia, internação, perda de produtividade e ausência

⁵ Ver [Navi et al. \(2019\)](#) para maiores informações.

⁶ Diabetes e obesidade podem oferecer maior risco para desenvolvimento de neoplasias, mas o contrário não é verdadeiro. Para mais informações ver [Tsuei et al. \(2014\)](#).

no trabalho, perda de produtividade futura dada a morte precoce, dentre outros. Esses efeitos adversos devem ser investigados em novas pesquisas de modo a dimensionar outras externalidades negativas na cadeia produtiva do biodiesel que tem como matéria-prima a soja. Estudos dessa natureza são importantes para nortear políticas públicas capazes de solucionar eficientemente os problemas socioeconômicos advindos do PNPB nas populações locais voltados ao aumento da exposição a ingredientes ativos presentes nos pesticidas usados nas plantações. Ademais, países com ampla produção de soja e discriminação do uso de pesticidas podem sofrer os mesmos efeitos preocupantes para o desenvolvimento precoce e ampliação das mortes por cânceres encontrados nesse estudo. Especialmente os principais países produtores, como Brasil, Estados Unidos, Argentina, China e Índia, devem atentar para esses resultados.

Além dessa introdução, esse capítulo está dividido em mais quatro seções: a segunda traz uma ampla literatura que relaciona os agrotóxicos e o câncer, o processo de liberação da comercialização e plantio da soja transgênica, uso do glifosato e principais estudos que o relacionam ao câncer; na sequência a metodologia e a estratégia empírica são colocadas; na quarta seção são mostrados os principais achados desse estudo, a robustez e sensibilidade das análises e a discussão relacionando os resultados à literatura; por fim, as considerações finais são feitas.

2.2 AGROTÓXICO, SOJA TRANSGÊNICA, GLIFOSATO E DEMAIS INGREDIENTES ATIVOS: ASSOCIAÇÃO AO CÂNCER

2.2.1 Agrotóxico no Brasil

A alta quantidade de uso e variedade de agrotóxicos no Brasil é reforçada por diversos estudos como o [Hess, Nodari e Lopes-Ferreira \(2021\)](#), [Friedrich et al. \(2021\)](#) e [Cruz et al. \(2020\)](#). Além disso, há expressivo uso de herbicidas relacionados a cultura da soja ([VASCONCELOS, 2018](#)). Entre 2010 e 2018, [Hess, Nodari e Lopes-Ferreira \(2021\)](#) constatam que a venda de agrotóxicos aumentou cerca de 43%, enquanto a área cultivada cresceu apenas 20% no país. [Friedrich et al. \(2021\)](#) identificaram 399 ingredientes ativos (IA)⁷ de agrotóxicos registrados para uso agrícola no Brasil, dos quais alertam serem correlacionados a danos à saúde e ao ambiente 120 IA e 67,2% está associado a pelo menos um dano crônico grave. A pesquisa de [Cruz et al. \(2020\)](#) mostra que, entre 2009 e 2016, o Brasil, em média, aplicou 62% do total de herbicidas e mais de 35% do uso total de pesticidas no mundo. Conforme [Hess, Nodari e Lopes-Ferreira \(2021\)](#), a soja está entre

⁷ Não têm autorização, 85,7% na Islândia, 84,7% na Noruega, 54,5% na Suíça, 52,6% na Índia, 45,6% na Turquia, 44,4% em Israel, 43,4% na Nova Zelândia, 42,4% no Japão, 41,5% na Comunidade Europeia, 39,6% no Canadá, 38,6% na China, 35,8% no Chile, 31,6% no México, 28,6% na Austrália e 25,6% nos Estados Unidos ([FRIEDRICH et al., 2021](#)).

as culturas que mais receberam adição de novos agrotóxicos autorizados entre janeiro de 2019 e junho de 2020. Segundo o relato de Vasconcelos (2018), em 2016, as vendas de glifosato, usado predominantemente nas plantações de soja, somaram mais toneladas do que as vendas somadas dos próximos sete pesticidas mais vendidos no Brasil. Esse não é um cenário nacional recente para a soja.

Março de 2005 é um marco para agricultura brasileira e para o uso de glifosato. A Lei de Biossegurança do Brasil (2005a) autorizou permanentemente a produção e comercialização de soja transgênica. As primeiras variedades de sementes de soja geneticamente modificadas foram criadas para serem resistentes ao glifosato, impulsionando a utilização conjunta dos mesmos. O total de glifosato aplicado nas lavouras triplicou de 2000 a 2010, passando de 39.515 para 127.586 toneladas (IBGE, 2012), sendo o último ano o imediatamente anterior a liberação de comercialização e produção do algodão e do milho resistentes a esse ingrediente ativo (SILVA et al., 2020). Em 2012, entre o total de ingredientes ativos comercializados relacionados a herbicidas, o glifosato representava 62,4%, seguido pelo 2,4-D com 11,4% e atrazina com 10,1% (IBGE, 2015). A alta aplicação do glifosato ao longo do tempo causou a disseminação de ervas daninhas resistentes e trouxe aumentos substanciais no número e volume de herbicidas aplicados para combatê-las (BENBROOK, 2012; NODARI, 2018). De acordo com Benbrook (2012), isso levou a formas geneticamente modificadas de milho e soja tolerantes ao 2,4-D. O autor prevê aumento futuro do uso de herbicidas em aproximadamente 50%. Isso ocorre por ervas daninhas resistentes ao glifosato requerem doses mais altas desse herbicida e o uso combinado de outras substâncias como 2,4-D e atrazina.

O glifosato é historicamente considerado um pesticida de baixa toxicidade (BORGGAARD; GIMSING, 2008). Entretanto, essa narrativa está sendo contestada ultimamente. Evidências crescentes destacam a toxicidade do glifosato e suas formulações em animais e células e tecidos humanos (MARINO et al., 2021). Ações judiciais nos EUA, a contestação da segurança do glifosato na Europa e estudos recentes vão a favor que, mesmo em concentrações inferiores aos limites regulatórios, essa substância pode ser nociva a humanos (BENACHOUR et al., 2007; MESNAGE et al., 2015; GUYTON et al., 2015; ECONOMIST, 2016; HAKIM, 2017; STUR et al., 2019; MARINO et al., 2021; DIAS; ROCHA; SOARES, 2023).

2.2.2 A Implementação da Soja Transgênica no Brasil e Uso do Glifosato

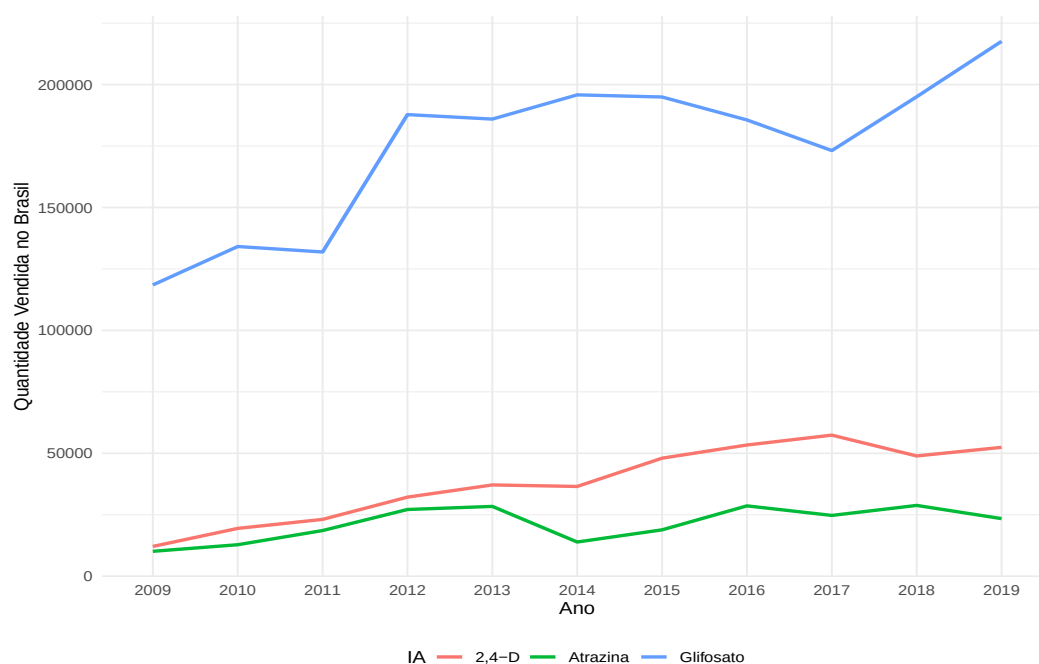
O início do processo de comercialização e plantio da soja transgênica no Brasil é conturbado. Em 1998 houve uma primeira autorização para o uso da soja transgênica, mas logo foi suspensa pelo poder Judiciário brasileiro. Através da Medida Provisória (MP) 113 do Brasil (2003c) em março, posterior Lei 10.688/2003 (BRASIL, 2003a), concedeu uma licença temporária para a comercialização da soja transgênica, mas também determinou

que os produtores deveriam incinerar o estoque remanescente para evitar o uso de sementes transgênicas no ano seguinte. No entanto, a MP 131 do (BRASIL, 2003d) em setembro (posterior Lei 10.184/2003 (BRASIL, 2003b)) autorizou produtores que ainda possuísem sementes transgênicas da safra anterior a cultivá-las. Por fim, em março de 2005, com a Lei de Biossegurança do Brasil (2005a), foi concedida a permissão definitiva para a produção e comercialização de soja transgênica. Meyer (2010) estabelecem como marco inicial para a introdução da soja transgênica no Brasil o período de plantio entre o final de 2003 e os primeiros meses de 2004. Coincidentemente, esse período corresponde as primeiras fases do programa brasileiro de produção de biodiesel, que culminam com a disseminação de usinas produtoras a base de soja.

A grande difusão da soja transgênica no Brasil e no mundo ocorreu por haver vantagens consideráveis sobre a soja comum. Primeiramente, a soja modificada é resistente a herbicidas à base de glifosato, cuja principal formulação comercial é o Roundup da Monsanto (YOUNG, 2006). O glifosato é um herbicida seletivo que tem como característica principal a eficácia contra grande número de espécies de plantas daninhas. Devido suas características, a introdução conjunta do glifosato na produção de soja no Brasil substituiu cerca de 40 produtos ou combinações de produtos que, anteriormente, eram usados no combate a ervas daninhas específicas (GAZZIERO, 2005).

Na Figura 2.1 pode ser visto a quantidade comercializada de glifosato, 2,4-D e atrazina entre 2009 e 2019 no Brasil. O 2,4-D e atrazina são os principais ingredientes

Figura 2.1 – Evolução das Vendas de Glifosato e Substitutos/Complementares no Brasil



Fonte: Elaborado pelo autor.

ativos usados como alternativa para daninhas resistentes ao glifosato, podendo serem usados separadamente ou em conjunto. O glifosato é destacadamente o ingrediente ativo mais vendido nacionalmente, com tendência crescente. Entre os anos de 2009 e 2019, sua venda quase que dobrou. A mesma tendência é vista para o 2,4-D, mas sua comercialização mais que quadruplicou no mesmo período. Esses indícios vão em acordo com (BENBROOK, 2012) e sua previsão de elevação do uso dessas substâncias devido à resistência de plantas daninhas ao glifosato. A atrazina teve crescimento de vendas mais modesto em comparação com o 2,4-D, mas mesmo assim seu volume foi dobrado.

2.2.3 Associação Entre Glifosato e o Câncer

O glifosato é amplamente utilizado mundialmente como um potente herbicida. Devido ao seu amplo uso, está presente no ar, na água e nos alimentos e pode acumular-se nos fluidos e tecidos biológicos humanos (MARINO et al., 2021). O mesmo é usado em mais de 750 produtos diferentes para aplicações agrícolas, florestais, urbanas e domésticas (GUYTON et al., 2015). Foi descoberto em 1970 pela Monsanto e comercializado pela primeira vez em 1974 sob o nome de Roundup, é um herbicida sistêmico, pós-emergência, não seletivo, de aplicação foliar. Isso significa que é usado após o surgimento de ervas daninhas, que é absorvido pelas partes expostas da planta e translocado por toda a planta e que afeta qualquer tipo de planta (VATS, 2015). Após a introdução das sementes modificadas geneticamente no Brasil, o glifosato foi rapidamente adotado pelos agricultores. Entretanto, sua segurança toxicológica vem sendo contestada nos últimos anos tocante a possível capacidade carcinogênica.

A Agência Internacional de Pesquisa sobre o Câncer (IARC) realizou uma análise aprofundada de estudos que abordaram os efeitos do glifosato em humanos e animais. Em 2015, esta análise foi concluída com a decisão de incluir este pesticida no grupo 2A (provavelmente cancerígeno para humanos) (GUYTON et al., 2015; IARC, 2017). Nesse estudo, foram verificadas pesquisas de caso-controle que demonstraram que o glifosato está associado com o desenvolvimento do linfoma não-hodgkin em humanos, com efeitos significativos persistentes após ajustes por outros pesticidas. Além disso, em ratos foram identificadas elevações de cânceres de rins (carcinoma dos túbulos renais), tecidos moles (hemangiossarcoma) e adenoma de células das ilhotas pancreáticas. Em mamíferos e em células humanas e animais in vitro formam diagnosticados danos ao DNA e a cromossomos causados por contato com essa substância e formulações que a tem como principal ingrediente ativo.

Os estudos principais de caso-controle que detectaram o aumento da incidência de linfoma não-hodgkin foram para exposição ocupacional nos EUA (ROOS et al., 2003), Canadá (MCDUFFIE et al., 2001) e Suécia (ERIKSSON et al., 2008). Para todos houve aumento do risco relativo voltado a essa neoplasia.

Em avaliação *in vitro*, [Santovito et al. \(2018\)](#) investigaram os efeitos em linfócitos humanos expostos a concentrações de glifosato correspondentes à ingestão diária aceitável estabelecida pela EFSA (Autoridade Europeia para a Segurança Alimentar) e valores mais elevados. Os autores evidenciaram que o glifosato induziu micronúcleos (MNi) e aberrações cromossômicas, sugerindo um risco de câncer para indivíduos sujeitos a esse ingrediente ativo.

Mais recentemente, [Andreotti et al. \(2018\)](#) conduziram um estudo epidemiológico para os EUA a partir de indivíduos cadastrados no Estudo de Saúde Agrícola (AHS). Foram investigadas 54251 pessoas que usam pesticidas, dentre estes, 44.932 usaram glifosato e 5.779 desenvolveram câncer. Foi controlado o uso de outros pesticidas. Os autores sugeriram correlação com o risco de desenvolver leucemia mielóide aguda (LMA) no grupo exposto à maior quantidade de glifosato, mas que requer mais estudos para a confirmação.

A atividade genotóxica do glifosato e as suas formulações também foram demonstradas na linhagem de células hepáticas humanas HepG2 por [Gasnier et al. \(2009\)](#). Nessas células, o tratamento com glifosato e quatro formulações diferentes de Roundup contendo quantidades crescentes do princípio ativo induziu danos ao DNA e atividades antiestrogênicas nos receptores de estrogênio. Os autores salientam que um impacto celular real de resíduos de herbicidas à base de glifosato em alimentos, rações ou no ambiente deve ser considerado e sua possível classificação carcinogênica e mutagênica.

O glifosato é potencialmente um desregulador endócrino e muitos estudos têm mostrado seu potencial de citotoxicidade. Com base nisso, para o câncer de mama, [Stur et al. \(2019\)](#) identificaram alterações na expressão gênica em MCF-7 e MDA-MB-468 expostos a baixas concentrações e curto tempo de exposição ao Roundup. Ambas as linhagens celulares estudadas sofreram desregulação de 11 vias canônicas, sendo as mais importantes as vias de reparo do ciclo celular e danos ao DNA, podendo levar a neoplasia mamária. Ademais, mesmo baixas concentrações de Roundup mostraram altos níveis de morte celular em ambas as linhagens celulares em todos os momentos. [Thongprakaisang et al. \(2013\)](#) também identificaram proliferação do câncer de mama, mas relacionado a célula T47D, dependente de hormônio humano.

[Martinez e Al-Ahmad \(2019\)](#) descreveram que, em experimento *in vitro* com células do cérebro humano expostas a altas concentrações de glifosato por 24 horas, houveram danos nas mesmas. Os autores concluem que a exposição acidental a altos níveis desse ingrediente ativo pode resultar em danos neurológicos por meio da abertura da barreira hematoencefálica e alteração do metabolismo da glicose.

Devido o aumento da incidência de problemas renais crônicos em regiões de plantações de arroz do Sri Lanka, [Jayasumana, Gunatilake e Senanayake \(2014\)](#) investigaram se esse distúrbio teria influência do uso contínuo de glifosato nessas localidades. Os autores concluíram que o problema de saúde estava associado à contaminação ambiental pelo

herbicida, que repercutia em acúmulo de sais de arsênio, cádmio e outros metais tóxicos nos rins das pessoas expostas. Entretanto, os autores afirmam que o glifosato sozinho não causou a epidemia renal crônica, mas parece ter adquirido a capacidade de destruir os tecidos renais de milhares de agricultores quando forma complexos com o fator geoambiental localizado e metais nefrotóxicos.

Segundo [Samsel e Seneff \(2015\)](#), o glifosato tem inúmeros efeitos tumorigênicos. Os autores revisam a literatura de pesquisa referente a esse ingrediente ativo e os processos biológicos associados ao câncer, fornecendo evidências de que provavelmente o aumento da prevalência de vários tipos de câncer em humanos é atribuído a ampliação do uso do mesmo. Os apontamentos epidemiológicos apoiam correlações temporais entre o uso de glifosato nas plantações e vários tipos de câncer como o de mama, pancreático, renal, tireoide, fígado, cólon, bexiga e leucemia mielóide, sendo multifatoriais os canais de desenvolvimento das neoplasias ([SAMSEL; SENEFF, 2015](#)). [Marino et al. \(2021\)](#) reforçam que os mecanismos moleculares responsáveis pelos efeitos do glifosato sobre o desenvolvimento de neoplasias não são totalmente compreendidos.

Além do potencial carcinogênico do glifosato, ele pode favorecer algumas formas de câncer em sua condição tumoral por induzir resistência a múltiplas drogas (MDR). A aquisição do fenótipo MDR é um dos principais problemas enfrentados no tratamento de diversos tipos de câncer, como o glioblastoma multiforme (GBM), um tipo de tumor cerebral ([MARINO et al., 2021](#)). Essas evidências são encontradas por [Doğanlar et al. \(2020\)](#) que investigam o potencial de uma mistura de quatro pesticidas (dentre eles o glifosato) para induzir multirresistente contra os agentes quimioterápicos. Foi identificado que devido à exposição a mistura, a linha celular de glioblastoma humano U87 desenvolveu resistência a agentes quimioterapêuticos. A resistência foi durável e transferida para as gerações celulares subsequentes.

2.2.4 A Associação Entre Agrotóxicos em Geral e o Câncer

2.2.4.1 Câncer de Próstata

Diversos estudos apontam que o câncer de próstata é incidente entre os agricultores que utilizam pesticidas. De acordo com [Maele-Fabry e Willems \(2004\)](#), meta análises sugerem que a agricultura está associada a um risco de aumento de câncer de próstata maior na América do Norte em comparação a Europa.

Em estudo feito sobre câncer de próstata na Carolina do Sul no tocante a exposições de pesticidas relacionados à agricultura, foram analisados 405 casos de câncer pareados com 392 controles por idade, raça e região. A agricultura mostrou-se associada a risco elevado de câncer de próstata em caucasianos, mas não houve efeitos sobre os afro-americanos. Conforme os autores, [Meyer et al. \(2007\)](#), os achados podem ser explicados devido as

diferentes atividades agrícolas ou diferentes interações gene-ambiente por raça.

Band et al. (2011) verificou uma correlação, em alta exposição, para o risco de câncer de próstata e associado ao diclorodifeniltricloroetano, simazina e lindano. Foi considerado no estudo 1.516 casos de câncer de próstata e 4.994 controles pareados por idade, no Canadá, na Colúmbia Britânica. Os autores também identificaram maior risco de câncer de próstata para diclona, dinosebamina, malatão, endossulfan, 2,4-D, 2,4-DB, carbaril, captan, dicamba e diazinon.

Para os EUA, Alavanja et al. (2003) , no Agricultural Health Study (AHS)⁸, foi verificado aumento do risco câncer de próstata, ajustado por idade, no uso de pesticidas como butilato, coumafos, fonofos, forato, entre aqueles com histórico familiar de câncer de próstata e brometo de metila entre aqueles com e sem história familiar de câncer de próstata. Achados similares estão presentes em: para fonofos (MAHAJAN et al., 2006); butilato (LYNCH et al., 2009); permetrina (RUSIECKI et al., 2009); coumafos (CHRISTENSEN et al., 2010); e terbufos (BONNER et al., 2010).

2.2.4.2 Câncer de Pulmão

O câncer de pulmão está fortemente associado ao tabagismo, entretanto, diversos estudos mostram que o uso de agrotóxicos é um fator importante da incidência dessa doença. Pesatori et al. (1994) realizou estudo na Flórida, considerando aplicadores de pesticidas licenciados. Os autores verificaram um aumento do risco de câncer de pulmão associado ao número de anos licenciado e uma taxa de mortalidade padronizada maior que 2 foi observada entre os aplicadores licenciados por 20 ou mais anos. Os produtos químicos usados no estudo foram inseticidas organofosforados e carbamatos e herbicidas de ácido fenoxiacético.

Na Alemanha, Becher et al. (1996), analisaram herbicidas fenoxi, descobriram excesso de mortalidade por câncer de pulmão entre de trabalhadores de quatro fábricas produtoras de produtos químicos. Resultados semelhantes foram observados por Kogevinas et al. (1997) em análises agrupadas de 36 coortes de 12 países.

No AHS, Alavanja et al. (2004) pesquisaram dois herbicidas muito difundidos na agricultura, metolaclo e pendimetalina, e dois inseticidas igualmente sados em grande escala, respectivamente, clorpirifós e diazinon. Foi demonstrado que a exposição a esses produtos está relacionada ao câncer de pulmão. Os resultados foram controlados considerando o uso de tabaco e a idade.

⁸ O AHS é uma coorte prospectiva de 57.311 aplicadores de pesticidas licenciados nos EUA, registrados de 1993 a 1997.

2.2.4.3 Câncer Colorretal

Diversos Estudos mostram que o uso de pesticidas influi diretamente no aumento do risco de câncer colorretal. A exemplo, o risco de mortalidade por câncer retal foi elevado entre os agricultores na Itália ([FORASTIERE et al., 1993](#)). Na Holanda, [Swaen et al. \(2002\)](#) e [Amelsvoort et al. \(2009\)](#) evidenciaram que o risco de câncer retal foi aumentado em quase 3 vezes devido a exposição à dieldrin e aldrin entre os trabalhadores da fabricação de pesticidas clorados.

Utilizando dados do AHS, [Hou et al. \(2006\)](#) avaliaram a exposição a pendimetalina como um composto cancerígeno. Dentre os 9.089 aplicadores de pesticidas que usaram o ingrediente ativo, foi verificado um risco de 4,3 em comparação a indivíduos que não tiveram contato. Outro estudo, de [Lee et al. \(2007\)](#), verificam um risco relativo de 2,7 para desenvolvimento de neoplasia retal em indivíduos expostos a clorpirifós em comparação aos controles.

Com relação ao câncer de cólon, [Lee et al. \(2007\)](#) analisam a correlação de risco dessa doença ao aldicarbe, um inseticida oxima carbamato, verificando aumento de sua incidência na condição de alta exposição. Foi estimado que o risco aumenta 4,1 vezes no grupo de exposição mais alta.

No tocante a herbicidas, [Samanic et al. \(2006\)](#) analisa o dicamba, a base de ácido benzóico, que foi usado por 22.036 aplicadores de coorte AHS. Não houve significância para o câncer geral, entretanto, foi observada uma tendência significativa de aumento do risco de câncer de cólon com o total de dias de exposição. Outro herbicida, ghest, a base de ditiocarbamato, usado em todas as regiões dos Estados Unidos de acordo com [Bemmel et al. \(2008\)](#), usado por 9878 aplicadores de pesticidas no AHS, causa um risco excessivo de câncer de cólon com o número cumulativo de dias de uso. Ademais, Trifluralina, um herbicida 2,6-dinitro, também tem efeito similar de acordo com [Kang et al. \(2008\)](#). Por fim, [Koutros et al. \(2009\)](#) encontram aumento da tendência desse câncer para os expostos ao herbicida Imazetapir e uma razão de taxa de 78% em comparação aos não expostos.

2.2.4.4 Câncer de Pâncreas

A exposição a solventes de hidrocarbonetos clorados está altamente correlacionada com câncer pancreático, segundo [Ojajärvi et al. \(2001\)](#), ao passo que pesticidas clorados e câncer pancreático produziram resultados mistos. [Garabrant et al. \(1992\)](#) encontraram aumento de câncer de pâncreas estatisticamente significativo entre trabalhadores da indústria química expostos ao DDT ⁹.

[Ji et al. \(2001\)](#) usam uma matriz de exposição no trabalho para estimar o nível de exposição ocupacional a pesticidas entre 484 casos e controlados por 2.095 indivíduos e

⁹ Dicloro-Difenil-Tricloroetano

informações sobre potenciais fatores de confusão foram obtidas por questionário. Riscos excessivos foram encontrados para exposição ocupacional a fungicidas no nível moderado/alto após ajuste para confusão potencial fatores.

No AHS, 93 casos incidentes de câncer pancreático foram diagnosticados. [Andreotti et al. \(2009\)](#) calcularam as estimativas de risco controlando para idade, tabagismo e diabetes. Dois herbicidas, EPTC¹⁰ e pendimethalin (Pendimetalina), mostraram uma correlação estatisticamente significativa com câncer de pâncreas. Os aplicadores de pendimetalina tiveram um risco três vezes maior em comparação com nunca usuários e os que usaram EPTC tiveram um risco 2,56 vezes. Segundo os autores, uma vez que pendimetalina e EPTC conseguem formar N-nitroso-compostos, esses achados são consistentes com evidências que sugerem um efeito carcinogênico das nitrosaminas no pâncreas.

2.2.4.5 Leucemia

Com relação à leucemia, os organofosforados, vem sendo colocado na literatura epidemiológica como causador desse câncer e outros cânceres imunologicamente relacionados ([BROWN et al., 1990](#); [CANTOR et al., 1992](#); [CLAVEL et al., 1996](#); [ROOS et al., 2003](#)). Autores como [Zahm e Ward \(1998\)](#), [Carozza et al. \(2009\)](#) e [Bailey et al. \(2011\)](#) destacam que esse tipo de câncer é diagnosticado especialmente em crianças que tiveram exposição a agrotóxicos.

Dois estudos recentes de meta-análise verificaram a relação entre agrotóxicos e leucemia. [Maele-Fabry et al. \(2008\)](#) examinaram 14 estudos de trabalhadores em fábricas de pesticidas, encontrando uma meta-taxa de 1,43 de risco. Já em [Merhi et al. \(2007\)](#), compreendem à análise 13 estudos de caso-controle, encontrando que cânceres hematopoiéticos entre os indivíduos expostos a pesticidas corresponde a 1,35 de risco.

No AHS, o risco de leucemia foi alto para a categoria de intensidade-peso-dias de exposição para fonofos, um inseticida organofosforado aplicado ao milho, cana-de-açúcar, tabaco e várias outras culturas, com risco relativo de 2,67 ([MAHAJAN et al., 2006](#)). Diazinon, outro inseticida organofosforado, foi associado à leucemia a um risco de 3,36 mais chances de desenvolver leucemia ([FREEMAN et al., 2005](#)). Com relação a herbicidas, tercis de maior exposição ao longo da vida tiveram 2,42 mais chances de ter leucemia, de acordo com [Delancey et al. \(2009\)](#)

2.2.4.6 Linfoma não Hodgkin

Os Linfomas Não Hodgkin (LNH) são colocados na literatura com potencialmente afetação em crianças, assim como a leucemia, segundo [Zahm e Ward \(1998\)](#). Por exemplo, [Sanborn et al. \(2007\)](#) encontram em seu trabalho, baseado em uma extensa revisão da

¹⁰ S-ethyl-dipropylthiocarbamate (S-etil-dipropiltiocarbamato)

literatura, grande associação entre crianças que tiveram maior tempo de exposição e com maiores doses de agrotóxicos de casos de linfoma não Hodgkin.

Uma meta-análise de estudos de caso-controle com foco em 13 estudos publicados entre 1993 e 2005 observou uma taxa significativa entre a exposição ocupacional a pesticidas e Linfoma Não Hodgkin de 1,35 mais riscos. Considerando pessoas que tiveram mais de 10 anos de exposição, houve um aumento do risco 1,65 (MERHI et al., 2007).

Em estudo para a Suécia, foram analisados 910 casos da doença controlados por 1016 indivíduos, evidenciando risco significativo de excesso de NHL dado a contaminação por pesticida. Os usuários de glifosato tinham mais de cinco vezes o risco de excesso de linfoma não Hodgkin não especificado, 5,63, e MCPA ¹¹ tinha mais de nove vezes o risco de excesso dessa doença, 9,31. Os inseticidas gerais deram uma razão das chances de 1,28 e agentes de impregnação equivalendo a 1,57 (ERIKSSON et al., 2008).

2.2.4.7 Outros Tipos de Câncer

Outros tipos de neoplasias comumente citados em artigos científicos são os cânceres de tecidos moles, no sistema nervoso central, linfoma Hodgkin, rins, fígado, bexiga, ovário e mama. Os três primeiros cânceres, relacionam-se mais às crianças, segundo Mills e Zahm (2001).

O sarcoma de tecidos moles (STS) é uma neoplasia que afeta o tecido de suporte corporal estudada por Kogevinas et al. (1997) dada a exposição a agrotóxicos. Os autores selecionaram 21.863 trabalhadores do sexo masculino e feminino expostos a herbicidas fenoxi e dioxina e evidenciaram risco excessivo de desenvolvimento desse câncer de 2,03 mais chances.

No tocante ao câncer de ovário, dois estudos para a Itália indicam que esse tipo de neoplasia está relacionada a pesticidas. Em Donna et al. (1984) foi verificado um risco relativo de 4,4 para câncer de ovário em mulheres com exposição definitiva ou provável aos herbicidas triazínicos. Já em Donna et al. (1989) o risco relativo observado foi de 2,7 para câncer de ovário entre as expostas a herbicidas de triazina.

No Seveso Women's Health Study, estudo de coorte histórico que investiga os efeitos da exposição à dioxina na saúde das mulheres expostas durante um acidente industrial em 1976 em Seveso, Itália, foi observado uma relação exposição-resposta entre câncer de mama em mulheres na zona de maior exposição à dioxina após o ajuste para outros fatores de risco importantes, como paridade, lactação, idade da primeira gravidez, tabagismo, dentre outros (PESATORI et al., 2009).

Outro tipo de neoplasia com destaque na literatura sendo afetada pela exposição a agrotóxicos, é o câncer de bexiga. Foi encontrado aumento do risco dessa doença em

¹¹ Referente ao inglês 2-methyl-4-chlorophenoxyaceticacid, ou seja, ácido (4-cloro-2-metilfenoxi)acético

aplicadores de pesticidas na amostra do AHS que foram expostos ao pesticida de amina aromática heterocíclica imazethapyr. Para o grupo mais exposto, as razões das chances foram aumentadas em 137%, com tendência a ampliação do risco com exposição elevada ao imazethapyr (KOUTROS et al., 2009).

Para neoplasias do cérebro foram encontrados resultados da afetação por exposição a agrotóxicos em uma Meta-análises. Na análise de Blair et al. (1992) foi verificado que a razão das chances para o câncer cerebral era de 1,05. Já Khuder, Mutgi e Schaub (1998) relatou um risco relativo de 1,30.

Usando dados do North American Pooled Project (NAPP)¹², Latifovic et al. (2020) verificaram relação entre pesticidas e linfoma Hodgkin. Pessoas expostas a agrotóxico a base de terbufos tiveram 2,53 de razão das chances para o desenvolvimento desse tipo de linfoma. Controlando pela idade, indivíduos menos de 40 anos que relataram o uso de dimetoato foram 3 vezes mais propensos, com razão das chances de 3,76.

Para o Brasil, Sharpe et al. (1995) realizam um estudo de caso-controle para analisar diagnósticos de tumor de Wilms em crianças, o qual é um tumor maligno nos rins aparecido comumente na infância, dado a exposição a pesticidas pelos pais. Os autores acharam riscos elevados de desenvolvimento dessa doença em crianças na razão de chances de 3,24 dada o contato do pai com agrotóxicos, quanto uma razão das chances de enorme de 128,6 dada a exposição da mãe. Fear et al. (1998), também acha evidências de aumento de morte infantil por câncer renal dada a exposição a pesticidas pelos pais e Xie et al. (2016) por meta-análise identificaram correlação positiva entre pesticidas e essa neoplasia.

Uma vez que alguns pesticidas têm propriedades de desregulação endócrina, o câncer de tireoide também é estudado. Sokić et al. (1994) mostraram uma associação entre produtos químicos agrícolas e câncer de tireóide. Mais recentemente, McKinlay et al. (2008) verificaram a inibição competitiva dos receptores do hormônio tireoidiano por organofosforados e a inibição da ação da progesterona pelos piretróides relacionados à desregulação endócrina por pesticidas.

Por fim, os pesticidas organoclorados podem influenciar o desenvolvimento de câncer de testículo. Giannandrea et al. (2011) realizaram um estudo de caso-controle de base hospitalar de 50 casos e 48 controles para determinar se a exposição ambiental a organoclorados está associada ao risco de câncer de testículo, verificando associação positiva entre uso de inseticida domiciliar e essa doença.

¹² São conjuntos de dados de controle de casos do Cross-Canada Study of Pesticides and Health e do US National Cancer Institute (NCI) que foram agrupados para avaliar associações entre exposições agrícolas e os riscos de linfoma não-Hodgkin, linfoma de Hodgkin, mieloma múltiplo e sarcoma de tecidos moles entre homens canadenses e americanos.

2.3 METODOLOGIA

2.3.1 Dados

Busca-se verificar o impacto da instalação de usinas produtoras de biodiesel a base de soja na mortalidade de câncer nas regiões locais afetadas pela cadeia de eventos originada pela intervenção. Especificamente, são avaliadas 25 tipos de neoplasias conforme a 10^a revisão da Classificação Internacional de Doenças - CID 10 da [WHO \(2019\)](#). Os cânceres considerados para esse estudo podem ser visualizados na [Tabela B.1](#) presente no [Apêndice B](#). Os CIDs C91, C92 e C93 foram agregados para Leucemia, C82, C83 e C85 para Linfoma Não-Hodgkin, C64, C65 e C74 para Neoplasia dos Rins, C47 e C71 para Neoplasia do Cérebro, por fim, C48 e C49 para Neoplasia dos Tecidos Moles.

A amostra possui o período temporal de 15 anos, entre 2005 e 2019, sendo o primeiro ano escolhido por não haver usinas de biodiesel produtoras pela matéria-prima da soja. Os dados sobre as pessoas falecidas devido ao câncer foram extraídos do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) e informações sobre as sessões de quimioterapia e radioterapia pelo Sistema de Informação Ambulatorial (SIA), ambos bancos de dados do Sistema Único de Saúde ([DATASUS, 2019](#)), do Ministério da Saúde do Brasil. O modelo de Diferença em Diferença com múltiplas entradas de unidades tratadas no tempo de [Callaway e Sant’Anna \(2021\)](#) contém o pré-teste de suposição de retas paralelas, então condicionamos o mesmo e os modelos à covariáveis para controlar o efeito do tratamento e ter maior rigor com a hipótese. As covariáveis são o Produto Interno Bruto (PIB), Valor Adicionado Bruto da Agropecuária e Indústria, população, todas coletadas no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em Contas Nacionais ([IBGE, 2019a](#)) e Estimativas da População ([IBGE, 2021](#)), Orçamento e Despesas em Saúde municipal retiradas das Finanças do Brasil (FINBRA) da Secretaria do Tesouro Nacional ([STN, 2020](#))¹³ e dummies para os estados do Rio Grande Sul, Mato Grosso e Goiás. A demais, informações sobre a quantidade produzida de soja, área plantada e área colhida são retiradas da Produção Agrícola Municipal do [IBGE \(2019b\)](#)

Para a identificação de municípios que possuem usinas produtoras de biodiesel a base de soja, foram utilizados dados da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP). Dois arquivos foram necessários. O primeiro, a produção de biodiesel ([ANP, 2021c](#)) por cada empresa que indicaria o início e a continuidade do tratamento, ou seja, início e a continuidade da produção a partir do momento de sua instalação até o ano de 2019. O segundo, o Painel de Produtores de biocombustíveis ([ANP, 2021a](#)) que tem informações sobre o município que a usina está instalada e a produção por tipo de matéria-prima, permitindo selecionar unidades que produzem exclusivamente a partir da soja ou que usam essa commodity predominantemente.

¹³ Para dados anteriores a 2013, acessar [STN \(2013\)](#)

2.3.2 Breve Apresentação do Programa Nacional de Produção e Uso do Biodiesel (PNPB)

Os mercados brasileiros modernos de biocombustíveis têm a sua origem nas políticas implementadas nos anos 1970, devido o primeiro choque do petróleo em 1973 e posterior choque em 1979. Como exemplo, tem-se a criação do Proálcool em 1975, com intuito de minimizar as importações de petróleo e equilibrar a balança de pagamentos fragilizada pela alta dependência do combustível fóssil na matriz energética nacional.

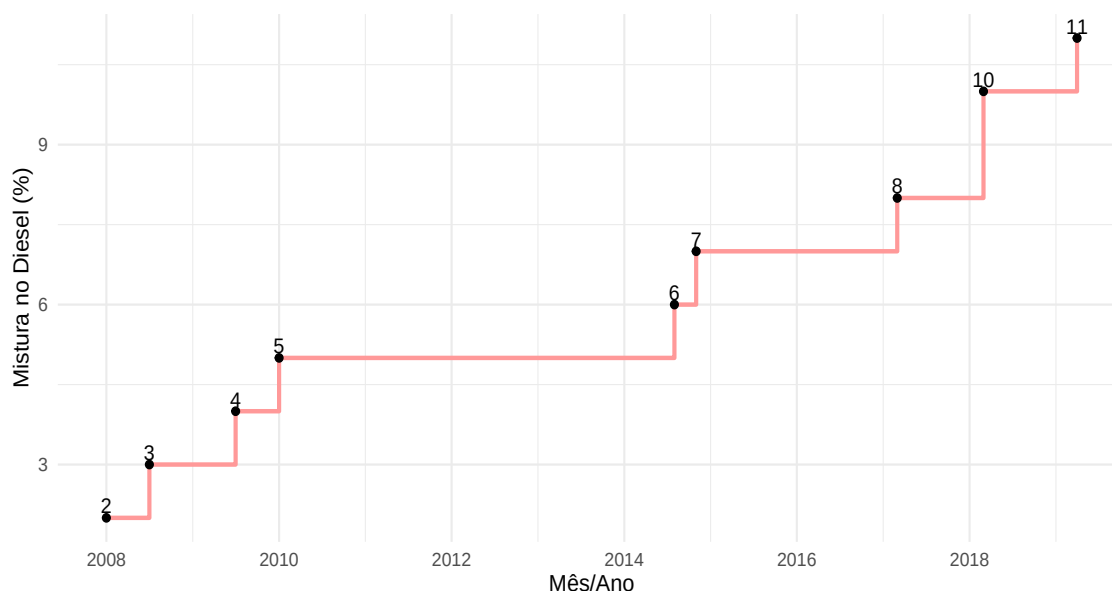
O segundo programa de produção de biocombustível no Brasil se inicia na primeira década do ano 2000, o PNPB. Conforme o Relatório final do grupo de trabalho interministerial encarregado de apresentar estudos sobre a viabilidade de utilização de óleo vegetal – biodiesel como fonte alternativa de energia ([BRASIL, 2003](#)), tem as premissas:

1. Não compete ao Brasil privilegiar rotas tecnológicas, matérias-primas e escalas de produção agrícola e agroindustrial, diante da ampla variedade de opções que se pode explorar.
2. Obriga-se a incorporar o biodiesel à agenda oficial do governo, sendo necessário mostrá-lo como opção política e socioeconômica do País.
3. A premissa básica de orientação das ações da política precisa ser a de inclusão social.
4. As regiões Norte e Nordeste, por serem regiões mais carentes, precisam ser privilegiadas.
5. A agricultura familiar deve ser incorporada na cadeia de produção do biodiesel, como fator determinante para seu fortalecimento, e ser apoiada com assistência técnica e financiamento.
6. A promoção e o fortalecimento de uma rede nacional de pesquisa e desenvolvimento se fazem necessários, com ajuda dos Fundos Setoriais de Ciência e Tecnologia.
7. Deve-se promover a redução da compra de óleo diesel.

Para atender a demanda de inclusão social foi criado o Selo de Combustível Social (SCS) pelo Decreto N^o 5.297 ([BRASIL, 2004](#)), e sua concessão é regulada pelo governo federal. O selo é um componente de identificação da unidade industrial que produz biodiesel com a participação de agricultores familiares. Para fins de concessão do selo, o PNPB também considera a comercialização com as cooperativas de produtores familiares. Uma vez concedido o selo nas normas do decreto, há redução dos coeficientes das alíquotas da contribuição para o PIS/PASEP e da COFINS incidentes na produção e na comercialização de biodiesel.

A introdução definitiva do biodiesel na matriz energética brasileira se dá pela Lei Nº 11.116/2005 de 18 de maio do Brasil (2005b), dando estrutura e caracterizando a criação do PNPB, assim como determinando suas regras tributárias. Entretanto, a mistura ao diesel fóssil já iniciou em 2004 em caráter experimental. Entre 2005 e 2007, no teor de 2%, a comercialização foi voluntária. Em janeiro de 2008, entrou em vigor a mistura legalmente obrigatória de 2% (B2) em todo o território nacional. O percentual mais elevado de mistura foi alcançado em março de 2021, correspondendo a 13% (B13) (BRASIL, 2021). A evolução do percentual de mistura do biodiesel no diesel pode ser vista na Figura 2.2. Por fim, para meios comparativos de mercado de energia, no ano imediatamente anterior a pandemia de Covid-19, foram produzidos cerca de 5,9 milhões de metros cúbicos de biodiesel (ANP, 2021c).

Figura 2.2 – Evolução do Percentual de Mistura do Biodiesel no Diesel

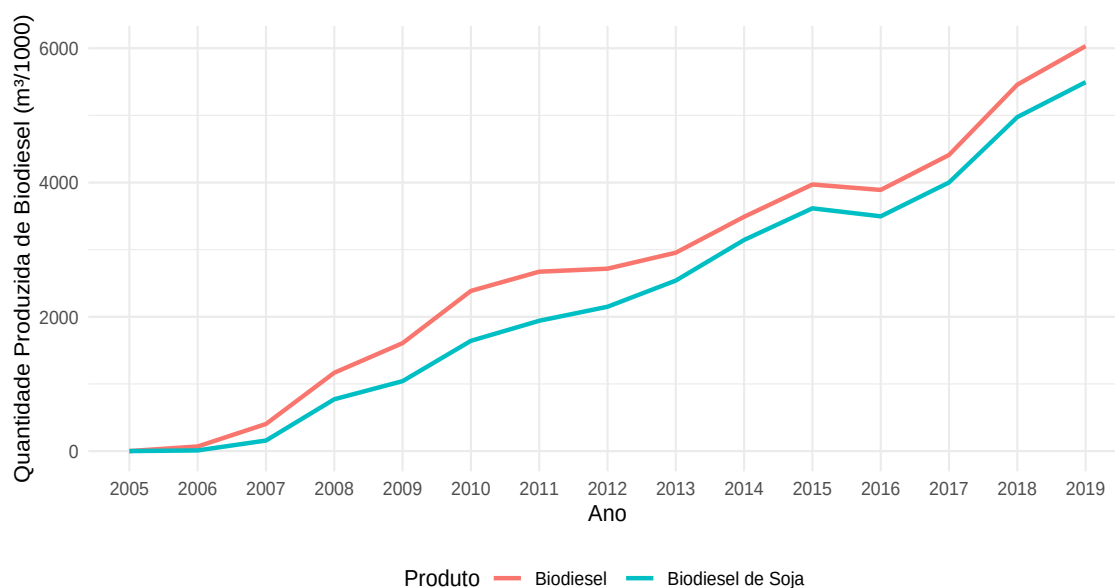


Fonte: Elaborado pelo autor.

Embora um sucesso do ponto de vista produtivo, são frágeis os resultados do PNPB relacionados ao social em acordo com suas premissas e objetivos, principalmente no Nordeste. O potencial de geração de emprego e renda do programa foi menor nos municípios nordestinos do que no restante do país, em especial, quando os municípios são mais vulneráveis (NUNES; JUSTO; RODRIGUES, 2014). Além disso, o programa não avançou na diversificação da matéria-prima, pois grande parte da produção se concentrou no óleo de soja (ISOLANI; TONIN, 2013). Por exemplo, no ano de 2019, de toda a produção nacional do biodiesel, 67,7% foi oriunda da soja. Considerando o total de biodiesel produzido, cerca de 82% vieram das regiões sul e centro-oeste (ANP, 2019). Em suma, o Selo de Combustível Social tenta evitar que o mercado de biodiesel seja dominado por apenas um produto, a soja e, conseqüentemente, pelas regiões que tradicionalmente

são grandes produtoras dessa oleaginosa (MATTEI, 2008). Entretanto, como pode ser visto na Figura 2.3, em nenhum período o SQS conseguiu orientar a diversificação da matéria-prima e consequentemente distribuir a obtenção de matéria-prima entre as regiões. As curvas de evolução da produção são muito próximas entre o total produzido de biodiesel e a produção a partir da soja. A diferença entre as curvas resulta no biodiesel advindo a partir da mamona, palma, pinhão-manso, gordura animal, dentre outros.

Figura 2.3 – Evolução da Produção de Biodiesel Total e Nas Usinas que Usam Soja ($m^3/1000$ mil)



Fonte: Elaborado pelo autor.

2.3.3 Estratégia Empírica

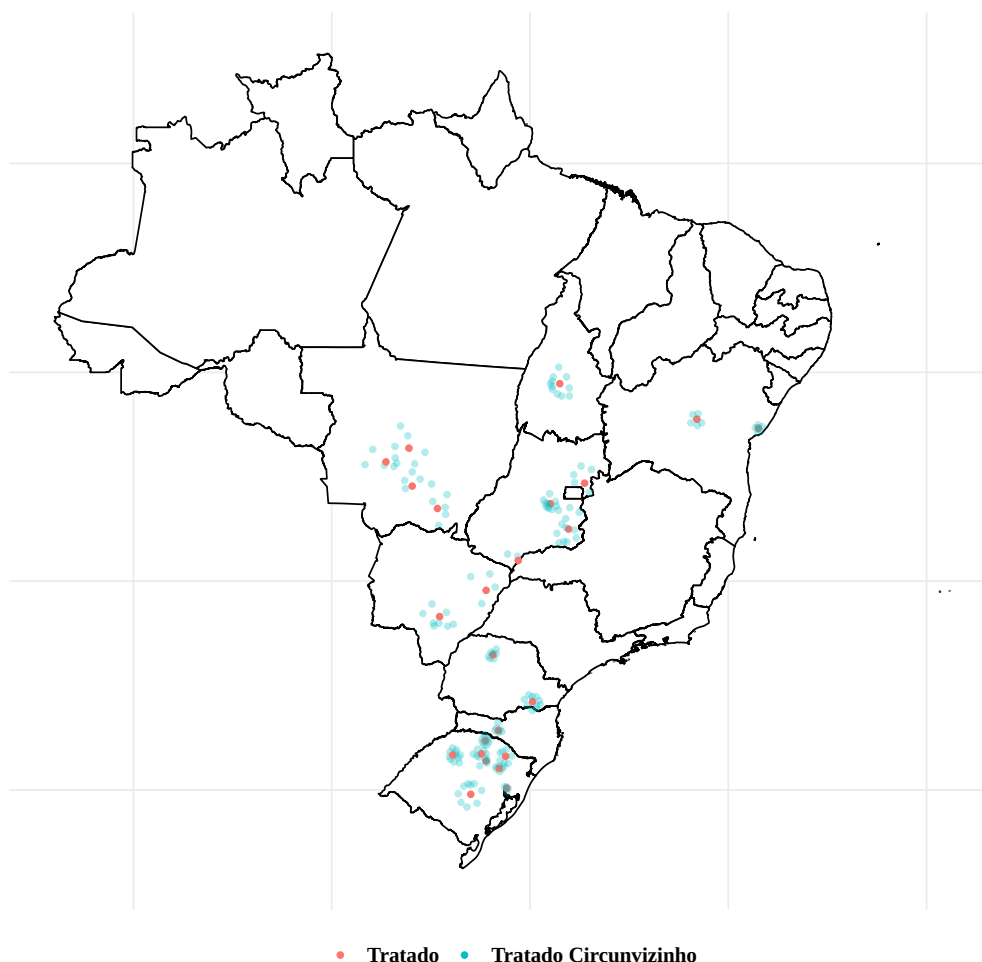
O início da estratégia empírica percorre por selecionar municípios que tenham usinas intensivas em produção de biodiesel a base de soja. A hipótese considera que devido à instalação de usinas há o incentivo ao aumento da produção e produtividade de soja nas regiões locais. Essa condição leva ao aumento da utilização de agrotóxicos, principalmente com glifosato, causando maior número de casos de câncer, letalidade e precocidade da morte. Como não há de forma contínua no tempo a quantidade utilizada de agrotóxicos para as unidades municipais, será regredido um modelo logit, onde o Y será uma variável binária que 1 corresponde as regiões locais onde há usinas e 0 as demais unidades do Brasil. O logit servirá para testar a hipótese que as empresas dessa modalidade são instaladas em locais de maior produção de soja e com maior tecnologia para uso intensivo de agrotóxicos nos estabelecimentos rurais. Será utilizado dados do Censo Agropecuário do (IBGE, 2006-2017) realizados em 2006 e 2017.

Com modelos de Diferença em Diferenças para múltiplas entradas no tratamento,

serão efetuadas estimações para choques na produção total de soja, área plantada total, área colhida total e Valor Adicionado Bruto da Agropecuária per capita. Os dados são retirados das Contas Nacionais e da Produção Agrícola Municipal (PAM) (IBGE, 2019a; IBGE, 2019b).

Foram selecionadas apenas usinas de alta produção de biodiesel a partir da soja e de forma contínua no tempo, dentre um total de 95 que produzem através das mais variadas matérias-primas. Foram consideradas aptas ao tratamento 24 unidades e 161 municípios circunvizinhos¹⁴ que fazem fronteira territorial com os centroides municipais. A Figura 2.4 apresenta os municípios que formam as regiões locais. Os nunca tratados são as demais unidades restantes de cada Estado ao qual há usinas selecionadas, totalizando 2018 municípios.

Figura 2.4 – Municípios Considerados Para o Tratamento



Fonte: Elaborado pelo autor.

¹⁴ O Município de Sorriso-MT foi retirado da amostra e consequentemente seus circunvizinhos por formarem um grupo de tratamento pequeno, com poucas observações e com pouco tempo de exposição (2017 a 2019), gerando menos unidades que covariadas, impossibilitando sua incorporação no modelo de Callaway e Sant'Anna (2021)

As empresas produtoras de biodiesel selecionadas estão localizadas predominantemente na região Sul e Centro-Oeste do Brasil, onde há a maior produção de soja. Destaca-se os Estados do Mato Grosso, Goiás e Rio Grande do Sul, esse último com o maior número de usinas, 8 ao todo. Com apenas 3 usinas, Norte e Nordeste são representados por Tocantins e Bahia, dois dos Estados que formam a nova fronteira agrícola do país conhecida como MATOPIBA ¹⁵, grande produtora de soja.

O início de operação das usinas gera a intervenção, sendo formados seis grupos com diferentes entradas de municípios no tempo como mostra a [Tabela 2.1](#), respectivamente em 2006, 2007, 2008, 2010, 2012 e 2013. Esses são municípios com usinas em funcionamento contínuo, ou seja, são os centroides municipais para a seleção de unidades circunvizinhas.

Tabela 2.1 – Grupos de Tratamento e Suas Entradas no Tempo

Grupos	Centroides	Circunvizinhos
2006	ANAPOLIS-GO	11
2007	SAO SIMAO-GO; RONDONOPOLIS-MT; PASSO FUNDO-RS; VERANOPOLIS-RS; PORTO NACIONAL-TO	31
2008	CANDEIAS-BA; FORMOSA-GO; CUIABA-MT; NOVA MARILANDIA-MT; CACHOEIRA DO SUL-RS	35
2010	IPAMERI-GO; RIO BRILHANTE-MS; MARIALVA-PR; ERECHIM-RS; IJUI-RS	45
2012	IRAQUARA-BA; TRES LAGOAS-MS; NOVA MUTUM-MT; CANOAS-RS	13
2013	LAPA-PR; CAMARGO-RS; MUITOS CAPOES-RS; JOACABA-SC	26

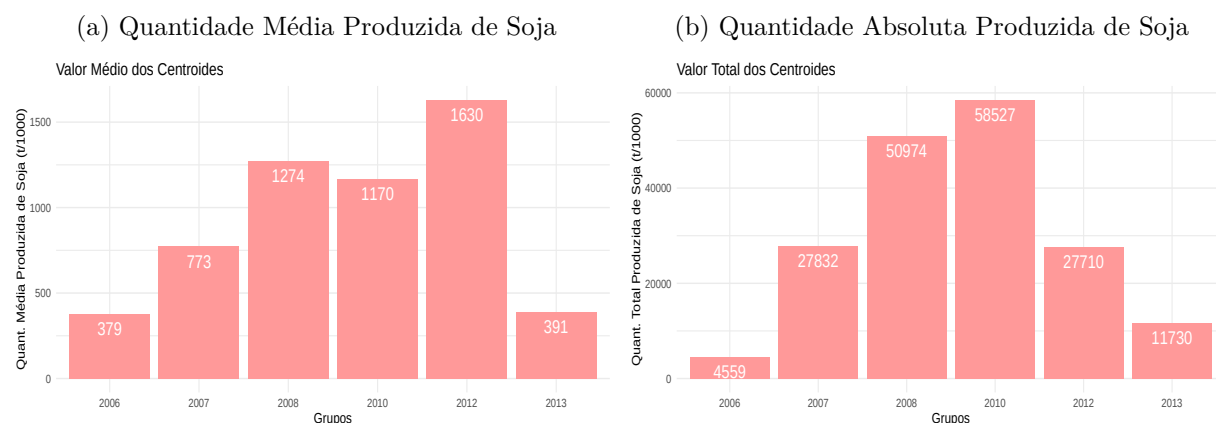
Fonte: Elaborado pelo autor.

A [Figura 2.5](#) apresenta a quantidade média e absoluta produzida de soja por grupos a partir do início da instalação das usinas nos centroides. Há relativa uniformidade entre as figuras [2.5a](#) e [2.5b](#) com relação às posições de volume produzido dos grupos. Como o choque na elevação da produção de soja é o fator-chave para o choque no aumento da aplicação de glifosato, os grupos com entrada no tempo em 2007, 2008 e 2010 merecem maior atenção por serem os de maior produção média e absoluta. Esses grupos possivelmente são os mais afetados pela instalação de usinas produtoras de biodiesel de soja que dão início as externalidades negativas na saúde populacional local. Embora o grupo de 2012 seja o maior produtor médio, o mesmo é apenas o quarto produtor absoluto. É importante destacar que há municípios circunvizinhos de mais de um centroide, sendo tratados mais de uma vez no tempo (considerado o início do tratamento a intervenção mais antiga). Desse modo, não necessariamente destinam a maioria da produção de soja para o centroide que recebeu intervenção mais antiga. Outro ponto é que quanto maior o número de centroides, maior

¹⁵ Nome dado devido às iniciais do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, os quais são os Estados que possuem áreas dessa nova fronteira agrícola.

tende a ser o número de circunvizinhos e maior o valor absoluto produzido por grupo. O mesmo é válido para o número de períodos em que essas unidades são tratadas.

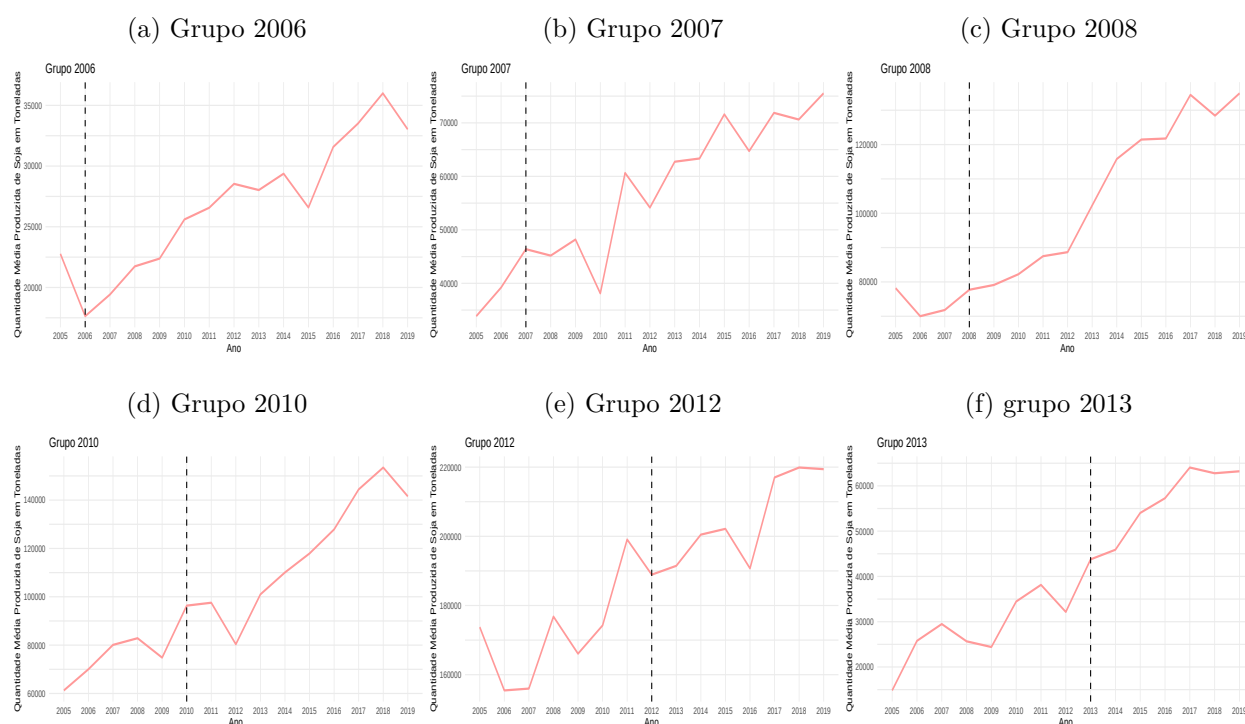
Figura 2.5 – Quantidade Produzida de Soja Por Grupo (t/1000 mil)



Fonte: Elaborado pelo autor.

As curvas de evolução de produção de soja entre 2005 a 2019 nos grupos tratados são crescentes como visto na Figura 2.6. Os choques nessas curvas ocasionados pelo PNPB são condicionados a dois fatores. O primeiro pela linha preta pontilhada vertical que indica

Figura 2.6 – Evolução da Quantidade Produzida de Soja (t/1000 mil)

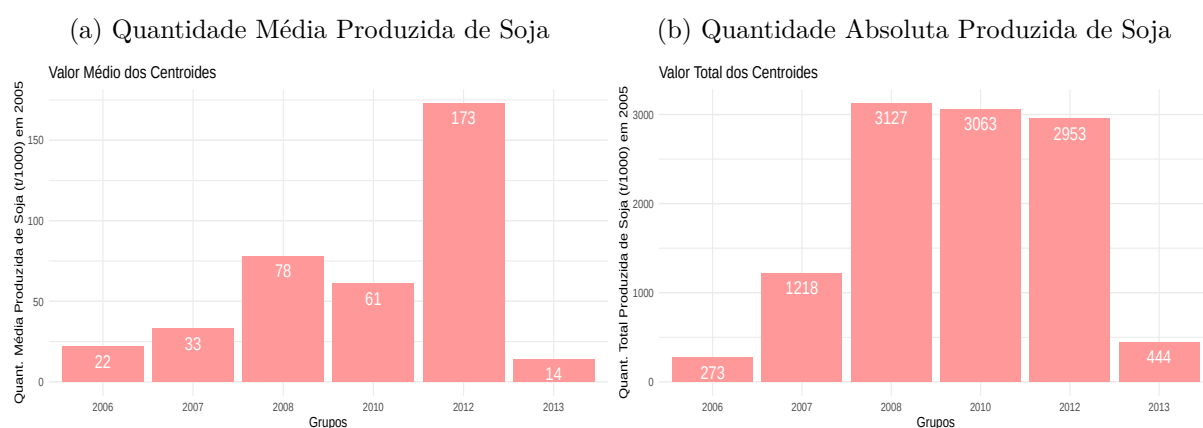


Fonte: Elaborado pelo autor.

o início da produção de usinas de biodiesel de soja no grupo tratado. O segundo pela elevação do percentual de mistura do biodiesel no diesel que estimula a ampliação da produção da *commodity*. A suavização dos choques depende dos agentes anteciparem ou não essas duas condições, além de outros fatores, como condições climáticas desfavoráveis à produção. Notoriamente, há uma grande diferença produtiva entre o período inicial da amostra em 2005 para o último ano em 2019 para todos os grupos.

Nesse sentido, a produção de soja em 2005, ano imediatamente anterior a primeira instalação de usinas produtoras de biodiesel a base de soja, é relativamente pequena. A Figura 2.7 mostra que a maior produção absoluta pertence ao grupo de 2008 com aproximadamente 3.127.000 milhões de toneladas distribuídas entre 40 municípios. Para esse mesmo grupo em 2019 a quantidade absoluta produzida é de cerca de 135.000.000 milhões de toneladas, um aumento de 4.217 mil por cento em comparação a 2005.

Figura 2.7 – Quantidade Produzida de Soja no Ano Base de 2005 (t/1000 mil)



Fonte: Elaborado pelo autor.

É importante destacar que embora a decisão de implantação de usinas produtoras de biodiesel serem motivadas possivelmente por fatores endógenos municipais, como se localizar próximo a sua principal matéria-prima, dentre outros, as leis e diretrizes norteadoras do programa são inteiramente da União, sendo exógenas aos municípios. Ademais, os meios de contaminação são parcialmente aleatórios, se dando pelo ar, solo, água, exposição direta, não se limitando a lavouras de soja. Por exemplo, o uso intensivo de pesticidas em lavouras de soja pode contaminar a água local que irrigara outras culturas e até mesmo contaminar uma grande extensão de disponibilidade de água superior à local. Dias, Rocha e Soares (2023) demonstraram que o uso de herbicidas a base de glifosato nas plantações de soja contaminam a água de rios, conduzindo essa água a grandes distâncias, afetando a taxa de mortalidade infantil das localidades onde passa. Também, o desenvolvimento do câncer é dado por mutações celulares e sua evolução obviamente é não controlado pelas unidades

envolvidas. Essas sinalizações levam a não violação da suposição das retas paralelas. Outro ponto que reforça essa hipótese é o fato de não haver, por exemplo, surtos ou bruscos declínios de neoplasias que geram maior variação das variáveis analisadas, diferentemente de variáveis monetárias como, despesas em saúde, educação, receita orçamentaria, doenças como, dengue, gripe, Covid-19, acidentes de veículos automotores que em épocas festivas geram mais óbitos, dentre outras.

De acordo com [Cunningham \(2021\)](#), a exogeneidade da transmissão da política sobre as variáveis é fundamental para a hipótese de linhas paralelas serem mantidas. Na condição de endogeneidade, as retas paralelas são sempre violadas segundo o autor, pois de todo modo o grupo que recebe o tratamento divergiria do grupo de controle. O autor ainda salienta que os melhores projetos causais são oriundos de experimentos naturais por suportarem as tendências paralelas dado a aleatoriedade.

Nesse aspecto, o desenho de projeto de instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir de soja tem características similares ao estudo pioneiro de [Snow \(1855\)](#) sobre a taxa de mortalidade por cólera em Londres e transmissão pela água. Segundo [Cunningham \(2021\)](#), além de pioneiro, o experimento natural visto em [Snow \(1855\)](#) é um dos mais famosos da literatura. No artigo, [Snow \(1855\)](#) se aproveita da instalação de tubos de captação da companhia de água de Lambeth que os moveu para acima no rio Tâmsa, após o principal ponto de descarga de esgoto, fornecendo assim aos seus clientes água não contaminada. A companhia fez isso endogenamente para obter água mais limpa, mas tinha o benefício adicional de estar muito alto no Tâmsa para haver infecção por cólera do escoamento. Por a distribuição dessa água ser parcialmente aleatória, Snow percebeu que isso lhe concedia um experimento natural que lhe permitiria testar sua hipótese de que a cólera era transmitido pela água, comparando as famílias. De fato, as casas de Lambeth tinham taxas de mortalidade por cólera mais baixas do que outros conjuntos de residências cuja água foi infectada pelo escoamento. Lógicas parecidas são implementadas para o presente estudo, pois o fato adicionador da instalação de usinas de biodiesel a base de soja é a ampliação da produção dessa cultura, aumentando o uso de pesticidas e ampliando a exposição e contaminação da população por ingredientes ativos de potencial carcinogênico.

Ainda sobre a suposição de tendência paralela, [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#) mencionam que ela é tida com o uso das unidades que nunca são tratadas como grupo de comparação para os grupos que terão a condição de tratamento ao longo do tempo. Para tal, duas premissas são desejáveis: primeiro que o grupo nunca tratado seja grande o bastante e tenha dados disponíveis; segundo, que as unidades sejam semelhantes o bastante aos grupos de tratamento, ou seja, serem um contrafactual de comparação válido dos grupos. Desse modo, a escolha dos 2018 municípios nunca tratados considera essas duas premissas. Foram selecionadas unidades suficientemente grandes em comparação aos grupos de tratamento e essas estão localizadas nos mesmos Estados das usinas de

produção de biodiesel escolhidas. Outra situação possível, segundo os autores, dado que essas condições não fossem atendidas, poderiam ser usadas unidades ainda não tratadas como grupo válido para a suposição de retas paralelas alternativas até o ponto no tempo onde elas passam a ser tratadas.

Além de verificar variações na taxa de mortalidade, outro objetivo do estudo é estimar se o câncer está reduzindo a expectativa de vida das pessoas afetadas por essa doença nos grupos de tratamento em comparação aos nunca tratados. A precocidade do óbito nos municípios pode ocorrer por três vias. Os indivíduos podem adquirir o câncer em uma idade menor, mas o período entre o diagnóstico e a morte não variar. Podem desenvolver o câncer em uma idade normal, mas o intervalo entre o diagnóstico e o óbito reduzir. Por fim, apresentar a doença em uma idade menor e o tempo entre o diagnóstico e a morte diminuir. Foram consideradas três variáveis para essa verificação que formam duas de desfecho. Primeiramente, a variável expectativa de vida geral do município pode ser equacionada da seguinte forma:

$$expec_total_{it} = \frac{\sum_{m=1}^n id_morte_{mit}}{n_{it}} \quad (2.1)$$

onde $expec_total$ é a expectativa de vida total no município, i , com relação ao ano, t , dada pelo somatório da idade em dias no momento da morte (excluídas as causadas pelos cânceres analisados), id_morte , dividido pela quantidade total de óbitos (excluídos os causados pelos cânceres analisados), n . Similarmente, a expectativa de vida dado os cânceres analisados nos municípios corresponde a:

$$expec_cancer_{cit} = \frac{\sum_{c=1}^k id_morte_{cit}}{k_{cit}} \quad (2.2)$$

$expec_cancer$ é a expectativa de vida no município no ano relacionada ao tipo de câncer, c , dada pelo somatório da idade em dias no momento da morte pela neoplasia avaliada, dividido pela quantidade de óbitos, k , por essa doença. A terceira variável corresponde identicamente a [Equação 2.2](#), mas para os Estados, sendo a expectativa de vida dado os cânceres analisados para o Estado que o município pertence:

$$expec_cancer_{cet} = \frac{\sum_{c=1}^j id_morte_{cet}}{j_{cet}} \quad (2.3)$$

em que e representa o Estado da federação que o município, i , pertence. Com base nas [Equação 2.1](#), [Equação 2.2](#) e [Equação 2.3](#) formam-se as duas variáveis de interesse. Primeiramente temos a diferença entre [Equação 2.1](#) e [Equação 2.2](#):

$$expec_1_{cit} = expec_total_{it} - expec_cancer_{cit} \quad (2.4)$$

$expec_1_{cit}$ será chamada de “expectativa de vida” dado o câncer. A segunda variável de desfecho para captar a precocidade do óbito é dada pela diferença entre a Equação 2.3 e Equação 2.2:

$$expec_2_{cit} = expec_cancer_{cet} - expec_cancer_{cit} \quad (2.5)$$

$expec_2_{cit}$ será nomeada de “idade média de morte” dado o câncer. Nos modelos, sempre Equação 2.1 segue sendo a expectativa de vida da população geral, mas as Equação 2.2 e Equação 2.3 seguem as populações específicas recortadas. As escolhas dessas subtrações se dão por haver a possibilidade da variação da idade de falecimento por câncer se dar apenas devido uma tendência de crescimento de expectativa de vida geral. Logo, estimar isoladamente a idade de morte por câncer poderia resultar em resultados viesados. Efeitos positivos sobre essas variáveis de interesse indicam que a diferença entre as médias de idade estão aumentando. No caso, esperamos efeitos positivos devido à diminuição da média da variável correspondente a Equação 2.2. Nessa condição haveria o desenvolvimento do câncer de maneira mais precoce e agressiva, resultando em falecimento antecipado. A taxa de mortalidade será chamada de “morte” nas tabelas apresentadas.

Os modelos estimados para a taxa mortalidade contém todas as variáveis em termos per capita e logaritmizadas. Já para os outros dois tipos de modelo que mensuram a precocidade da morte, não há logaritmização. Devido à indisponibilidade da população municipal de indivíduos vivos de 0 a 14 anos, houve a divisão pela população total para esse recorte. Desse modo, muito possivelmente os estimadores DD para a taxa de mortalidade para esse filtro estarão subestimados. O mesmo pode ser válido para a população agrícola. Entretanto, isso não se aplica para as variáveis que captam a precocidade, pois a divisão é feita pelo número de mortes de cada população.

2.3.4 Diferença em Diferença com Múltiplas Entradas no Tempo

O método de Diferença em Diferenças (DD), é um método de avaliação de impacto causal semi-experimental consistindo em uma dupla diferença. A primeira se refere à diferença média da variável de resultado variante entre os resultados das unidades antes e depois do tratamento, para os grupos de tratamento e não tratado. Com relação à segunda diferença, é a diferença da primeira diferença calculada entre os dois grupos. Tem como hipóteses principais, que o grupo de tratamento e não tratado são iguais em média considerando as variáveis observacionais e as variáveis de desfecho respeitem a condição de retas paralelas, ou seja, na ausência de tratamento a trajetória média dos resultados dos grupos teriam seguido paralelos ao longo do tempo.

Comumente, o método de Diferença em Diferença parte de dois pontos no tempo e dois grupos, tratados e não tratados, para a estimação do impacto causal. No período

base, nenhuma unidade recebe a classificação de tratamento e no segundo ponto no tempo algumas passam por uma intervenção (tratamento) e as demais não (não tratados). Entretanto, segundo [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#), muitas aplicações empíricas de DD, se desviam da apresentação comum desse modelo, tendo mais de dois períodos e variação no tempo de tratamento. Ou seja, possuem múltiplas intervenções ao longo do tempo, com o período de exposição ao tratamento variando, como é a condição de instalação de empresas produtoras de biodiesel a partir de soja nos municípios brasileiros ao longo do tempo.

Em estudo, [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#) sugerem uma abordagem alternativa de implementação do modelo de DD, permitindo a estimativa e inferência sobre parâmetros causais interpretáveis, incluindo os efeitos de heterogeneidade do tratamento, agregação desse e efeitos dinâmicos. Os autores, relatam que o método evita completamente os problemas de interpretação de resultados de regressões de efeitos fixos bidirecionais (TWFE).

Autores como [Goodman-Bacon \(2021\)](#), [Athey e Imbens \(2021\)](#), [Chaisemartin e d'Haultfoeuille \(2020\)](#) e [Borusyak e Jaravel \(2017\)](#) mostraram que o estimador β , de interesse de impacto, recupera uma média ponderada de algum tratamento subjacente dos parâmetros de efeito, mas alguns dos pesos nesses parâmetros podem ser negativos. Isso pode gerar problemas, por exemplo, o efeito do tratamento ser positivo para todas as unidades individualmente, mas a estimativa de TWFE resultar em coeficientes de β negativos. Ademais, a estimativa TWFE é sensível ao tamanho de cada grupo, o tempo de tratamento e o número total de períodos. Assim, [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#) sugerem que o diferencial para boas estimativas de modelos DD com múltiplas entradas de unidades tratadas no tempo é a comparação correta entre os grupos, de modo que unidades recém tratadas devem ser comparadas com unidades nunca tratadas, unidades recém tratadas com unidades ainda não tratadas, mas jamais unidades recém tratadas com unidades já tratadas. Desse modo as equações representam os grupos corretamente:

$$Y_{it} = Y_{it}(0) \quad (2.6)$$

que representa os resultados potenciais, por exemplo, para mortalidade de neoplasia maligna do pâncreas para os nunca tratados para todos os períodos. E

$$Y_{it} = 1[G_i > t]Y_{it}(0) + 1[G_i > t]Y_{it}(G_i) \quad (2.7)$$

sendo a equação para os demais grupos com múltiplas entradas no tempo. Onde $Y_{it}(0)$ é o resultado que o município i experimentaria no período $t = 1, \dots, \tau$ se não tivesse recebido usinas produtoras de biodiesel na região e G_i é o tempo em que a unidade passa a ser

tratada, ou seja, que inicia o funcionamento da empresa e define a qual grupo os municípios pertencem.

Nesse caso, o Efeito do Tratamento no Grupo Tratado (ATT) no tempo é muito similar ao modelo canônico DD com dois grupos e dois períodos. Para retas paralelas a partir de nunca tratados, tem-se:

$$ATT(g, t) = E[Y_t - Y_{g-1}|X, G = g] - [Y_t - Y_{g-1}|X, C = 1] \quad (2.8)$$

onde g é o período em que a unidade foi tratada e C é uma dummy que 1 indica os municípios que não fazem parte da região local afetada pela implantação de usinas, 0 caso contrário. X é um vetor de covariadas, para o estudo são: Produto Interno Bruto, Valor Adicionado Bruto da Agropecuária, Valor Adicionado Bruto da Indústria, Receita Orçamentaria, Despesas com Saúde, População e dummies para os Estados do Rio Grande do Sul, Mato Grosso e Goiás, sendo os que possuem maior número de centroides. Desse modo, é possível estimar os efeitos heterogêneos por grupo no tempo considerando o efeito médio da participação no tratamento separadamente para cada um deles:

$$\theta_S(g) = \frac{1}{\tau - g + 1} \sum_{t=2}^{\tau} 1[g \leq t] ATT(g, t) \quad (2.9)$$

Entretanto, de acordo [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#), há situações onde é interessante combinar os diferentes $\theta_S(g)$'s para formar parâmetros causais mais agregados. Os autores mencionam, por exemplo, na condição do número de grupos e períodos de tempo serem relativamente grande, pode não ser uma boa estratégia interpretar muitos efeitos médios do tratamento no tempo do grupo. Esse é o caso da amostra para as estimações, onde há seis grupos com diferentes entradas no tempo e um período temporal de 15 anos. A partir dos parâmetros estimados individualmente para cada grupo no tempo acima, é possível a agregação para um único parâmetro de efeito geral da intervenção:

$$\theta_S^O := \sum_{g=2}^{\tau} \theta_S(g) P(G = g) \quad (2.10)$$

tendo θ_S^O como o efeito geral da participação no tratamento em todos os grupos que já participaram do tratamento, ou seja, o efeito da política sobre os municípios com usinas de produção de biodiesel por soja na região ponderado por P . Segundo os autores, esse parâmetro geral é semelhante ao ATT na condição de dois períodos e dois grupos.

Outra forma de agregação que é possível consiste em verificar como os efeitos do tratamento variam no tempo. O objetivo é visualizar a dinâmica do efeito da intervenção

com gráficos de event-study. Assim, os parâmetros podem ser agregados no tempo da forma:

$$\theta_D(e) := \sum_{g=2}^{\tau} [g + e \leq \tau] ATT(g, g + e) P(G = g | G + e \leq \tau) \quad (2.11)$$

onde $\theta_D(e)$ é o efeito médio da participação no tratamento para o grupo de regiões locais que receberam usinas de produção de biodiesel de soja por exatamente e períodos. Assim como os efeitos para cada grupo, pode-se também definir os parâmetros gerais do efeito do tratamento calculando a média de $\theta_D(e)$ em todos os tempos do evento:

$$\theta_D^O = \frac{1}{\tau - 1} \sum_{e=0}^{\tau-2} \theta_D(e) \quad (2.12)$$

De acordo com [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#), o parâmetro θ_D^O é mais limitado que o θ_s^O na maioria das aplicações. Por exemplo, a interpretação de θ_D^O é dificultosa pela questão da mudança na composição de grupos mediante diferentes valores de e .

2.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Diante da indisponibilidade da variável de quantidade de agrotóxicos utilizado pelos municípios brasileiros no tempo para verificar o impacto de seu uso dado a instalação de usinas produtoras de biodiesel de soja, foi usada a estratégia de regressão logística com algumas *proxys* para utilização de pesticidas e produção de soja. A [Tabela 2.2](#) apresenta esses resultados para a disponibilidade de dados de 2006 e 2017, os dois últimos Censos Agropecuários do Brasil, em três modelos separados. A Variável de desfecho tem valor 1 para regiões locais com usinas produtoras de biodiesel a partir da soja e atribuído zero para os demais municípios.

Primeiramente, foi analisado se a escolha de instalação das usinas de biodiesel selecionadas foi estimulada pelo nível tecnológico de aplicação de agrotóxicos nos estabelecimentos rurais. Como esperado, a tecnologia de aplicação de pesticidas é sensível à escolha de implantação dessas empresas. O Número de estabelecimentos rurais que usam pulverizador costal, que demanda maior mão de obra, carrega menos agrotóxico e é mais dificultoso a aplicação, reduzem a probabilidade de instalação de usinas. O aumento de 10 unidades desses estabelecimentos nos municípios reduz a probabilidade em 0,05% de instalação de usinas. Por outro lado, quanto maior é a intensidade em capital, tecnologia e consequentemente a maior capacidade de aplicação de agrotóxicos, maior é a probabilidade de funcionamento de usinas de biodiesel de soja. Por exemplo, o aumento de 10 unidades dos estabelecimentos rurais que usam aeronaves para aplicação de agrotóxicos há o aumento da probabilidade em 0,34% de instalação de usinas. Resultados similares

são achados para estabelecimentos que recorrem a agrotóxicos ou que já fizeram, assim como a área de aplicação.

Tabela 2.2 – Logits para a validação da hipótese de aumento do uso de agrotóxicos dado implantação de usinas de biodiesel de soja

Ano	Variável	Coefficiente	p-valor	Efeito Marginal	p-valor
2006	Número de estabelecimentos rurais que aplicam agrotóxico com pulverizador costal	-0.0013	0.0003***	-0.00005	0.0001***
	Número de estabelecimentos rurais que aplicam agrotóxico via tração mecânico/animal	0.0021	0.0001***	0.00007	0.0001***
	Número de estabelecimentos rurais que aplicam agrotóxicos com pulverizador estacionário	0.0030	0.0007***	0.00010	0.0006***
	Número de estabelecimentos rurais que aplicam agrotóxicos com aeronave	0.0094	0.0027***	0.00034	0.0028***
	Número de estabelecimentos rurais que usaram agrotóxicos no ano	0.0004	0.0063***	0.00002	0.0057***
2006	Número de estabelecimentos rurais que não usaram agrotóxicos no ano, mas usaram em algum ano anterior	-0.0060	0.0475**	-0.0002	0.0458**
	Área dos estabelecimentos rurais que usaram agrotóxicos no ano	0.00002	0.0001***	0.0007-03	0.0001***
	Área dos estabelecimentos rurais que não usaram agrotóxicos no ano, mas usaram em algum ano anterior	0.00004	0.0912*	0.0002-02	0.0920*
2017	Quantidade produzida de soja nos estabelecimentos rurais	0.00002	0.0195**	0.0007-03	0.0197**
	Área colhida de soja nos estabelecimentos rurais	-0.00005	0.0724*	-0.0002-02	0.0726*

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: $p < 0.1^*$; $p < 0.05^{**}$; $p < 0.01^{***}$.

Para testar se a cultura da soja é determinante para a implantação das empresas produtoras de biodiesel, a quantidade produzida e a área colhida dessa commodity foram regredidas. A escolha de instalação das usinas selecionadas está ligada diretamente a quantidade produzida de soja. No entanto, a área colhida reduz a probabilidade de funcionamento, indicando haver maior necessidade de uma produção intensiva em outros fatores de produção sem ser a terra, como sementes de maior qualidade e maior tecnologia, maior uso de agrotóxicos e fertilizantes, dentre outras. Essas características se enquadram na utilização de sementes geneticamente modificadas de soja para serem resistentes ao glifosato. Desse modo, há prioridade para maior produtividade por hectare colhido que ampliação da área.

Foram estimados efeitos sobre a soja pelo método de Diferença em Diferenças de Callaway e Sant’Anna (2021). A Tabela 2.3 aborda modelos agregados gerais dinâmicos a partir da Equação 2.12 e a agregação geral para todos os grupos pela Equação 2.10. Todos os parâmetros de agregação geral são significativos. A implantação de usinas produtoras de biodiesel impactam os grupos que recebem a intervenção para a quantidade absoluta produzida de soja em toneladas, sua área plantada absoluta e área colhida absoluta em hectares. Especialmente a produção total de soja é importante para a validação das hipóteses levantadas nesse estudo. A quantidade produzida total dessa oleaginosa foi

ampliada em 14639 mil toneladas nos grupos tratados em comparação aos que nunca receberam a intervenção. Os grupos que tiveram maior contribuição para esse parâmetro foram os com entrada no tempo em 2008 e 2010. Esses resultados heterogêneos são obtidos através da [Equação 2.9](#) e podem ser visto na [subseção B.3.1](#) pela [Figura B.1](#). Especificamente para o grupo de 2010, houveram efeitos heterogêneos para aumento da produtividade capitados pelas variáveis de rendimento médio por área plantada e colhida. As estimações podem ser vista na [subseção B.3.1](#) pela [Figura B.2](#). As unidades mencionadas coincidem com as que foram destacadas na estratégia empírica por terem níveis de produção de soja médios e absolutos elevados. Ademais, o choque sobre a produção de soja é imediato a implantação das usinas. Choques mais elevados são observados entre os anos 2010 e 2015, concordando com período de levacão do percentual de mistura do biodiesel no diesel. Os efeitos dinâmicos heterogêneos são encontrados juntos aos individuais por grupos, sendo estimados pela [Equação 2.11](#). Impactos similares são observados para a área plantada absoluta e área colhida absoluta.

Tabela 2.3 – Estimação Para Efeitos Médios Agregados Gerais Dinâmicos e Para Grupos Relacionados à Soja

Variável	ATT Dinâmico	Erro-padrão	ATT Grupos	Erro-padrão
Quantidade Absoluta Produzida de Soja	13330.720	3865.870*	14629.110	3789.467*
Área Plantada Absoluta de Soja	2682.315	930.234*	2401.553	1019.675*
Área Colhida Absoluta de Soja	2901.034	1070.898*	2805.415	1028.843*
Rendimento Médio Por Área Plantada	-1.4109	79.0577	43.3078	86.3402
Rendimento Médio Por Área Colhida	12.4075	73.5987	52.9939	81.7262

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

Para avaliar se os choques na cultura da soja ocorreram devido pressões de demanda externas, foram regredidos modelos para a quantidade exportada de soja em grãos, óleo de soja e do resíduo de sua produção. A [Tabela 2.4](#) mostra que nenhum dos estimadores agregados são significativos. Quando analisados os efeitos heterogêneos por grupo, há uma redução da quantidade exportada em aproximadamente 10000 kg da região local com entrada no tempo em 2013. O efeito dinâmico heterogêneo também é negativo e significativo para o ano de 2019. Esses resultados podem ser conferidos na [subseção B.3.1](#). As evidências sinalizam que os choques na produção, área plantada e área colhida de soja encontrados em [Tabela 2.3](#) e seus efeitos heterogêneos na [subseção B.3.1](#), são ocasionados por demanda interna. Isso reforça que a instalação das usinas produtoras de biodiesel a partir da soja pressionam a produção local.

Nesse sentido, os achados dos modelos logit e principalmente dos modelos de Diferença em Diferenças com múltiplas no tempo validam a hipótese que usinas produtoras de biodiesel a partir da soja impactam no aumento e intensividade da produção dessa

Tabela 2.4 – Estimação Para Efeitos Médios Agregados Gerais Dinâmicos e Para Grupos Relacionados à Exportação de Soja e Derivados

Variável	ATT Dinâmico	Erro-padrão	ATT Grupos	Erro-padrão
Quantidade Absoluta Exportada de Soja	9749.8920	20958.6900	10491.5900	16245.1600
Quantidade Absoluta Exportada de Óleo de Soja	-977.3130	946.3963	-1142.3550	957.4545
Quantidade Absoluta Exportada de Resíduo da Produção do Óleo	9174.7950	8748.4560	2967.4220	6131.0000

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

cultura nas regiões locais. Consequentemente, como houve choques significativos sobre os parâmetros gerais estimadas, assim como para efeitos heterogêneos nos grupos e no tempo, é natural a elevação da quantidade de uso de glifosato nas lavouras de soja, que podem inferir no crescimento do número de casos de câncer, precocidade no desenvolvimento e maior agressividade, aumentando a letalidade dessa doença. Ademais, na [subseção 2.4.2.3](#) foi identificado o impacto causal nos setores da economia. O setor agrícola foi impactado positivamente com relação aos efeitos heterogêneos dinâmicos e por grupos. Os parâmetros agregados também foram não nulos. Esses resultados serão apresentados de forma mais apropriada adiante. Todas essas evidências reforçam a elevação da intensidade agrícola que implica na ampliação do uso de pesticidas de possível potencial carcinogênico.

A seguir, os resultados principais serão apresentados. Devido à grande quantidade de grupos e períodos foi escolhido agregar os parâmetros como sugerido por [Callaway e Sant’Anna \(2021\)](#). A [Equação 2.10](#) é o efeito médio agregado geral equivalente ao impacto da intervenção para todos os grupos. Com relação a [Equação 2.12](#), é o efeito médio agregado geral da participação no tratamento para os grupos por e períodos. Os efeitos heterogêneos por grupos e dinâmicos, respectivamente para [Equação 2.9](#) e [Equação 2.11](#) estão disponíveis no [Apêndice B](#). Para todos os modelos principais estimados com algum parâmetro agregado e/ou heterogêneos significativo, foram feitos os pré-testes de retas paralelas condicionais. Os resultados podem ser verificados na [seção B.2](#) pelas [Tabela B.2](#) e [Tabela B.3](#) para as variáveis voltadas ao câncer e a soja. Em unanimidade, todos os testes mostram que a suposição das tendências paralelas são respeitadas.

2.4.1 Impacto Causal Agregado da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer

Para essa subseção, os resultados serão apresentados sequencialmente para cada um dos recortes populacionais. Os coeficientes estão expostos em duas tabelas. A primeira contém o efeito médio agregado geral para todos os grupos, equivalendo aos resultados de um modelo de diferença em diferença comum, mas ponderados pela contribuição de cada

grupo para o efeito geral do tratamento. A segunda tabela está o efeito médio agregado geral para a dinâmica no tempo nos 14 períodos contados do início da primeira entrada no tratamento em 2006. Essas tabelas contarão em sequência da esquerda para a direita com três variáveis: "Morte", que equivale à taxa de mortalidade; "Idade Média de Morte", dada pela [Equação 2.5](#); por fim, "Expectativa de Vida", correspondente a [Equação 2.4](#). O intervalo de confiança considerado para os coeficientes é de 95%.

2.4.1.1 Impacto causal do PNPB em crianças de 0 a 14 anos

A população infantil de 0 a 14 anos foi afetada pelas externalidades da instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja para sete tipos de câncer com parâmetros agregados gerais. Para o efeito agregado geral para todos os grupos participantes do tratamento na [Tabela 2.5](#), seis coeficientes foram significativos. Os de bexiga, mama, próstata, reto, rins e tireoide. Para o efeito agregado geral dinâmico, apresentado na [Tabela 2.6](#), um tipo de neoplasia adicional aos já citados teve significância estatística, o linfoma não hodgkin. Todos esses cânceres tem efeitos sobre a taxa de mortalidade nessa faixa etária, mas apenas o de rins tem coeficientes não nulos para a idade média de morte e a expectativa de vida. Ou seja, há flutuação da variável correspondente a [Equação 2.2](#) presente nas [Equação 2.4](#) e [Equação 2.5](#), gerando o aumento das diferenças de idade tocantes ao câncer de rins. Para essa neoplasia, não apenas o número de mortes está se elevando, mas também o câncer está surgindo mais precoce e agressivo, resultando em idade menor de falecimento das crianças de municípios que tiveram choques produtivos de soja em comparação os municípios nunca tratados que não passaram por essa externalidade. Esses parâmetros são notados exclusivamente para a agregação geral de todos os grupos. Todos os coeficientes indicam a direção do efeito esperado, condicionados a elevação da produção de soja e uso de glifosato nos grupos considerados no tratamento, causando maior fragilidade da saúde da população infantil das regiões locais em relação ao desenvolvimento de câncer.

No que diz respeito ao câncer de bexiga, a instalação das usinas causou externalidades que resultaram no impacto da taxa de mortalidade em 0,55% para a agregação dos grupos. Esse efeito é particularmente significativo para as unidades que iniciaram a produção de biodiesel de soja a partir de 2010 e 2013. Os coeficientes individuais entre os grupos podem ser vistos nas avaliações heterogêneas em [subseção B.3.2](#). Para o efeito dinâmico agregado geral, a taxa de mortalidade aumentou em 0,71%. A elevação dos casos de câncer de bexiga dado a contaminação por pesticidas já foi alvo de estudos como o de [Koutros et al. \(2009\)](#), onde verificaram uma razão das chances de 137% para esse tipo de câncer entre os indivíduos presentes no AHS mais expostos ao imazetapir em comparação aos não expostos. Esse herbicida é um dos com recomendação para uso nas lavouras de soja ([AGROLINK, 2022b](#)). Especificamente ao glifosato, a neoplasia de bexiga é uma das citadas no trabalho de [Samsel e Seneff \(2015\)](#), ao qual sugere que os

Tabela 2.5 – Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção.

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0055	0.0014*	19.9442	30.7807	14.797	26.0148
Câncer de Cérebro	-0.0249	0.0251	-428.1511	406.1833	-517.684	470.6869
Câncer de Cólon	0.0008	0.0052	-85.5365	118.3088	-67.6327	94.4367
Câncer de Fígado	0.002	0.0078	-66.5441	173.5619	-150.1451	215.5419
Linfoma Hodgkin	0.0026	0.0086	-27.0208	120.463	-21.0906	161.7279
Leucemia	-0.0017	0.0199	-104.4132	303.1699	-168.3301	394.2564
Câncer de Mama	0.0046	0.0011*	-	-	-	-
Linfoma Não Hodgkin	0.0138	0.0083	120.9297	164.1225	97.4882	184.4281
Câncer de Ovário	-0.0046	0.0079	-208.2797	138.0572	-205.3752	160.7798
Câncer de Pâncreas	0.0001	0.0061	-131.6745	197.6058	-108.2952	161.9278
Câncer de Próstata	0.0055	0.0014*	18.1676	19.4377	13.848	15.1838
Câncer de Pulmão	0.0017	0.0059	-107.3499	168.1938	-90.3944	141.3238
Câncer de Reto	0.0047	0.0012*	21.5374	25.801	20.385	26.3779
Câncer de Rins	0.0238	0.0121*	460.0267	233.367*	460.5393	221.2776*
Câncer de Tecidos Moles	-0.0036	0.0108	-197.8837	200.5024	-230.1147	228.3973
Câncer de Testículo	-0.0057	0.0099	-69.7301	78.0965	-136.283	151.94
Câncer de Tireoide	0.0043	0.0013*	29.6939	23.0091	28.5435	22.1075

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

apontamentos epidemiológicos apoiam correlações temporais entre o uso desse herbicida e o desenvolvimento dessa doença.

O carcinoma de mama é uma das potenciais neoplasias que podem ser causadas pela contaminação por glifosato. Apenas estudos in vitro identificaram essa relação. [Stur et al. \(2019\)](#) mostram alterações em expressão gênica de células da mama mesmo em baixas concentrações de exposição ao herbicida e [Thongprakaisang et al. \(2013\)](#) para células mamárias hormonodependentes. Embora muito raro para a faixa etária analisada, foi identificado nesse estudo elevação da taxa de mortalidade de 0,46% para o câncer de mama em crianças nas regiões locais tratadas em comparação as que nunca receberam a intervenção. Os grupos que tiveram maior participação neste resultado foram os de 2010 e 2013 novamente. Adicionalmente, o efeito agregado no tempo evidencia crescimento da taxa de mortalidade em 0,60%. A literatura toxicológica também mostra que o 2,4-D pode ter alguma influência nos resultados encontrados para o desenvolvimento dessa doença. O trabalho de [Pesatori et al. \(2009\)](#) enfatiza aumento desse tipo de câncer de mama dada a exposição a dioxinas, como o ingrediente ativo 2,4-D, presente em diversos agrotóxicos usado nas plantações de soja. Alguns exemplos de pesticidas com uso do ingrediente ativo citado são o ENLIST® COLEX-D ([CORTEVA, 2019](#)) e o MIRATO ([SYNGENTA, 2021](#)).

O linfoma não hodgkin (LNH) é um dos tipos de cânceres mais comuns em crianças expostas a agrotóxicos segundo a literatura. Além disso, esse é o único tipo de câncer em humanos que até então possuía maiores evidências reais de estar associado a exposição ao

Tabela 2.6 – Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0071	0.0019*	23.0014	31.8661	17.2723	25.6445
Câncer de Cérebro	-0.0113	0.0257	-242.5065	399.7845	-307.9251	470.8837
Câncer de Cólon	0.0019	0.0056	-92.9943	135.0782	-74.3601	108.2733
Câncer de Fígado	0.0059	0.0054	-13.1037	125.6179	-108.3308	185.4114
Linfoma Hodgkin	0.0084	0.0114	38.2812	123.7431	64.5362	147.2281
Leucemia	0.0106	0.0234	95.3998	326.2124	59.1074	434.0364
Câncer de Mama	0.0060	0.0019*	-	-	-	-
Linfoma Não Hodgkin	0.0172	0.0071*	169.8346	139.4208	155.6356	145.0261
Câncer de Ovário	-0.004	0.0097	-222.1774	173.5494	-218.6634	201.5487
Câncer de Pâncreas	0.0011	0.0068	-149.3898	213.7447	-123.5155	176.9957
Câncer de Próstata	0.0068	0.0017*	15.4096	14.2113	11.6015	10.8498
Câncer de Pulmão	0.0035	0.0054	-116.7863	183.0802	-98.7484	152.158
Câncer de Reto	0.0062	0.0018*	29.2637	39.2137	27.7014	37.9456
Câncer de Rins	0.0235	0.0117*	397.8614	228.601	396.5965	238.0209
Câncer de Tecidos Moles	0.0004	0.0091	-132.6527	162.0883	-152.1425	190.3486
Câncer de Testículo	-0.0045	0.0109	-70.6079	85.3703	-137.9782	166.4477
Câncer de Tireoide	0.0055	0.0017*	22.5367	18.0907	21.6586	17.9387

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

glifosato segundo [Guyton et al. \(2015\)](#) e a [IARC \(2017\)](#). Nesse estudo, o efeito agregado no tempo foi significativo para essa neoplasia. Houve aumento da taxa de mortalidade em 1,17% condicionado a instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja nas regiões locais. Embora o efeito agregado geral do tratamento seja nulo para essa doença, houveram efeitos heterogêneos nos grupos de 2010 e 2007. Esse resultado é condizente com [Zahm e Ward \(1998\)](#) que enfatiza a presença desse câncer em crianças expostas a pesticidas, [Sanborn et al. \(2007\)](#) e [Merhi et al. \(2007\)](#). Estudos como os de [McDuffie et al. \(2001\)](#), [Roos et al. \(2003\)](#) e [Eriksson et al. \(2008\)](#) identificam que a exposição ocupacional ao glifosato, eleva significativamente o risco ao desenvolvimento de LNH. Além do tradicional Roundup Glifosato ([ROUNDUP, 2022](#)), outros herbicidas usam o princípio ativo, como o GLIFOSATO 480 AGRIPEC ([ADAPAR, 2020f](#)) usado nas plantações de soja.

Outra neoplasia bastante rara para desenvolvimento em crianças de 0 a 14 anos é a da próstata. Por ser um dos tipos de câncer sensíveis à exposição a pesticidas, ele foi incluído nas estimações, embora não tenham relatos da exposição ao glifosato e essa doença. Para os grupos afetados pela produção de biodiesel de soja, houve o aumento do parâmetro agregado geral para a taxa de mortalidade em 0,55%, comparado aos que nunca receberam as usinas desse tipo. As unidades mais relevantes para esse efeito são as que foram tratadas em 2008 e 2013. O efeito dinâmico agregado é levemente superior ao efeito agregado geral para todas as regiões locais que receberam a intervenção, correspondendo a uma elevação das mortes em 0,68%. Diversos estudos na literatura evidenciam a associação

entre exposição a pesticidas e o surgimento do carcinoma de próstata, dentre eles, o de [Band et al. \(2011\)](#) é de especial interesse para essa avaliação, pois os autores analisaram sete ingredientes ativos que compõem agrotóxicos usados na soja. Os ingredientes ativos são o Dicloro-Difenil-Tricloroetano (DDT) ¹⁶, proibido no Brasil desde 2009, malatião ([FMCAGRICOLA, 2021](#)), endossulfam ([ADAPAR, 2020d](#)), 2,4-D e 2,4-DB ([CORTEVA, 2019](#); [SYNGENTA, 2021](#)), captan ([DIAMAJU, 2020](#)) e dicamba ([ADAPAR, 2020b](#)). As estimações presentes na [Tabela 2.5](#), [Tabela 2.6](#) e [subseção B.3.2](#) são as primeiras evidências que relacionam o câncer de próstata a exposição ao glifosato.

Com relação ao câncer de reto, o funcionamento de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja desencadeou externalidades que resultaram na elevação da taxa de mortalidade para a agregação geral dos grupos em 0,47%. Efeitos do glifosato dessa neoplasia ainda não haviam sido percebidos na literatura. As regiões locais que iniciaram o processo produtivo de biodiesel de soja em 2010 e 2013 são as principais responsáveis pelo coeficiente. Ademais, a análise para a dinâmica agregada mostra aumento de 0,62% na taxa de mortalidade para os grupos tratados. Os resultados das estimações são condizentes com estudos de [Forastiere et al. \(1993\)](#), [Swaen et al. \(2002\)](#) e [Amelsvoort et al. \(2009\)](#), embora os contaminantes não sejam utilizados nas plantações de soja diretamente. Entretanto, as avaliações dos compostos pendimetalina e clorpirifós, estudados na sequência por [Hou et al. \(2006\)](#) e [Lee et al. \(2007\)](#), são ingredientes ativos usados em pesticidas aplicados nas lavouras de soja, como pode ser verificado nas bulas [ADAPAR \(2020j\)](#) e [ADAPAR \(2020e\)](#). Essas substâncias foram robustas ao aumento da incidência de câncer aos indivíduos expostos nos estudos citados. Como no presente estudo os resultados foram significativos e positivos para essa neoplasia, os ingredientes ativos glifosato e, em menor escala, 2,4-D e atrazina, devem inferir no desenvolvimento dessa doença condicionados aos choques na produção, área plantada e colhida de soja.

Dentre os modelos estimados para as externalidades negativas sobre as neoplasias na população infantil em virtude da instalação de usinas produtoras de biodiesel a base de soja, o câncer de rins foi o que mostrou-se mais letal, agressivo e prematuro. Estudos como o de [Jayasumana, Gunatilake e Senanayake \(2014\)](#) e [Samsel e Seneff \(2015\)](#) relataram associação entre a exposição humana ao glifosato e o risco ao desenvolvimento desse carcinoma. No levantamento literário da IARC foram identificadas elevações consistentes do carcinoma dos túbulos renais em ratos expostos ao herbicida ([GUYTON et al., 2015](#)). Os achados desse estudo corroboram com essas descobertas. Para todas as variáveis de interesse houve significância estatística e foram os coeficientes de maior magnitude. Desse modo, a taxa de mortalidade por carcinoma de rins teve impacto geral por grupos de

¹⁶ Iniciou-se o debate para sua proibição no Brasil em 1999 com o projeto de lei N° 416 do ([SENADO, 1999](#)) sendo concluído apenas 11 anos depois com a lei N° 11.936 do ([BRASIL, 2009](#)). No entanto, foi substituído rapidamente pelo Roundup a base de glifosato ([ROUNDUP, 2022](#)), o herbicida mais usado no Brasil e no mundo nas lavouras de soja.

2,38% em comparação a seus pares nunca tratados. Além do aumento do número de mortes, a diferença entre as idades das mortes estaduais e locais por essa doença foram ampliadas. Isso significa que houve precocidade da morte de crianças afetadas por essa neoplasia em 460 dias nos grupos tratados. Quando considerado a expectativa de vida local, essa diferença se mantém em 460 dias. As regiões locais com maior relevância na composição desses resultados são as com entrada no tempo em 2006 e 2012, conforme os efeitos heterogêneos. Com relação à dinâmica agregada do efeito, apenas a taxa de mortalidade foi significativa, com aumento de 2,35%.

Ainda sobre o câncer de rins em crianças, [Sharpe et al. \(1995\)](#) reforçam os resultados das estimações. Os autores encontraram forte evidência de neoplasia renal infantil dado a exposição dos pais a pesticidas agrícolas, especialmente quando a mãe entrou em contato com essas substâncias, uma vez que crianças tem maior proximidade da mãe, destacadamente nos primeiros anos de vida. Nessa mesma direção, [Fear et al. \(1998\)](#) acham correlação entre a exposição dos pais a agrotóxicos e mortes por câncer de rins em crianças. Mais recentemente, com uma meta-análise, [Xie et al. \(2016\)](#) tem resultados que relacionam o uso de pesticidas e essa doença.

Por fim, o último tipo de câncer com efeito agregado significativo foi o de tireoide com relação à taxa de mortalidade. São muitos os artigos que apontam o glifosato como um desregulador endócrino ([MARINO et al., 2021](#); [STUR et al., 2019](#); [THONGPRAKAISANG et al., 2013](#)). Além disso, [Samsel e Seneff \(2015\)](#) mencionam haver mecanismos biológicos que podem ser afetados pela exposição ao glifosato, resultando em câncer de tireoide. Os achados nesse artigo confirmam essa sinalização. A magnitude do efeito agregado geral por grupos para o tratamento foi de 0,43% de aumento com relação às mortes por esse carcinoma em crianças. Um grupo é o mais relevante para a composição do coeficiente, o que corresponde ao de 2008. O feito dinâmico agregado mostra elevação desses óbitos em 0,55%. Esses resultados também concordam com os dados apresentados em [Sokić et al. \(1994\)](#) e [McKinlay et al. \(2008\)](#) que demonstram evidências de uma associação entre pesticidas e desregulação endócrina.

As variáveis de desfecho analisadas para os efeitos agregados indicam uma forte ligação entre a instalação de usinas produtoras de biodiesel de soja, choques produtivos dessa oleagino que, em conjunto, aumentam o uso de glifosato devido às sementes serem resistentes a esse herbicida, além do aumento da taxa de mortalidade por cânceres entre as crianças de 0 a 14 anos nas áreas afetadas. Uma vez que a produção, área plantada e área colhida de soja foram impactadas, a ampliação do uso glifosato é intensificada por serem complementares. Além dos impactos sobre o uso do glifosato, há a possibilidade de efeitos positivos sobre a aplicação dos ingredientes ativos 2,4-D e atrazina por serem usados em conjunto ou separadamente do glifosato para ampliar sua potência com relação a ervas daninhas resistentes. A exposição e contaminação ampliada em humanos desses ingredientes

ativos aumentam o risco de desenvolvimento de câncer, resultando em mais óbitos na faixa etária analisada. Os grupos que iniciaram o tratamento em 2013 e 2010 foram particularmente mais afetados e contribuíram de forma mais intensa para a magnitude dos coeficientes significativos. A neoplasia de rins foi a única que teve um efeito agregado significativo para todas as três variáveis analisadas, o que indica que não somente o número de mortes foi elevado devido ao tratamento, mas também as mesmas ocorreram prematuramente devido ao acometimento precoce e agressivo do câncer. Esse efeito é mais grave para os grupos com entrada no tempo em 2006 e 2012.

O filtro para a população infantil mostrou-se o mais sensível à ocorrência de câncer. Dentre todos os recortes populacionais foi o que mais teve efeitos sobre diferentes tipos de cânceres e com maior número de coeficientes significativos agregados e heterogêneos. A literatura corrobora essas evidências, uma vez que as neoplasias na infância tendem a ter um menor tempo de latência, ou seja, um menor intervalo entre o contato com o pesticida e o desenvolvimento do câncer, apresentando crescimento rápido e invasivo. No entanto, respondem melhor aos tratamentos terapêuticos que nos adultos ([BRASIL, 2008](#); [BRASIL, 2014](#); [INCA, 2021](#)). O efeito da latência é verificado nas estimações heterogêneas dinâmicas. Em nenhum das estimações há impacto imediato da instalação das usinas produtoras de biodiesel de soja sobre o câncer, mas há o choque imediato na produção total de soja e consequentemente na aplicação do glifosato nas lavouras. A população de 0 a 14 anos apresenta a menor latência como a literatura prevê, correspondendo ao quarto ano (ano de 2009) após o início da intervenção. O ano de 2009 é um período anterior a liberalização da comercialização e plantio de milho e algodão resistentes ao glifosato ([SILVA et al., 2020](#)). Dessa forma, as externalidades encontradas estão ligadas aos choques nas plantações de soja que aumentam o uso do glifosato. Dada a maior probabilidade de cura das crianças, as magnitudes menores dos coeficientes para essa faixa etária também podem ser justificadas.

Um ponto importante para ser destacado é que embora um tipo específico de câncer não tenha sido significativo agregadamente para a taxa de mortalidade, idade média de morte ou expectativa de vida, isso pode não ser verdadeiro para o efeito heterogêneo. Por exemplo, além dos tipos de câncer que foram significativos para parâmetros agregados, as crianças também foram sensíveis às neoplasias de fígado, cólon, linfoma hodgkin, ovário, pâncreas e pulmão, totalizando treze tipos de carcinomas impactados na infância pela exposição desses indivíduos ao glifosato. Dos cânceres que tiveram efeitos heterogêneos, apenas o de pulmão não teve identificação na literatura sobre a associação entre glifosato e seu desenvolvimento. Fazendo parte do sistema endócrino o pâncreas e ovário, o desenvolvimento dos cânceres desses órgãos podem ter ocorrido via desregulação desse sistema causada pelo glifosato ([MARINO et al., 2021](#); [STUR et al., 2019](#); [THONGPRAKASANG et al., 2013](#)), além disso, em [Guyton et al. \(2015\)](#) há relato de aumento do risco de câncer de pâncreas em camundongos. Para o fígado, há indícios de aumento do risco para a neoplasia em [Gasnier et al. \(2009\)](#). [Santovito et al. \(2018\)](#)

encontra efeitos do glifosato sobre linfócitos humanos e [Samsel e Seneff \(2015\)](#) cita o câncer de cólon como um dos possíveis influenciados pelo herbicida.

A diversidade de neoplasias que têm efeito significativo é bastante relevante e preocupante, uma vez que, dentre os dezessete¹⁷ tipos de câncer apresentados nas tabelas e gráficos que demonstram a heterogeneidade, apenas os de cérebro, leucemia, tecidos moles e testículo apresentaram nulidade para todos os coeficientes estimados. Por outro lado, os linfomas hodgkin e não-hodgkin e o câncer de rins, com relação aos coeficientes heterogêneos, tiveram efeitos significativos para todas as variáveis analisadas. Em outras palavras, as taxas de mortalidade foram maiores e os óbitos ocorreram precocemente. Os resultados heterogêneos são encontrados na [subseção B.3.2](#). Dentre os coeficientes de impacto heterogêneo, as unidades que iniciaram o tratamento em 2010 tiveram maior expressividade com onze parâmetros não nulos. Este resultado é coerente com o esperado, uma vez que este grupo teve um impacto significativo na produção total de soja, além de produzir a maior quantidade absoluta dessa oleaginosa após o tratamento, o que resulta num aumento do uso, exposição e contaminação por glifosato.

2.4.1.2 Impacto causal do PNPB na população agrícola

Avaliar a população agrícola também é fundamental para uma melhor percepção das externalidades negativas do PNPB. Em hipótese, esse é o recorte populacional com maior vulnerabilidade para a exposição prolongada a maiores quantidades de glifosato e outros pesticidas de potencial carcinogênico. A incidência de três tipos de câncer é significativa para a população, tendo em vista os efeitos agregados para os grupos de tratamento e na dinâmica no tempo. Para o efeito agregado geral de todos os grupos que receberam a intervenção presente na [Tabela 2.7](#), duas neoplasias foram significativas para a taxa de mortalidade, respectivamente, linfoma hodgkin e reto. O câncer de cólon foi sensível para a idade média de morte e expectativa de vida. Para o efeito agregado dinâmico, apresentado na [Tabela 2.8](#), apenas a taxa de mortalidade foi impactada para os mesmos tipos de carcinomas citados. Todos os coeficientes apresentam um sinal de direção para o efeito esperado, indicando externalidades negativas nas localidades analisadas.

A exposição ao glifosato pode influenciar no desenvolvimento do câncer de cólon ([SAMSEL; SENEFF, 2015](#)). Nesse estudo, os efeitos agregados gerais indicam aumento da diferença entre as idades de morte das [Equação 2.4](#) e [Equação 2.5](#). Isso significa que o valor de [Equação 2.2](#) está diminuindo. Podemos concluir que há uma precocidade no falecimento de pessoas que tiveram carcinoma de cólon nas áreas afetadas pelos choques de produção de soja. A variável idade média de morte mostra um aumento da precocidade do óbito em 183 dias nos grupos tratados em comparação às unidades nunca tratadas. Considerando

¹⁷ Lembrem-se que alguns tipos de câncer foram agregados para apenas um, por exemplo, os diferentes tipos de leucemia. Essa explicação pode ser revista na subseção da descrição dos dados.

Tabela 2.7 – Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0074	0.019	81.6135	85.7862	128.2328	151.9286
Câncer de Cérebro	0.0068	0.0273	-37.7969	138.7458	-75.0491	150.4554
Câncer de Cólon	-0.01	0.0329	183.516	91.8788*	274.6481	135.4691*
Câncer de Fígado	0.0013	0.0266	-29.345	122.7789	2.0142	150.3414
Linfoma Hodgkin	0.0117	0.0028*	10.7131	14.2341	14.7864	26.1244
Leucemia	-0.0004	0.0224	142.7584	99.2517	194.638	123.2211
Câncer de Mama	-0.0325	0.028	14.7143	119.732	8.3566	116.9194
Linfoma Não Hodgkin	0.0015	0.0193	57.0616	114.9951	119.05	109.4131
Câncer de Ovário	0.0019	0.0131	31.7908	62.471	6.1177	55.836
Câncer de Pâncreas	-0.0071	0.0308	-0.827	121.3415	70.8382	149.4
Câncer de Próstata	-0.0397	0.0436	58.8707	131.4983	122.6183	224.3157
Câncer de Pulmão	-0.0371	0.0388	159.9087	166.7062	128.5802	215.152
Câncer de Reto	0.0331	0.0155*	61.4191	67.3993	33.1551	97.2564
Câncer de Rins	0.0199	0.0184	33.8613	74.5789	-17.4618	85.5108
Câncer de Tecidos Moles	0.0114	0.0145	6.8389	62.0705	37.1567	68.7647
Câncer de Testículo	-0.0045	0.0112	5.596	65.5059	-87.4357	118.62
Câncer de Tireoide	-0.0124	0.0142	18.2199	26.1737	69.2441	83.0026

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

a variável expectativa de vida, as pessoas falecidas que eram envolvidas em atividades agrícolas, tiveram uma perda média de aproximadamente 274 dias. As duas variáveis de desfecho indicam que pessoas que trabalharam em áreas agrícolas das regiões locais que receberam usinas produtoras de biodiesel a base de soja tiveram mortes antecipadas devido à exposição prolongada ao glifosato em comparação com unidades pares nunca tratadas. Não há efeitos heterogêneos individuais dos grupos.

Devido [Santovito et al. \(2018\)](#) terem demonstrado in vitro que linfócitos são afetados pelo contato com concentrações de glifosato aceitáveis na Europa, o linfoma hodgkin foi incluso neste trabalho. Pessoas envolvidas na atividade agrícola das regiões locais foram sensíveis a esse câncer para a taxa de mortalidade. O efeito global sobre os grupos revela um aumento da taxa de mortalidade em 1,17%, decorrente dos choques de produção de soja resultantes em maior exposição populacional ao glifosato em comparação com as unidades nunca tratadas. Esse resultado é motivado pelas unidades que iniciaram o tratamento em 2010. Os efeitos dinâmicos agregados também são significativos para essa variável. Há uma ampliação de 1,07% das mortes da população. Esses resultados apontam que além do linfoma não-hodgkin, linfomas hodgkin também tem risco aumentado de desenvolvimento dado o contato com glifosato.

O último tipo de câncer significativo para os estimadores agregados foi o de reto. A taxa de mortalidade para essa neoplasia foi ampliada em 3,31%, em média, para as unidades que receberam o tratamento em comparação com as nunca tratadas. Esse impacto

Tabela 2.8 – Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	-0.0011	0.0272	121.8093	86.7717	221.407	224.1274
Câncer de Cérebro	0.0013	0.0278	-54.569	157.2888	-118.82	175.8835
Câncer de Cólon	-0.0088	0.0312	96.854	118.9791	198.5011	155.7944
Câncer de Fígado	-0.0172	0.0309	-83.6233	139.909	-16.7089	176.6749
Linfoma Hodgkin	0.0107	0.0028*	4.4328	12.2421	4.0801	25.1791
Leucemia	0.0144	0.0211	151.6346	111.3184	192.3994	137.7608
Câncer de Mama	-0.0393	0.0263	-24.4866	116.2229	-43.6334	127.799
Linfoma Não Hodgkin	0.0022	0.0264	42.6351	135.9441	110.3627	124.2915
Câncer de Ovário	0.0024	0.0132	-2.4905	36.337	-14.446	40.7014
Câncer de Pâncreas	-0.0096	0.0261	11.4615	116.0858	25.4212	129.4877
Câncer de Próstata	-0.031	0.0437	49.1265	150.4212	120.8235	285.7729
Câncer de Pulmão	-0.0191	0.0412	110.2577	175.6424	-60.1783	205.1885
Câncer de Reto	0.0511	0.0208*	15.1438	81.9891	-86.4674	123.4017
Câncer de Rins	0.0221	0.0249	10.2066	113.2347	-58.5676	158.6443
Câncer de Tecidos Moles	0.0083	0.0258	-52.4366	81.2452	7.4261	77.7323
Câncer de Testículo	-0.0062	0.0114	11.6071	68.2776	-96.7143	132.9205
Câncer de Tireoide	-0.0087	0.0183	-1.9297	30.3539	29.5007	79.3347

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

é oriundo especialmente do grupo com entrada no tempo em 2013. O efeito dinâmico agregado atribuído à implantação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja e suas externalidades mostra aumento de 5,11% nas mortes para o câncer de reto na população agrícola afetada por essa política. Esse resultado também foi verificado para as estimações do recorte populacional de 0 a 14 anos, o que demonstra que a ação do glifosato sobre o risco de desenvolvimento desse carcinoma não se limita à infância. Estudos demonstraram um aumento no risco de desenvolvimento de câncer de reto em relação a outros ingredientes ativos. Os trabalhos de [Hou et al. \(2006\)](#) e [Lee et al. \(2007\)](#) avaliam o aparecimento de carcinoma retal devido o contágio com os ingredientes ativos pendimetalina e clorpirifós, mostrando haver risco aumentado para essa doença. Ambas as substâncias são usadas em agrotóxicos voltados à cultura da soja ([ADAPAR, 2020j](#); [ADAPAR, 2020e](#)).

Os coeficientes das variáveis de interesse impactadas para os efeitos agregados demonstram uma ligação direta entre o Programa Nacional de Uso e Produção do Biodiesel, choques na produção de soja e no uso de glifosato, aumento da taxa de mortalidade e da precocidade do falecimento para alguns tipos de câncer, quando o filtro populacional é aplicado para pessoas que exercem atividades de trabalho no meio rural. Esses indivíduos apresentam maior probabilidade de exposição a pesticidas, o que pode resultar na contaminação e no surgimento do câncer. Apesar de os efeitos para a população agrícola não serem tão amplos em termos de diferentes tipos de cânceres, os efeitos heterogêneos presentes na [subseção B.3.2](#) mostram o oposto. Além das neoplasias de cólon, linfoma hodgkin e

reto, que apresentaram significância estatística para a agregação de todos os grupos, os cânceres de rins, mama, leucemia, ovário, pulmão, tecidos moles e testículo tiveram efeitos significativos heterogêneos por grupo, sobre a taxa de mortalidade e/ou prematuridade de falecimento. Todos os sinais dos coeficientes indicam que o efeito esperado está ocorrendo.

Os coeficientes para os cânceres de tecidos moles, testículo e leucemia, que anteriormente não eram significativos para as crianças, agora são mais sensíveis para aqueles que exercem atividades agrícolas. Nesse aspecto, [Guyton et al. \(2015\)](#) explanam que ratos expostos ao glifosato tem o risco aumentado para o sarcoma dos tecidos moles e [Andreotti et al. \(2018\)](#) sugeriram correlação com o risco de desenvolver leucemia mieloide aguda dado o contato com esse herbicida, mas com ressalvas para a necessidade de melhor confirmação. Com base nos efeitos heterogêneos, é demonstrado que a exposição prolongada ao glifosato tem um impacto significativo na taxa de mortalidade e na idade média de morte em óbitos causados por leucemia nos grupos estudados. Efeito similar é mostrado para o câncer de tecidos moles, mas sendo a variável expectativa de vida significativa. Em relação à neoplasia de testículo, uma vez que o glifosato é um potencial desregulador endócrino, os efeitos heterogêneos na taxa de mortalidade são justificados.

A soma dos diferentes carcinomas que tiveram alguma significância estatística nesse segmento populacional é bastante expressiva, totalizando onze. Apenas os cânceres de cérebro, fígado, linfoma não hodgkin, pâncreas, próstata e tireoide tiveram impactos nulos para todos os estimadores. Dessa forma, a população agrícola é a segunda mais afetada pelas externalidades negativas da política de biodiesel a partir da soja. Os cânceres de tecidos moles e leucemia, afetados pelo aumento da taxa de mortalidade e pela precocidade do falecimento, devem ser considerados com mais cuidado. O grupo mais afetado em quantidade de parâmetros significantes continua sendo o que recebeu a intervenção em 2010, com três coeficientes heterogêneos não nulos.

2.4.1.3 Impacto causal do PNPB na população geral

As análises para a população de forma geral são relevantes para demonstrar que não somente pessoas envolvidas em atividades agrícolas e crianças, que são mais vulneráveis ao risco de câncer na condição de contato com pesticidas, são afetadas pelo aumento do uso do glifosato nas regiões locais. Os meios de exposição por agrotóxicos no recorte geral, por exemplo, podem ser via contaminação da água levada as residências, da água usada para a irrigação de árvores frutíferas e outras culturas que não a soja, onde os alimentos chegarão com níveis elevados de glifosato às mesas dos consumidores, dentre outros.

A população geral é afetada por quatro tipos de câncer, tendo em vista os efeitos agregados para o tratamento de todos os grupos e para a dinâmica temporal. A [Tabela 2.9](#) mostrou o efeito agregado geral significativo para a taxa de mortalidade em relação ao câncer ovário e reto. As neoplasias de bexiga e pulmão foram não nulas para as variáveis

Tabela 2.9 – Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0435	0.0271	269.0874	123.709*	69.1413	174.5991
Câncer de Cérebro	-0.0304	0.0371	57.9646	246.9098	-115.3749	278.4996
Câncer de Cólon	0.0064	0.0381	47.0496	171.2877	29.3671	219.5499
Câncer de Fígado	0.0527	0.0374	92.9846	170.3068	29.3052	193.7356
Linfoma Hodgkin	0.0278	0.0171	-149.1822	140.1857	11.2719	195.2553
Leucemia	0.0168	0.033	-11.4949	348.445	26.5868	362.7356
Câncer de Mama	-0.0327	0.043	7.5192	233.5325	7.0091	250.3126
Linfoma Não Hodgkin	0.0223	0.0319	136.8146	219.0283	238.0152	225.9069
Câncer de Ovário	0.0709	0.0303*	77.9466	156.092	7.2307	152.9694
Câncer de Pâncreas	-0.0149	0.035	339.4052	211.1602	389.4181	226.5569
Câncer de Próstata	-0.0356	0.0406	-14.4327	173.6882	-115.9876	277.5958
Câncer de Pulmão	0.0156	0.037	361.9692	171.1011*	497.1718	202.5864*
Câncer de Reto	0.0669	0.0329*	253.3221	172.3057	208.2152	181.4465
Câncer de Rins	-0.0163	0.0308	167.7472	269.4839	170.6224	294.6258
Câncer de Tecidos Moles	0.0314	0.0274	-15.0071	226.0415	443.7427	233.9088
Câncer de Testículo	-0.0233	0.0233	-283.3571	146.8053	-346.1691	268.8017
Câncer de Tireoide	-0.0167	0.0249	124.0512	123.1549	199.992	179.6424

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

que indicam a precocidade do falecimento. Para o efeito agregado dinâmico, visto na [Tabela 2.10](#), apenas o carcinoma retal foi significativo para taxa de mortalidade e, os de bexiga e pulmão, para a idade média de morte. Todos os coeficientes apresentam o sinal de direção do efeito esperado, demonstrando que as externalidades negativas do PNPB consideradas neste estudo atingem indivíduos de áreas urbanas que teriam exposição a menores quantidades de glifosato e que seriam menos sensíveis ao risco de câncer dado o contato com esse herbicida. Em termos de taxa de mortalidade para o carcinoma retal, todas as estimativas agregadas para todos os recortes populacionais apresentaram parâmetros significativos. Isso demonstra que esta doença está fortemente associada à exposição ao glifosato.

O carcinoma de bexiga teve efeito significativo no tocante ao aumento da diferença entre as idades de morte para ambos os efeitos agregados. O efeito agregado global para os grupos gerou uma perda de 269 dias de vida, em média, para os indivíduos das regiões locais afetadas em comparação aos municípios nunca tratados. O câncer se desenvolve de forma mais precoce e agressiva, resultando em óbitos. As unidades com maior composição no coeficiente de impacto foram aquelas que entraram no tempo em 2008, conforme o efeito heterogêneo. Além disso, o efeito agregado dinâmico é de aproximadamente um ano de perda prematura de vida, correspondendo a 359 dias. A associação entre esse tipo de neoplasia e uso do glifosato foi sugerida por [Samsel e Seneff \(2015\)](#). Os achados corroboram com esse posicionamento. Para outro tipo de herbicida, [Koutros et al. \(2009\)](#) verificam

Tabela 2.10 – Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0467	0.0355	359.2176	137.6501*	92.7816	221.3606
Câncer de Cérebro	-0.0128	0.0413	148.2072	319.3985	-78.4325	314.5058
Câncer de Cólon	0.0288	0.0408	-45.4945	207.2339	-101.9742	236.4437
Câncer de Fígado	0.0534	0.0397	156.0728	168.9686	33.2993	180.8107
Linfoma Hodgkin	0.023	0.0193	76.9657	156.6061	60.9879	221.784
Leucemia	0.0025	0.0396	66.6519	347.5248	20.883	333.8082
Câncer de Mama	-0.0067	0.0413	97.056	234.2461	82.8427	251.9514
Linfoma Não Hodgkin	0.0127	0.035	-38.0302	247.1858	73.5444	248.0409
Câncer de Ovário	0.0514	0.0339	179.1864	158.5299	88.9885	134.7222
Câncer de Pâncreas	0.0471	0.0368	183.7421	210.9982	8.0016	221.3358
Câncer de Próstata	-0.0274	0.0497	150.2307	180.1201	-50.5941	302.9628
Câncer de Pulmão	0.0039	0.0444	412.5577	189.0909*	448.5557	229.6217
Câncer de Reto	0.0917	0.0348*	209.3582	184.0845	144.8883	182.4218
Câncer de Rins	-0.0157	0.0346	88.6248	314.2396	40.4977	340.7783
Câncer de Tecidos Moles	0.0313	0.0346	186.1654	225.6177	11.6058	220.4821
Câncer de Testículo	-0.0342	0.026	-230.0839	154.9188	-378.5642	292.6367
Câncer de Tireoide	-0.0203	0.0272	139.2609	141.2668	215.1394	200.4629

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

uma razão das chances de 137% para a neoplasia de bexiga em indivíduos presentes no AHS mais expostos ao imazetapir. Esse ingrediente ativo também é usado na cultura da soja ([AGROLINK, 2022b](#)).

Outro tipo de neoplasia que atingiu uma grande proporção da população em geral devido às externalidades da instalação de fábricas produtoras de biodiesel a partir da soja foi a de ovário. O desenvolvimento desse câncer pode estar relacionado à desregulação endócrina que o glifosato causa em seres humanos, uma vez que o ovário é parte desse sistema ([MARINO et al., 2021](#); [STUR et al., 2019](#); [THONGPRAKAISANG et al., 2013](#)). A taxa de mortalidade para o câncer de ovário aumentou em 7,09% nas regiões locais que receberam usinas que utilizam soja como matéria-prima, ao contrário das unidades que não receberam essa intervenção. O grupo com maior composição na magnitude desse efeito corresponde ao que entrou no tempo em 2010. Também há estudos como os de [Donna et al. \(1984\)](#) e [Donna et al. \(1989\)](#), que mostram relação entre a atrazina, herbicida usado na soja ([ADAPAR, 2020c](#)), e aumento dos casos de neoplasia do ovário.

Em relação ao carcinoma pulmonar, as variáveis que indicam a precocidade do falecimento foram significativas estatisticamente. A diferença média agregada entre as idades de morte da [Equação 2.5](#) foram ampliadas devido variações da [Equação 2.2](#). A população global das regiões locais que sofreram choques de produção de soja teve óbitos precoces em aproximadamente 361 dias, em comparação com municípios que nunca sofreram a intervenção. A variável de interesse expectativa de vida, que corresponde a

Equação 2.4, teve um valor de dias antecipados do falecimento de 497 dias. Estes valores são particularmente atribuídos a três grupos, correspondentes às entradas nos anos de 2006, 2008 e 2013. O efeito dinâmico agregado também não foi invalidado, mas apenas para a variável idade média de morte, com precocidade de morte de 412 dias. Artigos como os de [Pesatori et al. \(1994\)](#), [Becher et al. \(1996\)](#), [Kogevinas et al. \(1997\)](#) e [Alavanja et al. \(2004\)](#) mostram a associação entre pesticidas e acometimento por câncer pulmonar.

O último efeito significativo para a população em geral é relacionado ao câncer de reto. A taxa de mortalidade por essa neoplasia apresentou um aumento de 6,69% nas regiões locais afetadas pela política do biodiesel. A magnitude do coeficiente é, sobretudo, atribuída ao grupo que iniciou a produção no ano de 2006. Além disso, o coeficiente agregado para a dinâmica temporal teve um aumento de 9,17% nas mortes devido aos choques na produção da soja e uso de glifosato. Embora não estejam relacionados a esse herbicida, estudos como os de [Hou et al. \(2006\)](#) e [Lee et al. \(2007\)](#) identificam o desenvolvimento de carcinoma retal condicionado à exposição humana a pesticidas.

Os resultados agregados para a população geral mostram que, mesmo aquelas que estão menos sujeitas à exposição a pesticidas e menos sujeitas ao desenvolvimento de câncer devido a esse contato, podem sofrer efeitos externos negativos para a saúde. Apesar de, em hipótese, a população geral seja a menos vulnerável à exposição e contaminação por glifosato dado os choques produtivos da soja, os efeitos são notórios. Os efeitos são ainda mais perceptíveis quando são considerados os impactos heterogêneos individuais por grupo e no tempo. Além dos carcinomas de bexiga, ovário, pulmão e reto, que foram significativos para a agregação dos grupos, também foram observados efeitos significativos heterogêneos entre os grupos para a taxa de mortalidade e/ou prematuridade de falecimento com relação às neoplasias de cólon, linfoma hodgkin, linfoma não hodgkin, pâncreas e tecidos moles. Todos com sinais dos coeficientes estão na direção de efeito esperado, com exceção da precocidade para o câncer de pâncreas¹⁸ (taxa de mortalidade segue o sinal esperado). O câncer de mama também foi afetado, mas a taxa de mortalidade é negativa¹⁹.

Ao considerar os efeitos agregados e heterogêneos ([subseção B.3.2](#)) em conjunto, as externalidades negativas de cânceres somam nove tipos. Apenas os cânceres de cérebro, fígado, leucemia, próstata, rins, testículo e tireoide tiveram para todos os estimadores impactos nulos e para o câncer de mama efeito inesperado, mas explicável. As neoplasias de pulmão, tecidos moles e linfoma não hodgkin coincidem em efeitos para as variáveis idade média de morte e expectativa de vida. No que diz respeito ao câncer de reto, as variáveis

¹⁸ Pode ser justificado pelo estudo de [Navi et al. \(2019\)](#) que relaciona esse tipo de câncer a mortes prematuras por doenças cardiovasculares. Detalhes mais aprofundados estarão na [subseção B.3.2](#) e [subseção B.3.6](#) de heterogeneidade dos resultados.

¹⁹ O impacto é negativo para o grupo de entrada no tempo em 2012, tendo como centroide o município de Canoas-RS. De forma específica, essa unidade possui uma política de combate ao câncer de mama estabelecida por lei municipal a partir de 2015. Mais detalhes estarão disponíveis na seção de heterogeneidade dos resultados.

que têm um impacto significativo são a taxa de mortalidade e a idade média de morte. O grupo com maior número de coeficientes significativos é o que recebe a intervenção em 2006, com seis tipos de parâmetros não nulos. Esse resultado pode ser atribuído ao maior tempo de exposição ao glifosato dado o choque produtivo da soja, por serem as unidades que passam mais períodos sendo tratadas. Desse modo, o tempo de permanência no tratamento é fator-chave para os resultados voltados a esse recorte populacional. Além do período de latência ser mais elevado em adultos, em suposição a população geral é exposta a menores concentrações de ingredientes ativos carcinogênicos. Como esperado, a resposta à condição de tratamento é menor em comparação com outras amostras, mas isso não deixa de ser uma questão preocupante para a saúde desse grupo populacional.

Analisando a totalidade dos efeitos para todas as populações, algumas observações podem ser feitas. Em primeiro lugar, há uma grande variedade de tipos de cânceres que são estimulados a se desenvolver devido ao contato com o glifosato em todos os grupos populacionais. As neoplasias são de bexiga, cólon, linfoma Hodgkin, mama, ovário, pulmão e reto. Isso indica que, independentemente de os indivíduos estarem menos ou mais expostos a essa substância, caso o contato seja por tempo o bastante, esses cânceres podem se manifestar e causar morte. Efeitos para a leucemia só foram percebidos na população envolvida com a atividade agrícola. Esse é o recorte que possivelmente é o mais exposto a maiores quantidades de glifosato, coincidindo com (ANDREOTTI et al., 2018) que identificam elevação do risco para LMA apenas sobre essa mesma condição. O mesmo ocorre para o câncer de testículo, indicando que maior contato por glifosato é necessário para desenvolvimento da doença que resulte em óbito. Os efeitos nos carcinomas de fígado, tireoide e próstata são restritos à faixa etária entre 0 e 14 anos, evidenciando que a manifestação devido ao contato com o herbicida ocorre apenas na infância. O oposto pode ser válido para carcinoma dos tecidos moles, verificado apenas para a população geral e a envolvida com alguma atividade agrícola.

2.4.2 Análise de Robustez e Sensibilidade

2.4.2.1 Impacto Causal Agregado da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Base de Soja Sobre o Número de Sessões de Radioterapia e Quimioterapia

Uma das maneiras de avaliar se o número de casos de câncer aumentou significativamente e causou maior taxa de mortalidade e maior perda de anos de vida prematuros é verificando se o número de sessões de quimioterapia e radioterapia aumentou. Para estimar os modelos relacionados a essas variáveis, há algumas limitações de dados. Primeiramente, as informações estão disponíveis apenas a partir de 2008. Segundo, no banco de dados não podemos distinguir os indivíduos por funções de trabalho executadas. Dessa forma, as pessoas que trabalham em atividades agrícolas não podem ser avaliadas. No entanto, a primeira limitação pode ser superada devido ao tempo de latência entre a exposição,

a contaminação e o desenvolvimento do câncer. Dado que o efeito dinâmico heterogêneo significativo com o período mais curto correspondendo a 4 anos e os pré-testes da suposição de tendências paralelas condicionais mostraram que para todos os modelos a hipótese é respeitada, pelo menos até 2008 as retas paralelas são mantidas em todos os modelos estimados. O quarto ano após a intervenção coincide com o ano de 2009. Desse modo, os grupos com entrada no tempo em 2006, 2007 e 2008, foram agrupados para o “grupo com entrada no tempo em 2009”. O ano base das amostras para a população infantil e para a população em geral passa a ser 2008 e se estende até 2019. As variáveis estão em termos per capita e logaritmizadas.

Como era de se esperar, as crianças são bastante sensíveis às variáveis que dizem respeito aos tratamentos terapêuticos. A [Tabela 2.11](#) e [Tabela 2.12](#) demonstram que principalmente a quantidade de sessões de radioterapia para os cânceres foi impactada. Dado que há uma maior taxa de mortalidade e as mortes ocorrem precocemente nas regiões locais, o efeito deve ser provocado pelo aumento do número de casos de neoplasias em idades menores. Em hipótese, considerando o aumento dos óbitos precoces e o número de diagnósticos se mantendo constante, o número de sessões deveria diminuir nas regiões locais. No entanto, os parâmetros agregados mostram um aumento no número de radioterapias para os cânceres de bexiga, cólon, ovário, pâncreas, próstata, pulmão, reto, testículo e tireoide, totalizando nove tipos diferentes. A neoplasia com maior elevação da quantidade

Tabela 2.11 – Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção Sobre o Número de Sessões de Quimioterapia e Radioterapia para Crianças

Variável	Quimioterapia		Radioterapia	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0089	0.0031*	0.0040	0.0012*
Câncer de Cérebro	0.0000	0.0308	0.0071	0.0211
Câncer de Cólon	0.0064	0.0022*	0.0034	0.0008*
Câncer de Fígado	0.0020	0.0133	-0.0043	0.0112
Linfoma de Hodgkin	0.0324	0.0189	0.0112	0.0117
Leucemia	0.062	0.0415	0.0189	0.0137
Câncer de Mama	0.0168	0.0073*	0.0015	0.0056
Linfoma Não Hodgkin	-0.0113	0.0225	-0.0033	0.0092
Câncer de Ovário	0.0005	0.0097	0.0034	0.0009*
Câncer de Pâncreas	0.0051	0.0016*	0.0044	0.0017*
Câncer de Próstata	-0.0035	0.0116	0.0066	0.0018*
Câncer de Pulmão	0.0053	0.0019*	0.0041	0.0015*
Câncer de Reto	0.0061	0.0026*	0.0047	0.0015*
Câncer de Rins	0.0058	0.0264	-0.0203	0.0173
Câncer dos Tecidos Moles	0.0072	0.0257	0.0100	0.0156
Câncer de Testículo	0.0016	0.0110	0.0068	0.0020*
Câncer de Tireoide	0.0035	0.0009	0.0036	0.0008*

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

de sessões foi a de próstata, com 0,66%. Considerando a agregação geral dinâmica, os resultados se mantêm para todos os coeficientes significantes citados anteriormente.

A quantidade de quimioterapias aplicadas à população de 0 a 14 anos também mostrou-se sensível devido aos impactos produtivos nas plantações de soja e ao uso de glifosato provocados pela instalação de usinas produtoras de biodiesel. As neoplasias de bexiga, cólon, mama, pâncreas, pulmão, reto e tireoide foram significativas, considerando os efeitos agregados dinâmicos e para todos os grupos. O coeficiente de maior magnitude corresponde ao de câncer de mama, com aumento do número de sessões em 1,68% para a participação no tratamento para todos os grupos.

Tabela 2.12 – Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1) Sobre o Número de Sessões de Quimioterapia e Radioterapia em crianças

Variável	Quimioterapia		Radioterapia	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0088	0.0030*	0.0038	0.0012*
Câncer de Cérebro	0.0048	0.0304	0.0005	0.0214
Câncer de Cólon	0.0065	0.0022*	0.0036	0.001*
Câncer de Fígado	0.0062	0.0112	-0.0011	0.0072
Linfoma de Hodgkin	0.0376	0.0205	0.0125	0.0127
Leucemia	0.0479	0.0430	0.0198	0.0154
Câncer de Mama	0.0222	0.00848*	0.0011	0.0069
Linfoma Não Hodgkin	-0.0158	0.0228	-0.0046	0.0104
Câncer de Ovário	0.0001	0.0114	0.0036	0.0010*
Câncer de Pâncreas	0.0054	0.0018*	0.0043	0.0015*
Câncer de Próstata	-0.0007	0.0101	0.0070	0.0020*
Câncer de Pulmão	0.0057	0.002*	0.0045	0.0016*
Câncer de Reto	0.0059	0.002*	0.0053	0.0020*
Câncer de Rins	0.0048	0.029	-0.0200	0.0205
Câncer dos Tecidos Moles	0.0146	0.0242	0.0117	0.0134
Câncer de Testículo	-0.001	0.0126	0.0062	0.0017*
Câncer de Tireoide	0.0037	0.0011*	0.0038	0.0010*

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

Em comparação com os parâmetros agregados das estimações de resultados principais para crianças de 0 a 14 anos, houve um considerável aumento da significância para diferentes tipos de câncer em relação aos tratamentos terapêuticos. Ao contrário das estimativas gerais, as neoplasias de cólon, ovário, pâncreas, pulmão e testículo indicam um aumento na incidência de câncer dadas as sessões de tratamento. Isso também mostra que os tratamentos terapêuticos foram eficientes o suficiente para curarem as crianças, não variando a taxa de mortalidade e/ou óbito precoce nas regiões locais para os coeficientes agregados relacionados a essas doenças. É importante salientar a neoplasia de rins, que, em termos de resultados principais, mostrou-se a mais letal, mas, em termos de tratamentos terapêuticos, não teve efeitos significativos. Isso pode significar que a incidência desta

doença aumentou significativamente, mas o câncer foi extremamente invasivo e agressivo o suficiente para equilibrar a quantidade de sessões terapêuticas entre os grupos que receberam a intervenção e os que não receberam. Em outras palavras, apesar da maior incidência de neoplasia de rins nas regiões locais, não houve aumento da quantidade de quimioterapias e radioterapias por o intervalo entre o diagnóstico e a última sessão de tratamento ter sido reduzido devido ao óbito muito precoce, com as crianças realizando menos sessões antes da morte.

O número de coeficientes significativos para as sessões de quimioterapia e radioterapia para a população infantil são expressamente superiores aos encontrados para as variáveis taxa de mortalidade, idade média de morte e expectativa de vida. Dada a diversidade de efeitos heterogêneos para essas terapias, apenas dois tipos de carcinoma não tiveram um impacto significativo, os de rins e tecidos moles. Todas as outras estimativas mostraram magnitudes positivas. O grupo com maior número de parâmetros significativos novamente coincide com o grupo de entrada no tempo em 2010. Dos 34 coeficientes individuais estimados para o grupo de 2010 nas estimativas possíveis de significância estatística para radioterapia e quimioterapia, 20 foram não nulos. Apenas em relação às sessões de radioterapia, foram afetados 13 cânceres. As estimativas heterogêneas podem ser visualizadas na [subseção B.3.3](#). Este resultado demonstra que o aumento da produção de soja, sua área plantada e colhida, bem como o rendimento médio por área plantada e colhida, que indicam a intensidade produtiva, resulta num aumento no uso de glifosato, aumentando a exposição e contaminação com ele, resultando em casos de câncer. O grupo com maior impacto sobre variáveis relacionadas à soja é o de 2010 ([subseção B.3.1](#)), justificando a grande quantidade de parâmetros significantes para o câncer.

Os efeitos dinâmicos heterogêneos para as crianças de 0 a 14 anos em [subseção B.3.3](#) também mostraram-se mais sensíveis às terapias. O período de latência entre a exposição, contaminação e desenvolvimento do câncer são compatíveis com os encontrados para a taxa de mortalidade para a população infantil. Neoplasias como a de bexiga, cólon, ovário, dentre outras, foram significativas a partir do período 1, que corresponde ao ano de 2010. Logo, as tendências paralelas foram mantidas até 2009 para os tratamentos terapêuticos. Os coeficientes são persistentemente significativos ao longo do tempo e com magnitudes se elevando ao passar dos períodos, especialmente para as sessões de radioterapia.

Assim como nas estimações dos resultados principais, a população geral é menos impactada que a infantil. As [Tabela 2.13](#) e [Tabela 2.14](#) mostram, respectivamente, os estimadores médios agregados gerais para todos os grupos tratados e os dinâmicos para 14 períodos. Os carcinomas de bexiga, cólon, fígado, linfoma hodgkin, ovário, pulmão e tecidos moles foram impactados para quimioterapia e/ou radioterapia, totalizando sete tipos diferentes. O maior efeito agregado com relação aos grupos foi encontrado para sessões de quimioterapia para o câncer de ovário, com aumento de 8,85%. Em comparação aos efeitos

Tabela 2.13 – Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção Sobre o Número de Sessões de Quimioterapia e Radioterapia para a População Geral

Variável	Quimioterapia		Radioterapia	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0488	0.0388	0.0336	0.0229
Câncer de Cérebro	-0.0321	0.0362	-0.0291	0.0378
Câncer de Cólon	-0.0052	0.0446	0.0357	0.0155 *
Câncer de Fígado	0.0650	0.0204*	-0.0141	0.0136
Linfoma de Hodgkin	0.0704	0.0352*	-0.0164	0.0271
Leucemia	-0.0539	0.0421	0.0078	0.0192
Câncer de Mama	-0.0001	0.0259	-0.0248	0.0435
Linfoma Não Hodgkin	0.0639	0.0399	-0.0119	0.0258
Câncer de Ovário	0.0885	0.0409*	0.0081	0.0094
Câncer de Pâncreas	0.0500	0.0365	0.0130	0.0154
Câncer de Próstata	-0.0376	0.0403	-0.0141	0.0409
Câncer de Pulmão	0.0322	0.0473	0.1104	0.0346*
Câncer de Reto	0.0474	0.0437	-0.0695	0.0390
Câncer de Rins	0.0394	0.0356	-0.0290	0.0220
Câncer dos Tecidos Moles	0.0845	0.0416*	0.0486	0.0241*
Câncer de Testículo	0.0167	0.0293	0.0230	0.0134
Câncer de Tireoide	-0.0127	0.0192	-0.0157	0.0175

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

agregados principais, houve a adição de mais quatro tipos de câncer com parâmetros agregados não nulos, os de cólon, fígado, linfoma hodgkin e tecidos moles.

Quando analisados os efeitos heterogêneos para a população geral em [subseção B.3.3](#), há menos coeficientes significativos em relação às crianças. Além dos já citados para os efeitos agregados, os cânceres de mama, leucemia, linfoma não hodgkin e testículo são impactados. O somatório geral de carcinomas que tiveram significância estatística corresponde a onze. O grupo mais representativo para os resultados heterogêneos, considerando esse recorte, segue sendo o com maior tempo condicionado a instalação de usinas. O grupo com "entrada no tempo em 2009", que responde pela agregação dos grupos que recebem a intervenção em 2006, 2007 e 2008, teve seis coeficientes significativos para quimioterapia e/ou radioterapia. Isso indica que, para a população total, além dos efeitos sobre as variáveis relacionadas à soja, o tempo de exposição ao glifosato é relevante, pois o período de latência é maior e, conseqüentemente, os efeitos são mais tardios. O grupo com entrada no tempo em 2010 é o segundo maior em número de parâmetros não nulos. Para efeitos dinâmicos heterogêneos, apenas as neoplasias de cólon, fígado, mama e pulmão tiveram alguma significância, mas discretas em relação à sensibilidade observada para as crianças. Os sinais de direção do efeito evidenciam aumento dos tratamentos terapêuticos para todos os parâmetros com significância estatística.

As evidências encontradas para a quantidade de sessões de quimioterapias e radiote-

Tabela 2.14 – Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1) Sobre o Número de Sessões de Quimioterapia e Radioterapia na População Geral

Variável	Quimioterapia		Radioterapia	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0347	0.0408	0.0458	0.0233*
Câncer de Cérebro	-0.0263	0.0386	-0.0280	0.0404
Câncer de Cólon	-0.0191	0.0461	0.035	0.0151*
Câncer de Fígado	0.0680	0.0197*	-0.0142	0.0135
Linfoma de Hodgkin	0.0576	0.0413	-0.0164	0.0303
Leucemia	-0.0671	0.0457	0.0082	0.0193
Câncer de Mama	0.0181	0.0292	-0.0249	0.0434
Linfoma Não Hodgkin	0.0689	0.0415	-0.0041	0.0261
Câncer de Ovário	0.0848	0.0425*	0.0064	0.0119
Câncer de Pâncreas	0.0478	0.0328	0.0142	0.0148
Câncer de Próstata	-0.0260	0.0405	-0.0158	0.0431
Câncer de Pulmão	0.0309	0.0475	0.1134	0.0414*
Câncer de Reto	0.0485	0.0382	-0.0756	0.0393
Câncer de Rins	0.0313	0.0331	-0.0212	0.0202
Câncer dos Tecidos Moles	0.0960	0.0389*	0.051	0.0228*
Câncer de Testículo	0.0074	0.0304	0.0219	0.0143
Câncer de Tireoide	-0.0054	0.0197	-0.0170	0.0201

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

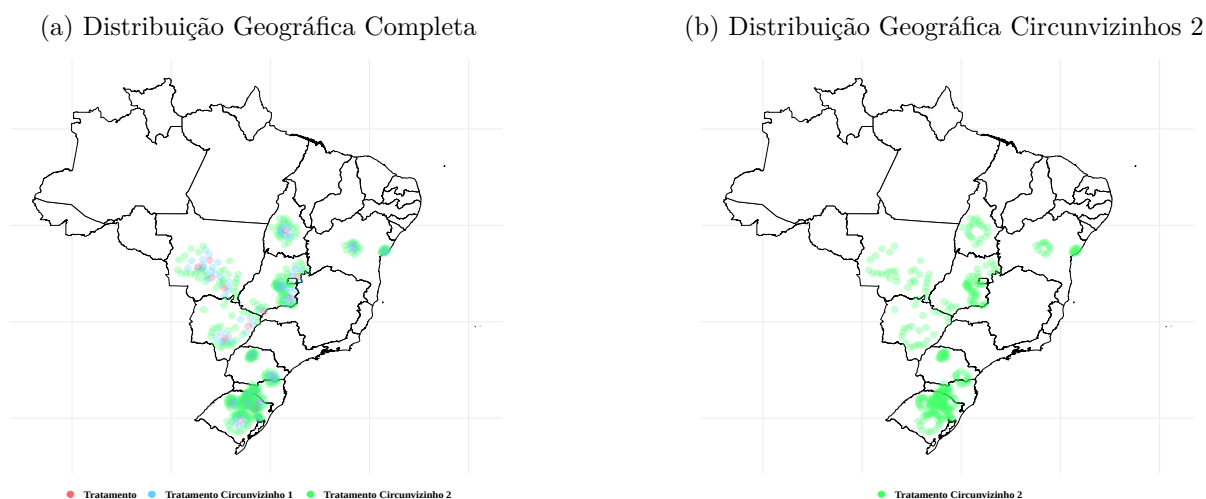
rapias voltadas a população de 0 a 14 anos e a geral reforçam os achados principais. Além da taxa de mortalidade está aumentando e as mortes estarem ocorrendo com antecedência nas regiões locais em comparação as que nunca receberam a instalação de usinas, o número de indivíduos que desenvolvem carcinomas provavelmente está aumentando, uma vez que há um aumento na demanda por tratamentos terapêuticos. Com o aumento da demanda, há um aumento nos custos com esse tipo de tratamento, que incluem despesas públicas, perda de produtividade do trabalho ou a impossibilidade do indivíduo ser inserido no mercado, ausência no trabalho para ir às consultas e realizar as sessões, dentre outros. O mesmo raciocínio é válido quando o câncer é diagnosticado em crianças, uma vez que os responsáveis enfrentam perdas produtivas para acompanhar a criança no tratamento, além de um desgaste emocional que pode ter um impacto negativo na produtividade marginal do trabalho. Todos os fatores listados representam custos diretos e indiretos devido à vulnerabilidade da saúde populacional constatada.

2.4.2.2 Impacto Causal Agregado da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Base de Soja Considerando a Ampliação do Raio de Municípios a Partir do Centróide Sobre o Câncer

A fim de avaliar a sensibilidade dos efeitos provocados pelas externalidades da instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja para a taxa de mortalidade,

idade média de morte e expectativa de vida para os recortes populacionais, aumentou-se o raio que condiciona o tratamento a partir do centroide. No caso, foram selecionados municípios que fazem fronteira com as unidades circunvizinhas dos centroides. A Figura 2.8 mostra a distribuição geográfica das unidades consideradas para o tratamento, entre centroides, circunvizinhos dos centroides e unidades que fazem fronteira com os circunvizinhos dos centroides. Em 2.8b, são mostrados apenas os municípios tratados mais distantes das unidades que receberam usinas produtoras de biodiesel a partir da soja. Para as estimações, são excluídos os municípios das regiões locais das estimações anteriores, sendo considerados apenas os municípios destacados em 2.8b para a condição de tratamento e o restante das unidades dos Estados como nunca tratados. Espera-se que a medida que o raio aumente, os efeitos sobre o câncer se reduzam. Essa hipótese sustenta que, à medida que os municípios situados a maiores distâncias dos centroides, recebem menos estímulos aos choques de produção e produtividade da soja e uso de glifosato. Dessa forma, há uma redução na exposição e no contágio, minimizando os efeitos adversos sobre o câncer. O início da produção de biodiesel de soja determina o ano da intervenção. Por exemplo, se o município circunvizinho, "P", do centroide, "C", foi tratado em 2006, o município, "F", que faz fronteira com o circunvizinho, "P", também é condicionado ao tratamento no mesmo ano.

Figura 2.8 – Distribuição Geográfica dos Centroides, Circunvizinhos e Unidade que fazem fronteira com os Circunvizinhos



Em primeiro lugar, foram estimados modelos para verificar a existência de possíveis impactos sobre variáveis relacionadas à soja devido à instalação de usinas de biodiesel. A Tabela 2.15 traz os efeitos médios agregados gerais dinâmicos e para os grupos. Apesar da ampliação do raio, houveram efeitos significativos para o parâmetro agregado para todos os grupos que participaram do tratamento em relação à quantidade total produzida de soja. No entanto, a magnitude do impacto é consideravelmente inferior à observada para as regiões locais nos resultados principais. Enquanto a estimativa para essa seção

foi de um aumento de 7013 mil toneladas para os grupos tratados, esse mesmo modelo para as regiões locais foi de 14629 mil toneladas ([Tabela 2.3](#)), mais que o dobro. O mesmo é válido para os efeitos heterogêneos dinâmicos, visto na [subseção B.3.4](#). Não há efeitos significativos heterogêneos por grupo. Para as variáveis voltadas a área plantada e colhida, apenas os efeitos agregados dinâmicos são significativos. Todos os demais coeficientes são nulos. Dessa forma, à medida que os municípios são mais distantes do centroide, o estímulo à expansão da produção de soja diminui, uma vez que há vantagens comparativas maiores para se produzir mais próximo às usinas, como, por exemplo, custos menores com frete.

Tabela 2.15 – Estimação Aumentando o Raio do Centroide Para Efeitos Médios Agregados Gerais Dinâmicos e Para Grupos Relacionados à Soja

Variável	ATT Dinâmico	Erro-padrão	ATT Grupos	Erro-padrão
Quantidade Absoluta Produzida de Soja	7189.077	2964.762*	7013.095	2429.81*
Área Plantada Absoluta de Soja	1554.165	738.7459*	1280.367	685.6226
Área Colhida Absoluta de Soja	1456.6	719.3074*	1201.926	640.9034
Rendimento Médio Por Área Plantada	95.1734	54.3462	134.4354	40.7775*
Rendimento Médio Por Área Colhida	97.89	53.4145	136.1714	42.9217*

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

Ao analisar as variáveis que medem a intensidade produtiva, os efeitos agregados para os grupos submetidos ao tratamento são significativos, ao contrário do que é observado nos resultados principais. O maior coeficiente é encontrado na variável rendimento médio por área colhida, com ampliação de 136 kg/hect. Esse resultado é, sobretudo, atribuído ao grupo de 2010, como pode ser observado nos efeitos heterogêneos em [subseção B.3.4](#), com impacto de aumento de rendimento equivalente a 330 kg/hect. A magnitude desse coeficiente é muito similar a encontrada para a região local com entrada no tempo em 2010 ([subseção B.3.1](#)), que teve elevação de 337 kg/hect. O mesmo é verificado para o rendimento médio da área plantada.

Diante dos resultados para as variáveis ligadas à soja, uma vez que o raio foi ampliado a partir do centroide, foi verificada uma grande redução nos parâmetros significativos para todas as populações analisadas em relação à taxa de mortalidade e à precocidade do falecimento.

Os efeitos médios agregados gerais relacionados às crianças de 0 a 14 anos para todos os grupos pertencentes ao tratamento são apresentados na [Tabela 2.16](#). Os efeitos para a taxa de mortalidade foram totalmente nulos. Apenas poucos efeitos heterogêneos por grupo foram significativos. Em particular, para leucemia, linfoma não hodgkin e leucemia. Os efeitos dinâmicos heterogêneos, que são bastante expressivos considerando as regiões locais, foram todos nulos devido à ampliação da distância do local de implantação das

Tabela 2.16 – Efeito Médio Agregado Geral Para Crianças de 0 a 14 Anos dada a Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0003	0.0014	21.6454	35.1747	18.6244	29.7004
Câncer de Cérebro	0.0233	0.0123	267.0447	172.0224	308.863	201.1904
Câncer de Cólon	-0.0005	0.0011	4.3735	6.1101	3.7871	5.3472
Câncer de Fígado	-0.0084	0.0067	-191.7	165.0161	-190.74	155.5943
Linfoma de Hodgkin	0.0015	0.0016	20.3751	14.1183	33.1823	19.3517
Leucemia	0.0086	0.0127	197.803	173.7985	202.881	220.267
Câncer de Mama	-0.0004	0.0011	-	-	-	-
Linfoma Não Hodgkin	0.0065	0.0070	130.067	106.6042	151.956	100.7353
Câncer de Ovário	-0.0033	0.0039	-56.033	89.9999	-53.163	86.5326
Câncer de Pâncreas	-0.0004	0.0011	5.1969	9.3463	4.2816	7.8255
Câncer de Próstata	-0.0003	0.0011	5.9295	5.0199	4.1691	3.7892
Câncer de Pulmão	0.0003	0.0013	-25.034	32.6407	-25.739	33.1292
Câncer de Reto	-0.0007	0.0011	-0.2389	0.7654	-0.2387	0.7263
Câncer de Rins	0.0131	0.0072	280.898	127.269*	287.09	147.749
Câncer dos Tecidos Moles	0.0023	0.0062	87.1708	86.2258	65.1273	110.2616
Câncer de Testículo	-0.0005	0.0011	2.2167	5.3728	4.681	10.5653
Câncer de Tireoide	-0.0005	0.0010	3.6967	5.1672	3.8991	5.4697

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

usinas produtoras de biodiesel a partir da soja. Os resultados heterogêneos podem ser conferidos na [subseção B.3.5](#). Dos parâmetros dinâmicos agregados estimados para taxa de mortalidade observados na [Tabela 2.17](#), somente o para neoplasia de cérebro e rins foram significativos. Considerando a idade média de morte, apenas o câncer de rins foi impactado em ambos efeitos agregados. Com relação a essa mesma variável, os efeitos heterogêneos por grupo foram significativos para neoplasia do cérebro, leucemia e linfoma não hodgkin. Para a variável expectativa de vida, os mesmo tipos de neoplasias da variável anterior são significativos, adicionado o efeito heterogêneo para o câncer dos tecidos moles.

As estimações para a população de 0 a 14 anos dessa seção, quando comparadas as estimações principais, além de terem grande redução no número de parâmetros significativos, a magnitudes dos efeitos não nulos foi reduzida consideravelmente. Por exemplo, o efeito médio agregado geral para os grupos em [Tabela 2.5](#) tocante a idade média de morte por câncer de rins é de cerca de 460 dias. Esse mesmo parâmetro significativo presente na [Tabela 2.16](#) é de aproximadamente 280 dias. O mesmo se aplica aos coeficientes heterogêneos individuais por grupo. Por exemplo, com relação ao linfoma não hodgkin e os efeitos para o grupo de 2007 para a idade média de morte. Em [Figura B.66](#) há uma perda de aproximadamente 201 dias ao passo que em [Figura B.9](#) esse número é de 496 dias, mais que o dobro. A redução da magnitude dos coeficientes são perceptíveis em todas as variáveis de interesse.

Apesar da redução dos coeficientes significativos e da magnitude do impacto, os efei-

Tabela 2.17 – Efeito Médio Agregado Para Crianças de 0 a 14 anos dada Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0011	0.0015	12.8648	17.889	10.8314	15.3373
Câncer de Cérebro	0.0254	0.0113*	312.947	164.9278	346.152	180.6854
Câncer de Cólon	0.0006	0.0014	4.5018	6.3557	3.9115	5.4962
Câncer de Fígado	-0.0052	0.0066	-136.99	135.378	-137.35	122.841
Linfoma de Hodgkin	0.0023	0.0016	16.8182	9.5359	26.3518	14.038
Leucemia	0.0083	0.0143	189.399	167.3918	174.486	232.5425
Câncer de Mama	0.0006	0.0013	-	-	-	-
Linfoma Não Hodgkin	0.0093	0.0057	138.064	76.7571	160.512	75.7404*
Câncer de Ovário	-0.0009	0.0021	-25.115	44.459	-23.72	42.4384
Câncer de Pâncreas	0.0005	0.0015	0.2763	7.266	-0.0756	5.9207
Câncer de Próstata	0.0009	0.0014	6.3472	5.7425	4.4853	4.1341
Câncer de Pulmão	0.0012	0.0017	-15.984	25.1213	-16.38	26.816
Câncer de Reto	0.0004	0.0014	-0.0662	0.7505	-0.0737	0.7316
Câncer de Rins	0.0136	0.0056*	273.934	103.1952*	272.011	108.0878*
Câncer dos Tecidos Moles	-0.0004	0.0072	39.4418	80.7321	-2.5002	122.5419
Câncer de Testículo	0.0005	0.0015	1.4975	4.172	3.2877	7.4176
Câncer de Tireoide	0.0006	0.0015	3.5049	5.1737	3.7197	5.5074

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

tos persistentes individuais em relação aos grupos estão dentro do esperado. Principalmente os grupos com entrada no tempo em 2007 e 2008 são impactados com, respectivamente, cinco e nove parâmetros significativos. Esses achados coincidem com os grupos destacados na estratégia empírica que possivelmente teriam maiores externalidades negativas devido maior quantidade absoluta e média produzida de soja. Possivelmente há efeitos de transbordamento dos municípios circunvizinhos para as unidades mais afastadas do centroide, tal como, com o fluxo de água com níveis elevados de glifosato como visto em [Dias, Rocha e Soares \(2023\)](#), dentre outros.

Similar aos efeitos em crianças de 0 a 14 anos, os coeficientes significativos voltados a população com algum tipo de atividade agrícola foram completamente nulos para taxa de mortalidade voltadas aos efeitos médios agregados gerais dinâmicos e para todos os grupos pertencentes ao tratamento, como pode ser verificado na [Tabela 2.18](#) e [Tabela 2.19](#). Apenas os efeitos impactos heterogêneos individuais por grupo para os cânceres de bexiga e rins foram não nulos. Esses resultados podem ser visualizados na [subseção B.3.5](#). Como os coeficientes não coincidem em significância, tipo de câncer e grupo, não é possível avaliar se a magnitude do impacto foi reduzida em comparação as estimações para regiões locais. Além disso, todos os coeficientes agregados e heterogêneos não são significativos para a variável idade média de morte, com exceção do efeito médio agregado geral que diz respeito à neoplasia de rins.

Tabela 2.18 – Efeito Médio Agregado Geral Para Pessoas Envolvidas em Atividades Agrícolas dada a Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	-0.0007	0.0162	-37.141	56.772	-63.282	64.9442
Câncer de Cérebro	-0.0108	0.0214	93.0982	90.9612	80.2763	104.3398
Câncer de Cólon	-0.0041	0.0242	43.533	86.3186	154.462	106.8657
Câncer de Fígado	-0.0268	0.0225	103.837	86.3332	131.242	87.5816
Linfoma de Hodgkin	0.0025	0.0056	19.3671	24.169	20.8839	16.3463
Leucemia	-0.0271	0.0183	17.5277	100.9245	52.5024	90.254
Câncer de Mama	-0.0101	0.0192	116.85	99.9342	98.3377	117.0682
Linfoma Não Hodgkin	-0.0304	0.0177	96.5091	120.8552	83.4993	113.9019
Câncer de Ovário	-0.0136	0.0126	70.2871	41.5629	12.1423	33.6407
Câncer de Pâncreas	-0.0042	0.020	-173.35	92.9418	-204.68	94.4495*
Câncer de Próstata	0.0574	0.0295	-70.436	85.0251	-453.75	137.6225*
Câncer de Pulmão	0.0007	0.0322	119.458	95.681	80.7932	114.553
Câncer de Reto	-0.008	0.0178	8.7938	44.8041	38.2285	48.8756
Câncer de Rins	0.0096	0.0124	101.742	49.4091*	62.7478	65.94
Câncer dos Tecidos Moles	-0.0238	0.0137	36.1735	50.1381	57.2716	82.1517
Câncer de Testículo	0.0023	0.0056	10.738	22.5156	4.5692	25.8567
Câncer de Tireoide	0.0001	0.0061	28.7079	24.5253	-5.7537	52.5913

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

Considerando as estimativas para a população geral presentes nas [Tabela 2.20](#) e [Tabela 2.21](#), apenas o estimador agregado geral para efeitos dinâmicos em relação à taxa de mortalidade para o câncer de rins é significativo. Esse recorte amostral é impactado heterogeneamente por seis tipos de neoplasias, no cérebro, leucemia, ovário, rins, tecidos moles e testículo. Essa quantidade de efeitos heterogêneos por grupo é superior a encontrada para as estimações principais, que totalizam cinco para a taxa de mortalidade. O grupo com a maior participação nos impactos individuais por regiões locais é, novamente, o grupo de 2006, com três coeficientes não nulos. Isso reforça a relevância do tempo de exposição a pesticidas para a verificação dos resultados, devido ao período de latência. Ademais, o número superior de coeficientes não nulos pode indicar que de fato há efeitos de transbordamento da externalidade negativa das regiões locais para municípios mais distantes do raio. Isso também é corroborado pelos menores efeitos na população agrícola devido à produção de soja ser menos impactada nas unidades que fazem fronteira com as regiões locais. Logo, o impacto da ampliação da produção e produtividade da soja verificados nesses municípios podem não ser o único fator causador da significância dos parâmetros encontrados para as diferentes populações.

Considerando a variável idade média de morte, dois coeficientes agregados são significantes para a população geral. Há uma perda de anos de vida para as pessoas falecidas devido ao linfoma não hodgkin, tendo em vista o seu impacto global sobre

Tabela 2.19 – Efeito Médio Agregado Para Pessoas Envolvidas em Atividades Agrícolas dada a Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	-0.0032	0.019	-66.36	60.5816	-60.112	92.0257
Câncer de Cérebro	-0.0133	0.0234	95.9256	86.4009	62.3921	105.8
Câncer de Cólon	-0.0377	0.0256	20.3366	81.4413	154.596	113.0512
Câncer de Fígado	-0.0301	0.023	121.237	83.8463	150.912	91.4781
Linfoma de Hodgkin	0.0072	0.0066	11.9252	19.347	-14.75	42.9171
Leucemia	-0.0138	0.0166	16.8141	78.2159	27.1445	77.4304
Câncer de Mama	-0.0124	0.0182	63.7968	89.1849	38.6454	97.2878
Linfoma Não Hodgkin	-0.0285	0.0165	145.702	130.4217	137.449	128.0573
Câncer de Ovário	-0.0155	0.0119	63.304	43.5219	14.5601	32.6314
Câncer de Pâncreas	-0.0199	0.0226	-124.81	85.7746	-164.34	91.3701
Câncer de Próstata	0.0465	0.0274	-52	88.1713	-380.67	143.0349*
Câncer de Pulmão	-0.03	0.0363	18.978	115.229	-43.177	116.7843
Câncer de Reto	-0.0052	0.0135	0.5506	47.089	31.1534	50.5403
Câncer de Rins	0.0136	0.013	87.9722	47.2646	37.6428	65.1602
Câncer dos Tecidos Moles	-0.0204	0.0149	98.3909	68.0455	150.171	110.0472
Câncer de Testículo	0.0035	0.0056	13.0624	23.133	51.4407	80.0764
Câncer de Tireoide	0.0029	0.0076	31.5424	25.5098	-9.6746	49.0992

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

os grupos. Entretanto, há um impacto dinâmico inesperado para o câncer de mama. Todos os parâmetros heterogêneos são nulos, diferentemente das estimativas heterogêneas principais que tiveram o câncer de bexiga, linfoma não hodgkin, pulmão, reto e tecidos moles significativos para a precocidade da morte.

Ao examinar especificamente a variável expectativa de vida para as populações que exercem atividades agrícolas e a geral, diversos coeficientes mostraram uma direção de efeito diferente da esperada. Isso é verificado nos parâmetros agregados e heterogêneos. Esses resultados divergentes devem estar ocorrendo por efeitos negativos sobre a [Equação 2.1](#) contida na [Equação 2.4](#). Como os efeitos para a variável idade média de morte são quase inexistentes para ambas as populações e essa variável é formada a partir da diferença entre a idade média de morte por câncer do Estado e a idade média de morte por câncer do município, há indícios que a expectativa de vida de pessoas acometidas pelos cânceres analisados não variou significativamente nos municípios e nos estados considerados nas estimações para a sensibilidade. Sendo assim, como a variável de expectativa de vida é determinada pela diferença entre a expectativa de vida geral da população local municipal e a idade média de morte por câncer do município, [Equação 2.1](#) deve ter sido reduzida, justificando os efeitos controversos.

Tabela 2.20 – Efeito Médio Agregado Geral Para a População Geral dada a Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0147	0.0259	-152.85	110.0211	-251.89	126.1941*
Câncer de Cérebro	0.0408	0.031	316.724	204.4199	311.469	211.8047
Câncer de Cólon	-0.0188	0.0285	60.5077	150.1117	124.175	175.5434
Câncer de Fígado	0.0042	0.0294	38.9372	155.8988	42.6766	162.3326
Linfoma de Hodgkin	0.0002	0.012	185.553	109.1776	172.834	119.13
Leucemia	0.0158	0.0268	247.808	229.0228	285.457	223.239
Câncer de Mama	-0.0173	0.0276	-303.63	156.1391	-219.01	179.4111
Linfoma Não Hodgkin	-0.0136	0.0271	370.6	160.8503*	381.706	170.7926*
Câncer de Ovário	0.0136	0.024	73.2805	115.1691	-10.37	109.2171
Câncer de Pâncreas	-0.0157	0.0288	-12.593	150.6005	9.7293	157.6531
Câncer de Próstata	0.0455	0.033	-110.83	122.9703	-426.76	185.3437*
Câncer de Pulmão	-0.058	0.0305	135.376	151.2129	48.5131	167.9
Câncer de Reto	-0.0181	0.0263	4.1472	135.0169	7.3434	134.8146
Câncer de Rins	0.0428	0.0221	-61.744	148.7465	-44.321	160.2061
Câncer dos Tecidos Moles	-0.0132	0.0227	116.798	165.5585	34.8312	167.7229
Câncer de Testículo	0.0037	0.0102	52.1351	77.6629	112.697	90.9231
Câncer de Tireoide	-0.0191	0.0167	33.9509	84.9435	44.2714	94.2113

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

Tabela 2.21 – Efeito Médio Agregado Para a População Geral da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)

Variável	Morte		Idade Média de Morte		Expectativa de Vida	
	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão	ATT	Erro-Padrão
Câncer de Bexiga	0.0105	0.028	-186.39	101.5914	-267.29	120.2722*
Câncer de Cérebro	0.046	0.0289	311.33	200.517	259.399	198.7005
Câncer de Cólon	-0.0307	0.0378	92.0023	159.2782	165.13	189.8255
Câncer de Fígado	0.0142	0.03	34.8966	171.8175	35.3309	179.995
Linfoma de Hodgkin	0.0002	0.0105	116.21	98.348	108.329	102.536
Leucemia	0.0066	0.031	276.827	254.049	238.631	270.1775
Câncer de Mama	-0.0064	0.0335	-383.66	165.3314*	-318.73	207.0636
Linfoma Não Hodgkin	0.0107	0.0234	279.034	151.8448	292.613	152.3565
Câncer de Ovário	0.0201	0.0231	137.787	101.0789	50.9813	103.2932
Câncer de Pâncreas	-0.0099	0.0349	-18.483	158.8805	-123.5	163.7572
Câncer de Próstata	0.0346	0.0381	-31.109	145.5351	-305.8	257.1688
Câncer de Pulmão	-0.057	0.0336	2.0958	174.3794	-196.67	193.1107
Câncer de Reto	-0.0088	0.0291	17.3266	135.124	-13.352	124.0396
Câncer de Rins	0.0645	0.0216*	6.5406	130.8842	15.9998	129.1414
Câncer dos Tecidos Moles	-0.0021	0.0239	91.6804	182.6825	20.0346	182.6166
Câncer de Testículo	-0.001	0.0113	16.7913	65.936	45.2041	108.951
Câncer de Tireoide	-0.0074	0.0185	-2.2457	95.0973	-6.0207	97.6481

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

Diante das evidências encontradas nesta subseção, fica claro que as externalidades negativas da instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja tendem a se dissipar à medida que o raio a partir do centroide for sendo ampliado. Isso se deve à diminuição do incentivo à ampliação da produção e produtividade de soja à medida que a distância entre as usinas aumenta. Dessa forma, os choques de uso do glifosato nas lavouras de soja é reduzido, justificando os resultados mais modestos em termos de magnitude e significância estatística.

2.4.2.3 Impacto Causal Agregado da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre Covariáveis, Variáveis Correlacionadas e Não correlacionadas ao Câncer

Essa subseção traz uma série de estimações de variáveis secundárias que estão associadas ou não com a condição. O objetivo é testar hipóteses como a não alteração das despesas com saúde entre os grupos que recebem o tratamento e as unidades nunca tratadas, a não afetação da expectativa de vida geral, o impacto em doenças correlacionadas e não correlacionadas com os cânceres analisados, os efeitos sobre os setores da economia, dentre outros. Esse conjunto de estimações permitirá inferir se os resultados de interesse encontrados são verídicos. As análises gráficas heterogêneas estão no [Apêndice B](#) na [subseção B.3.6](#).

Uma variável fundamental para a possibilidade de diagnóstico e cura do câncer são os valores dispendidos na área da saúde. As despesas voltadas à saúde poderiam explicar a variação nos estimadores de diferença em diferença no tocante a taxas de mortalidade e precocidade da morte pelos tipos de câncer entre os grupos que recebem a intervenção e as unidades que nunca recebem. Por exemplo, um impacto negativo sobre as despesas totais com saúde poderia refletir na deficiência do sistema de saúde das regiões locais em comparação com aqueles que nunca foram tratadas. Como pode ser visualizado na [Figura B.86](#), não há significância estatística para nenhum estimador individual dos grupos, assim como para o efeito no tempo. O mesmo é válido para os estimadores agregados presentes nas [Tabela 2.22](#) e [Tabela 2.23](#). Como o impacto é nulo sobre as despesas totais em saúde, em média, os grupos são igualmente assistidos no pós-tratamento nessa área durante o tempo de avaliação desse estudo em comparação ao pré-tratamento, sinalizando que as variações nos estimadores dos carcinomas se dão pelas externalidades negativas da instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja.

Outro teste realizando é condizente com a taxa de mortalidade geral e a expectativa de vida geral, excluídos todos os tipos de câncer. Foi realizada a estimação dos efeitos para essas variáveis por dois motivos. Primeiramente, para demonstrar que as externalidades geradas pela instalação de usinas produtoras de biodiesel por soja não aumentam o número de mortes não associadas ao câncer. Em segundo lugar, uma vez que a expectativa de vida

geral (Equação 2.1) é usada para as estimativas principais (Equação 2.4), é importante demonstrar que as variações de resultados não são atribuídas às variações na expectativa de vida geral entre os grupos. Como é possível observar na Figura B.87, todos os coeficientes não são significantes, assim como os efeitos agregados na Tabela 2.22 e Tabela 2.23. Esses indícios reforçam os resultados das estimações de interesse. Como a taxa de mortalidade geral não é impactada, os efeitos sobre a taxa de mortalidade dos tipos de cânceres estudados demonstram a contaminação por glifosato. De mesmo modo, expectativa de vida não é alterada entre os grupos, indicando que a variação dos coeficientes está sendo feita pela Equação 2.2.

Tabela 2.22 – Efeito Médio Agregado Geral da Participação no Tratamento em Todos os Grupos Que Receberam a Intervenção.

Variável	ATT	Erro-Padrão
Despesas Totais com Saúde	-0.0033	0.0022
Taxa de Mortalidade Geral	0.0033	0.0019
Expectativa de Vida Geral	-105.1445	132.4393
Taxa de Mortalidade Geral - Câncer	-0.0217	0.0276
Idade Média de Morte - Câncer	-510.2441	493.6288
Taxa de Mortalidade - Diabetes Tipo II	0.0552	0.0358
Idade Média de Morte - Diabetes Tipo II	1104.579	710.8869
Taxa de Mortalidade - Obesidade	0.0079	0.0257
Idade Média de Morte - Obesidade	76.9715	506.0004
Taxa de Mortalidade - Doenças Coronárias do Coração	0.0148	0.0293
Idade Média de Morte - Doenças Coronárias do Coração	383.7314	462.0972
Taxa de Mortalidade - Acidente Vascular Cerebral	0.0203	0.03
Idade Média de Morte - Acidente Vascular Cerebral	784.3016	507.6476
Produto Interno Bruto	0.0052	0.002*
Valor Adicionado Bruto da Agropecuária	0.0096	0.0028*
Valor Adicionado Bruto da Indústria	0.0146	0.0049*

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

Dado que a literatura apresenta de forma mais intensa os carcinomas abordados nas estimações primárias, é esperado que outros tipos de câncer que não os estudados não sejam afetados. Esse resultado é demonstrado na Figura B.88 que traz estimações para a taxa de mortalidade por câncer total e a idade média de falecimento, excluídas as neoplasias estudadas. Não há significância estatística em nenhum dos coeficientes individuais dos grupos e de efeito dinâmico. Os resultados agregados também são nulos na Tabela 2.22 e Tabela 2.23.

Também foram feitas estimações para doenças correlacionadas e não correlacionadas ao câncer. São esperados impactos sobre doenças que podem ser causadas pelos carcinomas e efeitos nulos para as não causadas. A Figura B.89 e Figura B.90 apresentam estimações para a diabetes mellitus tipo II e obesidade. Elas são doenças que podem ser fator de risco para o câncer, mas o oposto não é verdadeiro (TSUEI et al., 2014). Como são doenças não

causadas pelo câncer, não houve efeitos sobre os coeficientes de diferença em diferença para os grupos e para o comportamento do tempo. Para a agregação esses efeitos também são nulos, como visto em [Tabela 2.22](#) e [Tabela 2.23](#).

Tabela 2.23 – Efeito Médio Agregado da Participação no Tratamento Para o Grupo de Unidades que Recebem a Intervenção por 14 Períodos (t-1)

Variável	ATT	Erro-Padrão
Despesas Totais com Saúde	-0.0053	0.0028
Taxa de Mortalidade Geral	0.0036	0.002
Expectativa de Vida Geral	-224.005	134.8247
Taxa de Mortalidade Geral - Câncer	0.0089	0.0381
Idade Média de Morte - Câncer	-94.0537	648.2179
Taxa de Mortalidade - Diabetes Tipo II	0.0538	0.0359
Idade Média de Morte - Diabetes Tipo II	1088.56	798.7953
Taxa de Mortalidade - Obesidade	0.0272	0.0277
Idade Média de Morte - Obesidade	184.5913	487.4863
Taxa de Mortalidade - Doenças Coronárias do Coração	-0.0021	0.0288
Idade Média de Morte - Doenças Coronárias do Coração	-73.5272	473.9339
Taxa de Mortalidade - Acidente Vascular Cerebral	0.019	0.0333
Idade Média de Morte - Acidente Vascular Cerebral	658.1239	581.5973
Produto Interno Bruto	0.0043	0.0022
Valor Adicionado Bruto da Agropecuária	0.0127	0.0037*
Valor Adicionado Bruto da Indústria	0.0134	0.006*

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * indica significância mínima de 5%.

Quando são estudadas as doenças associadas, especificamente as doenças coronárias do coração (DCC) e acidente vascular cerebral (AVC), nas [Figura B.91](#) e [Figura B.92](#), são identificados impactos para o grupo de entrada no tempo em 2006 sobre a idade média de morte ²⁰ em ambas as doenças. Para a DCC há uma precocidade do óbito em aproximadamente 894 dias, ao passo que para AVC esse número mais que triplica, chegando a 3530 dias. De acordo com [Navi et al. \(2019\)](#), pessoas que possuem câncer de pulmão, cólon, reto, próstata, mama, bexiga, linfoma não hodgkin e pâncreas, no ano que antecede o diagnóstico, o risco de eventos tromboembólicos aumenta em 69%, com máximo de incidência cinco vezes mais alto ao longo dos 30 dias anteriores a descoberta da neoplasia. O grupo mais afetado pelas neoplasias mencionadas é o mesmo que o grupo afetado para DCC e AVC, sendo a região local com início do tratamento em 2006. Esses resultados reforçam a hipótese contida nesse estudo e seus achados principais.

Por fim, foram verificados os impactos sobre a economia das regiões locais que receberam a intervenção. Foram estimadas regressões para o Produto Interno Bruto, Valor Adicionado Bruto da Agropecuária e Valor Adicionado Bruto da Indústria, todos em

²⁰ Nesse caso, é importante destacar que a variável de interesse não traz a diferença entre expectativa de vida e idade média de morte local, mas apenas essa última. Logo, os efeitos negativos presentes nas estimativas indicam redução da idade média de morte local por DCC e AVC.

termos per capita. Como uma das hipóteses é o aumento da produção e intensidade produtiva da soja nessas regiões, são esperados retornos econômicos, sobretudo oriundos da agricultura e indústria, uma vez que a produção de biodiesel a base de soja tem crescido no Brasil devido à elevação progressiva do percentual de mistura no diesel.

A [Figura B.93](#) mostra os efeitos econômicos. A variável que apresenta os efeitos mais visíveis é o Valor Adicionado Bruto da Agropecuária, com estimadores individuais para os grupos de 2007 e 2010 significativos, respectivamente, com aumento de 1,74% e 1,21% em comparação aos nunca tratados. Ademais, a dinâmica do efeito é positiva e crescente para os períodos 4, 6, 7, 8, 9 e 12. Os efeitos agregados também são significativos. A agregação para os grupos respondendo por aumento de 0,98% e para o tempo em 1,27%. No tocante a indústria, embora não tenha grupos individualmente impactados, há efeitos positivos dinâmicos entre 2010 e 2014. Para a agregação dos grupos, o VAB da indústria cresceu em 1,46% e na agregação para o tempo em 1,34%. Os resultados positivos desses setores proporcionaram o crescimento do Produto Interno Bruto para a agregação dos grupos em 0,52% dado o tratamento pelas usinas. Ademais, individualmente, os grupos de 2010 e 2013 foram impactados. Os resultados agregados para a economia são apresentados nas [Tabela 2.22](#) e [Tabela 2.23](#). O conjunto desses resultados demonstra que houve de fato aumento da produção agrícola impulsionado pela soja nas regiões locais afetadas pela política em comparação as demais.

Os resultados apresentados neste estudo são graves e preocupantes. Em um curto espaço de tempo, considerando haver um período de latência para a manifestação dos carcinomas devido ao contato com glifosato, houve um aumento da mortalidade e da precocidade do óbito nas regiões locais que receberam usinas produtoras de biodiesel a base de soja em comparação às unidades nunca tratadas para a grande maioria dos tipos de câncer analisados. Essa externalidade negativa ocorreu, sobretudo, em crianças, o que torna esse cenário para o futuro ainda mais preocupante. Além das mortes, dos gastos privados e públicos para o tratamento dessas doenças, a perda permanente de capital humano resultante de anos de vida produtivos perdidos devido à morte precoce dos indivíduos gera custos indiretos ainda mais elevados, ao podarem resultar em atividade econômica ainda maiores nessas localidades.

2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A literatura que trata das análises de exposição a agrotóxicos e desenvolvimento de neoplasias é extensa, com estudos de diversos ingredientes ativos, o que causam em humanos e canais biológicos do porquê elas ocorrem. Diversos estudos apontam a forte ligação entre a exposição a pesticidas e o surgimento de câncer, especialmente de próstata, cólon, reto, pâncreas, leucemia e linfomas. As crianças são as mais vulneráveis ao surgimento dessa doença, mas a maior letalidade está na vida adulta. No entanto, quando esse uso

é condizente com o glifosato, o herbicida mais utilizado no mundo, a literatura não é consensual e evidencia poucos resultados em artigos de qualidade que demonstram o potencial carcinogênico em humanos. A maioria dos relatos é baseada em estudos *in vitro* para células humanas e animais, bem como na exposição controlada em animais. Nessa forma, este trabalho visa contribuir para as discussões dessa questão, tendo em vista uma política pública que tem sido amplamente difundida no Brasil, o Programa Nacional de Produção e Uso do Biodiesel (PNPB), condicionando a elevação do uso de glifosato a choques produtivos na soja. Essa oleaginosa é indiscutivelmente a cultura que mais utiliza esse herbicida. É esperada que choques de produção ao longo do tempo causem impactos na aplicação de pesticidas nas lavouras. Essa investigação suporta um desenho estratégico e metodológico de inferência causal diferenciado do encontrado na literatura, permitindo a verificação da relação causal entre exposição humana ao glifosato e o desenvolvimento do câncer. Os canais de transmissão da condição de tratamento para as externalidades negativas são exógenos, condição essencial para a suposição de retas paralelas.

Dado que o transporte brasileiro é predominantemente rodoviário, o PNPB surgiu como uma alternativa para substituir parte da oferta do diesel, sendo uma ferramenta para o desenvolvimento sustentável pautado em melhorias ambientais, de inclusão social de agricultores familiares e na economia. Apesar de ter sido um sucesso produtivo, as outras duas diretrizes foram comprometidas devido à grande necessidade de utilização da soja para a produção de biodiesel, dada a grande demanda energética do diesel, que em 2019 foi de 57,3 milhões de metros cúbicos²¹. A instalação de usinas produtoras de biodiesel a base de soja nas regiões locais é motivada pela quantidade produzida de soja, com o fator terra sendo não preferível à expansão. Por outro lado, as tecnologias que permitem uma maior utilização de agrotóxicos são mais adequadas para a instalação de usinas. Os choques produtivos da cultura da soja nas regiões locais são imediatos ao funcionamento de usinas produtoras de biodiesel de soja e são crescentes ao longo do tempo. Como as sementes de soja plantadas são resistentes ao glifosato, sendo complementares, há choques de aplicação desse herbicida, ocasionando maior contato populacional ao mesmo. Os impactos nas variáveis voltadas à soja são causados por demanda interna. Diante disso, a hipótese levantada nesse estudo foi validada.

Os principais achados desse estudo revelam preocupante e grave causalidade entre a instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja, choque produtivos dessa commodity, aumento da taxa de mortalidade populacional e precocidade da morte por diversos tipos de câncer para todos os grupos de municípios participantes do tratamento nas múltiplas entradas no tempo. O impacto na mortalidade não é imediato, conforme demonstrado nos gráficos que representam o efeito dinâmico da intervenção, determinado pelo período de latência entre a contaminação por glifosato, o desenvolvimento do câncer e

²¹ Para a mistura foram usados 5,9 milhões de metros cúbicos de biodiesel, que, na ausência da política, seria incorporado à demanda por diesel

o falecimento, sendo mais precoce para as crianças que para a população geral e agrícola.

Além das crianças de 0 a 14 anos serem afetadas mais precocemente, os efeitos causais são mais claros dinamicamente nos diferentes períodos de tempo dos grupos e agregadamente para os grupos. O mesmo é válido para os tipos de neoplasias, onde essa faixa etária foi afetada por uma maior variedade de cânceres devido à maior fragilidade para acometimento dessa doença. A população de crianças nos grupos de tratamento, em comparação com os não tratados, apresentou um aumento na mortalidade e/ou precocidade do falecimento devido aos cânceres de bexiga, cólon, fígado, linfoma Hodgkin e não Hodgkin, mama, ovário, pâncreas, próstata, pulmão, reto, rins e tireoide. Essa situação é especialmente alarmante para o grupo de entrada no tratamento no tempo de 2010, ao qual os municípios centroides são Ipameri-GO, Rio Brillhante-MS, Marialva-PR, Erechim-RS e Ijuí-RS. Dos treze tipos de câncer listados que tiveram elevação das mortes e/ou redução da idade de falecimento, essa região local foi impactada por nove.

A segunda população a ser afetada em termos de número de cânceres estatisticamente significativo para aumento da taxa de mortalidade e/ou redução da idade de óbito foi a que exerce alguma função agrícola. As taxas de mortalidade e/ou o acometimento mais precoce e que resultou em morte por câncer o correu para os de bexiga, cólon, linfoma hodgekin, leucemia, mama, ovário, pulmão, reto, rins, tecidos moles e testículo, totalizando doze tipos de neoplasias. Os grupos com entrada no tempo que tiveram o maior número de cânceres impactados foram os de 2010 e 2013, ambos com três tipos, pertencendo como centroides Ipameri-GO, Rio Brillhante-MS, Marialva-PR, Erechim-RS, Ijuí-RS, Lapa-PR, Camargo-RS, Muitos Capões-RS, Joaçaba-SC.

Para a população em geral, embora os efeitos sejam mais discretos e para uma menor variedade de neoplasias, os coeficientes de diferença em diferença são muito superiores que os para as crianças, reforçando que essa doença é mais letal na população adulta. Houve efeitos na mortalidade e/ou idade média de morte nos grupos de tratamento em comparação aos não tratados para os cânceres de bexiga, cólon, linfoma Hodgkin, linfoma não hodgekin, ovário, pâncreas, pulmão, reto e tecidos moles. O grupo com maior afetação pela contaminação por glifosato é o de 2006, representado por Anápolis-GO e circunvizinhos. Essa é a região local com maior tempo de exposição ao tratamento. Dentre os nove tipos de câncer, este grupo é afetado pelos de cólon, pâncreas, pulmão, reto e tecidos moles.

O pré-teste da suposição condicional de tendências paralelas foi respeitado para todos os modelos com efeitos significativos estimados para os resultados principais, indicando que não houve a violação dessa hipótese e os coeficientes são não viesados. Os distúrbios concernentes às neoplasias devem ser atribuídos primeiramente a ampliação do uso, exposição e contaminação por glifosato, mas também ao 2,4-D e atrazina. Dado que houveram choques produtivos de soja, há impactos na aplicação de pelo menos glifosato.

Para a sensibilidade e robustez, foram estimados modelos para taxa de mortalidade e precocidade do óbito, ampliando o raio de municípios a partir do centroides que participam do tratamento e para o número de sessões terapêuticas de quimioterapia e radioterapia. A medida que o raio de municípios é ampliado a partir dos centroides, os efeitos se reduzem substancialmente, indicando que as regiões locais são de fato as mais afetadas negativamente. Para as sessões terapêuticas, as evidências demonstram resultados ainda maiores em quantidade e magnitude dos coeficientes para todas as populações analisadas em comparação as estimações da taxa de mortalidade e precocidade, especialmente em crianças.

O conjunto de resultados são alarmantes dado o pouco tempo relativo de implantação do PNPB e o período de latência para manifestação das neoplasias. Mais estudos devem ser realizados para compreender melhor outros possíveis mecanismos de afetação negativa sobre a saúde da população, especialmente das crianças, no tocante a contaminação por glifosato. Embora não observado diretamente, é certo que houve choques no uso de glifosato nas regiões locais. É explícita a causalidade entre instalação de usinas produtoras de biodiesel a base de soja, choques produtivos dessa oleaginosa, o desencadeamento ocorrido para a contaminação por glifosato, aumento da taxa de mortalidade e precocidade de surgimento do câncer resultante em mortes na população das unidades afetadas.

Essa debilidade em saúde tem o potencial para reduzir o estoque de capital humano, além de gerar custos diretos e indiretos para a economia, como aumento dos gastos com o tratamento por quimioterapia, radioterapia, internação, perda de produtividade e ausência no trabalho, perda de produtividade futura dada a morte precoce, dentre outros. Esses efeitos adversos devem ser investigados em novas pesquisas de modo a dimensionar outras externalidades negativas na cadeia produtiva do biodiesel que tem como matéria-prima a soja. Estudos dessa natureza são importantes para nortear políticas públicas capazes de solucionar eficientemente os problemas socioeconômicos advindos do PNPB nas populações locais voltados ao aumento da exposição a ingredientes ativos presentes nos pesticidas usados nas plantações. A produção de soja é indiscutivelmente importante para a economia brasileira e o glifosato faz parte desse processo. É importante ter em mente o equilíbrio entre o retorno produtivo dessa cadeia e as externalidades negativas, para permitir um equacionamento do bem-estar populacional. Ademais, países com ampla produção de soja e discriminação do uso de pesticidas podem sofrer os mesmos efeitos preocupantes para o desenvolvimento precoce e ampliação das mortes por cânceres encontrados nesse estudo. Especialmente os principais países produtores, como Brasil, Estados Unidos, Argentina, China e Índia, devem atentar para esses resultados.

REFERÊNCIAS

ABADIE, A.; CATTANEO, M. D. Econometric methods for program evaluation. *Annual Review of Economics*, Annual Reviews, v. 10, p. 465–503, 2018.

ADAPAR. *Bula Agritone (MCPA)*. 2020. Disponível em: <https://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/agritone0920.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula Atectra (Dicamba)*. 2020. Disponível em: <https://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/atectra.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula ATRAZINA SD 500 SC (triazínico)*. 2020. Disponível em: <https://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/atrazinasd500sc.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula CAPTUS (endosulfam)*. 2020. Disponível em: <https://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/captus.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula CLORPIRIFÓS NORTOX EC (clorpirifós)*. 2020. Disponível em: <https://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/clorpirifosnortoxec.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula GLIFOSATO 480 AGRIPEC (glifosato)*. 2020. Disponível em: <http://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/glifosato480agripec0920.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula MANCOZEB NORTOX (ditiocarbamato)*. 2020. Disponível em: <http://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/mancozebntortox0520.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula Metribuzin Tide 480 SC (Metribuzin)*. 2020. Disponível em: <https://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/metribuzin_tide_480_2017.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula SAFETY (Fenoxi-phenoxy)*. 2020. Disponível em: <https://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/safety0620.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula SQUADRON (Pendimetalina)*. 2020. Disponível em: <https://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/squadron.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

ADAPAR. *Bula TRIFLURALINA NORTOX*. 2020. Disponível em: <https://www.adapar.pr.gov.br/sites/adapar/arquivos_restritos/files/documento/2020-10/trifluralina_nortox.pdf>. Acesso em 02/02/2022.

- AGROLINK. *Bula Counter 150G (Terbufós)*. 2022. Disponível em: <https://www.agrolink.com.br/agrolinkfito/produto/counter-150g_207.html>. Acesso em 02/02/2022.
- AGROLINK. *Bula Imazetapir Plus Nortox*. 2022. Disponível em: <https://www.agrolink.com.br/agrolinkfito/produto/imazetapir-plus-nortox_3614.html>. Acesso em 02/02/2022.
- ALAVANJA, M. C. et al. Pesticides and lung cancer risk in the agricultural health study cohort. *American journal of epidemiology*, Oxford University Press, v. 160, n. 9, p. 876–885, 2004.
- ALAVANJA, M. C. et al. Use of agricultural pesticides and prostate cancer risk in the agricultural health study cohort. *American journal of epidemiology*, Oxford University Press, v. 157, n. 9, p. 800–814, 2003.
- ALVES, J. A. B.; SCHMITZ, A. P.; POLETTE, M. Efeitos dos royalties do pré-sal sobre o desenvolvimento dos municípios costeiros do sudeste brasileiro. 2020.
- AMELSVOORT, L. G. van et al. Cancer mortality in workers exposed to dieldrin and aldrin: over 50 years of follow up. *International archives of occupational and environmental health*, Springer, v. 82, n. 2, p. 217–225, 2009.
- ANDREOTTI, G. et al. Agricultural pesticide use and pancreatic cancer risk in the agricultural health study cohort. *International journal of cancer*, Wiley Online Library, v. 124, n. 10, p. 2495–2500, 2009.
- ANDREOTTI, G. et al. Glyphosate use and cancer incidence in the agricultural health study. *JNCI: Journal of the National Cancer Institute*, Oxford University Press, v. 110, n. 5, p. 509–516, 2018.
- ANP. *Royalties*. 2010–2019. Available in: <<https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/royalties-e-outras-participacoes/royalties>>. Access in 02/02/2021.
- ANP. *Painel Dinâmico de Produtores de Biodiesel - Matéria Prima*. 2019. Disponível em: <<https://app.powerbi.com/view?r=eyJrIjoiOTlkODYyODctMGJjNS00MGIyLWJmMWItNGJlNDg0ZTg5NjBlliwidCI6IjQ0OTlmNGZmlkageName=ReportSection8aa0cee5b2b8a941e5e0%22>>. Acesso em 02/02/2022.
- ANP. *Matéria-Prima utilizada na Produção de Biodiesel*. 2021. Disponível em: <<https://www.gov.br/anp/pt-br/centrais-de-conteudo/dados-abertos/painel-produtores-derivados-producao-de-biocombustiveis>>. Acesso em 02/02/2022.
- ANP. *Mistura de Biodiesel ao Diesel*. 2021. Disponível em: <https://www.gov.br/anp/pt-br/canais_atendimento/imprensa/noticias-comunicados/mistura-de-biodiesel-ao-diesel-passa-a-ser-de-13-a-partir-de-hoje-1-3>. Acesso em 02/02/2022.
- ANP. *Produção de Biodiesel*. 2021. Disponível em: <<https://www.gov.br/anp/pt-br/centrais-de-conteudo/dados-abertos/producao-de-biocombustiveis>>. Acesso em 02/02/2022.

- ANP. *Quantidade Vendida de Diesel no Brasil*. 2021. Disponível em: <<https://www.gov.br/anp/pt-br/centrais-de-conteudo/publicacoes/anuario-estatistico/arquivos-anuario-estatistico-2021/tabelas-e-quadros/comercializacao/t3-3.xls>>. Acesso em 02/02/2022.
- ATHEY, S.; IMBENS, G. W. Design-based analysis in difference-in-differences settings with staggered adoption. *Journal of Econometrics*, Elsevier, 2021.
- BAILEY, H. D. et al. Exposure to professional pest control treatments and the risk of childhood acute lymphoblastic leukemia. *International Journal of Cancer*, Wiley Online Library, v. 129, n. 7, p. 1678–1688, 2011.
- BAND, P. R. et al. Prostate cancer risk and exposure to pesticides in british columbia farmers. *The Prostate*, Wiley Online Library, v. 71, n. 2, p. 168–183, 2011.
- BECHER, H. et al. Cancer mortality in german male workers exposed to phenoxy herbicides and dioxins. *Cancer Causes & Control*, Springer, v. 7, n. 3, p. 312–321, 1996.
- BECKER, G. S. *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. [S.l.]: University of Chicago press, 2009.
- BEMMEL, D. M. van et al. S-ethyl-n, n-dipropylthiocarbamate exposure and cancer incidence among male pesticide applicators in the agricultural health study: a prospective cohort. *Environmental health perspectives*, National Institute of Environmental Health Sciences, v. 116, n. 11, p. 1541–1546, 2008.
- BENACHOUR, N. et al. Time-and dose-dependent effects of roundup on human embryonic and placental cells. *Archives of environmental contamination and toxicology*, Springer, v. 53, p. 126–133, 2007.
- BENBROOK, C. M. Impacts of genetically engineered crops on pesticide use in the us—the first sixteen years. *Environmental Sciences Europe*, SpringerOpen, v. 24, n. 1, p. 1–13, 2012.
- BENHABIB, J.; SPIEGEL, M. M. The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary economics*, Elsevier, v. 34, n. 2, p. 143–173, 1994.
- BERGMANN, J. et al. Biodiesel production in brazil and alternative biomass feedstocks. *Renewable and sustainable energy reviews*, Elsevier, v. 21, p. 411–420, 2013.
- BLAIR, A. et al. Clues to cancer etiology from studies of farmers. *Scandinavian journal of work, environment & health*, JSTOR, p. 209–215, 1992.
- BONNER, M. R. et al. Occupational exposure to terbufos and the incidence of cancer in the agricultural health study. *Cancer Causes & Control*, Springer, v. 21, n. 6, p. 871–877, 2010.
- BORGGAARD, O. K.; GIMSING, A. L. Fate of glyphosate in soil and the possibility of leaching to ground and surface waters: a review. *Pest Management Science: formerly Pesticide Science*, Wiley Online Library, v. 64, n. 4, p. 441–456, 2008.
- BORUSYAK, K.; JARAVEL, X. Revisiting event study designs. *Available at SSRN 2826228*, 2017.

BRASIL. *Lei N° 7.990/1989*. 1989. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l7990.htm>. Acesso em 02/02/2021.

BRASIL. *Lei N° 8.080/1990*. 1990. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l8080.htm>. Acesso em 02/02/2021.

BRASIL. *Lei N° 9478/1997*. 1997. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l9478.htm>. Acesso em 02/02/2021.

BRASIL. *LEI No 10.688, DE 13 DE JUNHO DE 2003*. 2003. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/2003/L10.688.htm>. Acesso em 09/02/2022.

BRASIL. *LEI No 10.814, DE 15 DE DEZEMBRO DE 2003*. 2003. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/2003/L10.814.htm>. Acesso em 09/02/2022.

BRASIL. *MEDIDA PROVISÓRIA N° 113, DE 26 DE MARÇO 2003*. 2003. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/Antigas_2003/113.htm#:~:text=MEDIDA%20PROVIS%C3%93RIA%20N%C2%BA%20113%2C%20DE%2026%20DE%20MAR%C3%87O%202003.&text=Estabelece%20normas%20para%20a%20comercializa%C3%A7%C3%A3o,Art.>. Acesso em 10/02/2022.

BRASIL. *MEDIDA PROVISÓRIA N° 131, DE 25 DE SETEMBRO 2003*. 2003. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/mpv/antigas_2003/131.htm>. Acesso em 09/02/2022.

BRASIL. *DECRETO N° 5.297 DE 6 DE DEZEMBRO DE 2004*. 2004. Disponível em: <<https://legislacao.presidencia.gov.br/atos/?tipo=DEC&numero=5297&ano=2004&ato=a60cXWq5keRpWT4d0>>. Acesso em 10/02/2022.

BRASIL. *LEI N° 11.105, DE 24 DE MARÇO DE 2005*. 2005. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2005/lei/l11105.htm>. Acesso em 02/02/2022.

BRASIL. *LEI N° 11.116, DE 18 DE MAIO DE 2005*. 2005. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2005/lei/l11116.htm>. Acesso em 02/02/2022.

BRASIL. *LEI N° 11.936, DE 14 DE MAIO DE 2009*. 2009. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2009/lei/l11936.htm>. Acesso em 02/02/2022.

BRASIL. *Lei N° 12.858/2013*. 2013. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2013/lei/l12858.htm>. Acesso em 02/02/2021.

BRASIL. *Evolução do percentual de teor de biodiesel presente no diesel fóssil no Brasil*. 2021. Disponível em: <https://www.gov.br/anp/pt-br/canais_atendimento/imprensa/noticias-comunicados/mistura-de-biodiesel-ao-diesel-passa-a-ser-de-13-a-partir-de-hoje-1-3>, NOTE = "Acesso em 02/02/2022",.

- BRASIL, B. C. do. *Sistema Gerenciador de Séries Temporais*. 2014–2019. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em 02/04/2021.
- BRASIL, M. d. M. e. E. *Relatório final do grupo de trabalho interministerial encarregado de apresentar estudos sobre a viabilidade de utilização de óleo vegetal – biodiesel como fonte alternativa de energia*. 2003. Disponível em: <<http://www.biodiesel.gov.br/Documentos.html>>. Acesso em 02/02/2022.
- BRASIL, M. d. S. I. N. d. C. *Diagnóstico precoce do câncer na criança e no adolescente*. [S.l.]: INCA Rio de Janeiro, 2014.
- BRASIL, M. d. S. I. N. d. C. C. d. P. e. V. d. C. *Câncer da criança e do adolescente no Brasil: dados dos registros de base populacional e de mortalidade*. [S.l.]: INCA Rio de Janeiro, 2008.
- BROWN, L. M. et al. Pesticide exposures and other agricultural risk factors for leukemia among men in iowa and minnesota. *Cancer research*, AACR, v. 50, n. 20, p. 6585–6591, 1990.
- CAÇADOR, S. B.; MONTE, E. Z. Impactos dos royalties do petróleo nos indicadores de desenvolvimento dos municípios do espírito santo. *Interações (Campo Grande)*, SciELO Brasil, v. 14, n. 2, p. 267–278, 2013.
- CAI, L.; KALB, G. Health status and labour force participation: evidence from australia. *Health economics*, Wiley Online Library, v. 15, n. 3, p. 241–261, 2006.
- CALLAWAY, B.; SANT'ANNA, P. H. Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 225, n. 2, p. 200–230, 2021.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. [S.l.]: Cambridge university press, 2005.
- CANOAS. *LEI Nº 5948, DE 1º DE OUTUBRO DE 2015, CANOAS-RS*. 2015. Disponível em: <<https://leismunicipais.com.br/a1/rs/c/canoas/lei-ordinaria/2015/595/5948/lei-ordinaria-n-5948-2015-institui-e-inclui-no-calendario-oficial-do-municipio-de-canoas-a-cavalgada-ca-q=Outubro+Rosa>>. Acesso em 02/02/2022.
- CANTOR, K. P. et al. Pesticides and other agricultural risk factors for non-hodgkin's lymphoma among men in iowa and minnesota. *Cancer research*, AACR, v. 52, n. 9, p. 2447–2455, 1992.
- CARNICELLI, L.; POSTALI, F. Rendas do petróleo e tributos locais: Uma análise de propensity score (oil windfalls and local tax in brazil: A propensity score analysis). *SSRN*, 2012.
- CAROZZA, S. E. et al. Agricultural pesticides and risk of childhood cancers. *International journal of hygiene and environmental health*, Elsevier, v. 212, n. 2, p. 186–195, 2009.
- CASELLI, F.; MICHAELS, G. Do oil windfalls improve living standards? evidence from brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 5, n. 1, p. 208–38, 2013.

- CHAISE MARTIN, C.; D'HAULTFOEUILLE, X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American Economic Review*, v. 110, n. 9, p. 2964–96, 2020.
- CHAN, J.; KARIM, R. Oil royalties and the provision of public education in brazil. *Available at SSRN 3408247*, 2020.
- CHRISTENSEN, C. H. et al. Coumaphos exposure and incident cancer among male participants in the agricultural health study (ahs). *Environmental health perspectives*, National Institute of Environmental Health Sciences, v. 118, n. 1, p. 92–96, 2010.
- CLAVEL, J. et al. Farming, pesticide use and hairy-cell leukemia. *Scandinavian journal of work, environment & health*, JSTOR, p. 285–293, 1996.
- CORTEVA. Bula ENLIST® COLEX-D (dioxina). 2019. Disponível em: <https://www.corteva.com.br/content/dam/dpagco/corteva/la/br/pt/products/files/DOC-Bula_EnlistColexD-Corteva-LA_BR-V1FE_EnlistColexD.pdf>. Acesso em 02/02/2022.
- CRUZ, R. Alcántara-de la et al. Herbicide resistance in brazil: status, impacts, and future challenges. In: *Pests, weeds and diseases in agricultural crop and animal husbandry production*. [S.l.]: IntechOpen London, UK, 2020. p. 1–25.
- CUNNINGHAM, S. *Causal Inference*. [S.l.]: Yale University Press, 2021.
- CURVO, H. R. M.; PIGNATI, W. A.; PIGNATTI, M. G. Morbimortalidade por câncer infantojuvenil associada ao uso agrícola de agrotóxicos no estado de mato grosso, brasil. *Cadernos Saúde Coletiva*, SciELO Brasil, v. 21, p. 10–17, 2013.
- DATASUS. *Transferência de Arquivos*. 2010–2019. Available in: <<https://datasus.saude.gov.br/transferencia-de-arquivos/>>. Access in 02/02/2021.
- DATASUS. *Sistema de Informações de Mortalidade*. 2019. Disponível em: <<https://datasus.saude.gov.br/transferencia-de-arquivos/>>. Acesso em 02/02/2022.
- DELANCEY, J. O. L. et al. Occupational exposure to metribuzin and the incidence of cancer in the agricultural health study. *Annals of epidemiology*, Elsevier, v. 19, n. 6, p. 388–395, 2009.
- DIAMAJU. Bula CAPTAN SC (captan). 2020. Disponível em: <http://www.diamaju.com.br/uploads/produto/195/CAPTAN_SC.pdf>. Acesso em 02/02/2022.
- DIAS, M.; ROCHA, R.; SOARES, R. R. Down the river: Glyphosate use in agriculture and birth outcomes of surrounding populations. *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, p. rdad011, 2023.
- DOĞANLAR, O. et al. Chronic exposure of human glioblastoma tumors to low concentrations of a pesticide mixture induced multidrug resistance against chemotherapy agents. *Ecotoxicology and Environmental Safety*, Elsevier, v. 202, p. 110940, 2020.
- DONNA, A. et al. Ovarian mesothelial tumors and herbicides: a case-control study. *Carcinogenesis*, Oxford University Press, v. 5, n. 7, p. 941–942, 1984.

- DONNA, A. et al. Triazine herbicides and ovarian epithelial neoplasms. *Scandinavian journal of work, environment & health*, JSTOR, p. 47–53, 1989.
- ECONOMIST, T. Fog of uncertainty-regulators are arguing over the safety of glyphosate, the world's top weedkiller. *March*, v. 3, p. 2016, 2016.
- ERIKSSON, M. et al. Pesticide exposure as risk factor for non-hodgkin lymphoma including histopathological subgroup analysis. *International journal of cancer*, Wiley Online Library, v. 123, n. 7, p. 1657–1663, 2008.
- FEAR, N. et al. Childhood cancer and paternal employment in agriculture: the role of pesticides. *British Journal of Cancer*, Nature Publishing Group, v. 77, n. 5, p. 825–829, 1998.
- FLEXOR, G.; KATO, K. *Políticas de Promoção dos Biocombustíveis e Agricultura Familiar: o que sugerem as recentes experiências internacionais*. 2014.
- FMCAGRICOLA. *Bula MALATHION 1000 EC (malationa)*. 2021. Disponível em: <<https://www.fmcagricola.com.br/Content/Fotos/Bula%20-%20Malathion%201000%20EC.pdf>>. Acesso em 02/02/2022.
- FORASTIERE, F. et al. Cancer among farmers in central italy. *Scandinavian journal of work, environment & health*, JSTOR, p. 382–389, 1993.
- FREEMAN, L. E. B. et al. Cancer incidence among male pesticide applicators in the agricultural health study cohort exposed to diazinon. *American journal of epidemiology*, Oxford University Press, v. 162, n. 11, p. 1070–1079, 2005.
- FRIEDRICH, K. et al. Situação regulatória internacional de agrotóxicos com uso autorizado no brasil: potencial de danos sobre a saúde e impactos ambientais. *Cadernos de Saúde Pública*, SciELO Brasil, v. 37, 2021.
- GALLUP, J. L.; SACHS, J. D.; MELLINGER, A. D. Geography and economic development. *International regional science review*, Sage Publications Sage CA: Thousand Oaks, CA, v. 22, n. 2, p. 179–232, 1999.
- GARABRANT, D. H. et al. Ddt and related compounds and risk of pancreatic cancer. *JNCI: Journal of the National Cancer Institute*, Oxford University Press, v. 84, n. 10, p. 764–771, 1992.
- GASNIER, C. et al. Glyphosate-based herbicides are toxic and endocrine disruptors in human cell lines. *Toxicology*, Elsevier, v. 262, n. 3, p. 184–191, 2009.
- GAZZIERO, D. Resistencia e a questao. *Cultivar*, v. 69, p. 16–18, 2005.
- GIANNANDREA, F. et al. Pesticide exposure and serum organochlorine residuals among testicular cancer patients and healthy controls. *Journal of Environmental Science and Health, Part B*, Taylor & Francis, v. 46, n. 8, p. 780–787, 2011.
- GIVISIEZ, G. H. N.; OLIVEIRA, E. L. de. Royalties do petróleo e educação: análise da eficiência da alocação. *Revista Brasileira de Pós-Graduação*, v. 8, n. 1, 2011.
- GOODMAN-BACON, A. Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, Elsevier, 2021.

- GROSSMAN, M. The human capital model of the demand for health. *NBER Working paper*, n. w7078, 1999.
- GUYTON, K. Z. et al. Carcinogenicity of tetrachlorvinphos, parathion, malathion, diazinon, and glyphosate. *The Lancet Oncology*, Elsevier, v. 16, n. 5, p. 490–491, 2015.
- HAKIM, D. Monsanto weed killer roundup faces new doubts on safety in unsealed documents. *New York Time*, 2017.
- HARTWICK, J. M. Intergenerational equity and the investing of rents from exhaustible resources. *The american economic review*, JSTOR, v. 67, n. 5, p. 972–974, 1977.
- HECKMAN, J. J.; LALONDE, R. J.; SMITH, J. A. The economics and econometrics of active labor market programs. In: *Handbook of labor economics*. [S.l.]: Elsevier, 1999. v. 3, p. 1865–2097.
- HESS, S. C.; NODARI, R. O.; LOPES-FERREIRA, M. Agrotóxicos: críticas à regulação que permite o envenenamento do país. *Desenvolvimento e Meio Ambiente*, v. 57, 2021.
- HÖFELMANN, D. A.; ANJOS, J. C. d.; AYALA, A. L. Sobrevida em dez anos e fatores prognósticos em mulheres com câncer de mama em joinville, santa catarina, brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, SciELO Brasil, v. 19, p. 1813–1824, 2014.
- HOTELLING, H. The economics of exhaustible resources. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 39, n. 2, p. 137–175, 1931.
- HOU, L. et al. Pendimethalin exposure and cancer incidence among pesticide applicators. *Epidemiology (Cambridge, Mass.)*, NIH Public Access, v. 17, n. 3, p. 302, 2006.
- IARC. Some organophosphate insecticides and herbicides. International Agency for Research on Cancer, 2017.
- IBGE. *Censo Agropecuário*. 2006–2017. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/2017-np-censo-agropecuario/9827-censo-agropecuario.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em 02/02/2022.
- IBGE. *Contas Nacionais*. 2010–2019. Available in: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9088-produto-interno-bruto-dos-municipios.html?=&t=o-que-e>>. Access in 02/02/2021.
- IBGE. *Estimativas da População*. 2010–2019. Available in: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao.html>>. Access in 02/02/2021.
- IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC)*. 2014–2019. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/habitacao/17270-pnad-continua.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em 02/04/2021.
- IBGE. *Contas Nacionais*. 2019. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9088-produto-interno-bruto-dos-municipios.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em 02/02/2022.
- IBGE. *Produção Agrícola Municipal*. 2019. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html?=&t=downloads>>. Acesso em 02/02/2022.

- IBGE. *Estimativas da População*. 2021. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao.html>>. Acesso em 02/02/2022.
- IBGE, I. B. d. G. e. E. *Indicadores de desenvolvimento sustentável: Brasil 2012*. [S.l.]: IBGE, 2012.
- IBGE, I. B. d. G. e. E. *Indicadores de desenvolvimento sustentável, Brasil, 2015*. [S.l.]: IBGE Rio de Janeiro, 2015.
- INCA, I. N. d. C. *Câncer infantojuvenil*. 2021. Disponível em: <<https://www.inca.gov.br/tipos-de-cancer/cancer-infantojuvenil#:~:text=O%20c%C3%A2ncer%20infantojuvenil%20corresponde%20a,e%20os%20tecidos%20de%20sustenta%C3%A7%C3%A3o.>>> Acesso em 04/04/2022.
- IPEA. *Índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) geral: índice (dez. 1993 = 100)*. 2010–2019. Available in: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Access in 02/02/2021.
- ISOLANI, K. A.; TONIN, J. M. Produção de biodiesel no brasil com advento do selo combustível social e os impactos na agricultura familiar. *Desenvolvimento e Meio Ambiente*, v. 28, 2013.
- JAYASUMANA, C.; GUNATILAKE, S.; SENANAYAKE, P. Glyphosate, hard water and nephrotoxic metals: are they the culprits behind the epidemic of chronic kidney disease of unknown etiology in sri lanka? *International journal of environmental research and public health*, MDPI, v. 11, n. 2, p. 2125–2147, 2014.
- Jl, B.-T. et al. Occupational exposure to pesticides and pancreatic cancer. *American journal of industrial medicine*, Wiley Online Library, v. 39, n. 1, p. 92–99, 2001.
- JOBIM, P. F. C. et al. Existe uma associação entre mortalidade por câncer e uso de agrotóxicos?: Uma contribuição ao debate. *Ciência & Saúde Coletiva*, SciELO Public Health, v. 15, p. 277–288, 2010.
- KANG, D. et al. Cancer incidence among pesticide applicators exposed to trifluralin in the agricultural health study. *Environmental research*, Elsevier, v. 107, n. 2, p. 271–276, 2008.
- KHUDER, S. A.; MUTGI, A. B.; SCHAUB, E. A. Meta-analyses of brain cancer and farming. *American journal of industrial medicine*, Wiley Online Library, v. 34, n. 3, p. 252–260, 1998.
- KOGEVINAS, M. et al. Cancer mortality in workers exposed to phenoxy herbicides, chlorophenols, and dioxins an expanded and updated international cohort study. *American journal of epidemiology*, Oxford University Press, v. 145, n. 12, p. 1061–1075, 1997.
- KOHLHEPP, G. Análise da situação da produção de etanol e biodiesel no brasil. *Estudos avançados*, SciELO Brasil, v. 24, p. 223–253, 2010.
- KOUTROS, S. et al. Heterocyclic aromatic amine pesticide use and human cancer risk: results from the us agricultural health study. *International journal of cancer*, Wiley Online Library, v. 124, n. 5, p. 1206–1212, 2009.
- KUMAR, V. et al. Cyp 1a1 polymorphism and organochlorine pesticides levels in the etiology of prostate cancer. *Chemosphere*, Elsevier, v. 81, n. 4, p. 464–468, 2010.

- LATIFOVIC, L. et al. Pesticide use and risk of hodgkin lymphoma: results from the north american pooled project (napp). *Cancer Causes & Control*, Springer, v. 31, n. 6, p. 583–599, 2020.
- LEE, W. J. et al. Pesticide use and colorectal cancer risk in the agricultural health study. *International journal of cancer*, Wiley Online Library, v. 121, n. 2, p. 339–346, 2007.
- LYNCH, S. M. et al. Cancer incidence among pesticide applicators exposed to butylate in the agricultural health study (ahs). *Environmental research*, Elsevier, v. 109, n. 7, p. 860–868, 2009.
- MAELE-FABRY, G. V. et al. Risk of leukaemia among pesticide manufacturing workers: a review and meta-analysis of cohort studies. *Environmental research*, Elsevier, v. 106, n. 1, p. 121–137, 2008.
- MAELE-FABRY, G. V.; WILLEMS, J. Prostate cancer among pesticide applicators: a meta-analysis. *International archives of occupational and environmental health*, Springer, v. 77, n. 8, p. 559–570, 2004.
- MAHAJAN, R. et al. Fonofos exposure and cancer incidence in the agricultural health study. *Environmental health perspectives*, National Institute of Environmental Health Sciences, v. 114, n. 12, p. 1838–1842, 2006.
- MARINO, M. et al. Pleiotropic outcomes of glyphosate exposure: From organ damage to effects on inflammation, cancer, reproduction and development. *International Journal of Molecular Sciences*, MDPI, v. 22, n. 22, p. 12606, 2021.
- MARTIN, X. X. Sala-i. I just ran two million regressions. *The American Economic Review*, JSTOR, p. 178–183, 1997.
- MARTINEZ, A.; AL-AHMAD, A. J. Effects of glyphosate and aminomethylphosphonic acid on an isogenic model of the human blood-brain barrier. *Toxicology letters*, Elsevier, v. 304, p. 39–49, 2019.
- MARTINS, W. H. F. et al. Análise dos custos de produção da soja nas principais cidades produtoras do brasil. Universidade Federal de Uberlândia, 2021.
- MATTEI, L. F. *Programa Nacional para Produção e Uso do Biodiesel no Brasil (PNPB): trajetória, situação atual e desafios*. [S.l.], 2008.
- MCDUFFIE, H. H. et al. Non-hodgkin's lymphoma and specific pesticide exposures in men: cross-canada study of pesticides and health. *Cancer Epidemiology Biomarkers & Prevention*, AACR, v. 10, n. 11, p. 1155–1163, 2001.
- MCKINLAY, R. et al. Endocrine disrupting pesticides: implications for risk assessment. *Environment international*, Elsevier, v. 34, n. 2, p. 168–183, 2008.
- MEHLUM, H.; MOENE, K.; TORVIK, R. Institutions and the resource curse. *The economic journal*, Oxford University Press Oxford, UK, v. 116, n. 508, p. 1–20, 2006.
- MENDES, A. P. d. A.; COSTA, R. C. d. Mercado brasileiro de biodiesel e perspectivas futuras. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2010.

- MERHI, M. et al. Occupational exposure to pesticides and risk of hematopoietic cancers: meta-analysis of case-control studies. *Cancer Causes & Control*, Springer, v. 18, n. 10, p. 1209–1226, 2007.
- MESNAGE, R. et al. Potential toxic effects of glyphosate and its commercial formulations below regulatory limits. *Food and Chemical Toxicology*, Elsevier, v. 84, p. 133–153, 2015.
- MEYER, D. E. *Pesticide use and glyphosate-resistant weeds: a case study of Brazilian soybean production*. [S.l.]: SIK Institutet för livsmedel och bioteknik, 2010.
- MEYER, T. E. et al. A case-control study of farming and prostate cancer in african-american and caucasian men. *Occupational and environmental medicine*, BMJ Publishing Group Ltd, v. 64, n. 3, p. 155–160, 2007.
- MILLS, P. K.; ZAHM, S. H. Organophosphate pesticide residues in urine of farmworkers and their children in fresno county, california. *American Journal of Industrial Medicine*, Wiley Online Library, v. 40, n. 5, p. 571–577, 2001.
- NAGY, K. et al. Comparative cyto-and genotoxicity assessment of glyphosate and glyphosate-based herbicides in human peripheral white blood cells. *Environmental Research*, Elsevier, v. 179, p. 108851, 2019.
- NAVI, B. B. et al. Arterial thromboembolic events preceding the diagnosis of cancer in older persons. *Blood, The Journal of the American Society of Hematology*, American Society of Hematology Washington, DC, v. 133, n. 8, p. 781–789, 2019.
- NISHIJIMA, M.; SARTI, F. M.; CANUTO, O. Does the brazilian policy for oil revenues distribution foster investment in human capital? *Energy Economics*, Elsevier, v. 88, p. 104760, 2020.
- NODARI, R. O. 4. plantas transgênicas: da falta de precisão à falta de eficácia. *POLUIÇÃO*, p. 107, 2018.
- NUNES, E. d. S.; JUSTO, W. R.; RODRIGUES, R. E. d. A. Efeito da produção de biodiesel na economia e no emprego formal na agricultura. *Revista de Política Agrícola*, v. 23, n. 2, p. 51–68, 2014.
- OJAJÄRVI, A. et al. Risk of pancreatic cancer in workers exposed to chlorinated hydrocarbon solvents and related compounds: a meta-analysis. *American journal of epidemiology*, Oxford University Press, v. 153, n. 9, p. 841–850, 2001.
- PEILLEX, C.; PELLETIER, M. The impact and toxicity of glyphosate and glyphosate-based herbicides on health and immunity. *Journal of Immunotoxicology*, Taylor & Francis, v. 17, n. 1, p. 163–174, 2020.
- PESATORI, A. C. et al. Cancer incidence in the population exposed to dioxin after the "seveso accident": twenty years of follow-up. *Environmental Health*, Springer, v. 8, n. 1, p. 1–11, 2009.
- PESATORI, A. C. et al. Cohort mortality and nested case-control study of lung cancer among structural pest control workers in florida (united states). *Cancer Causes & Control*, Springer, v. 5, n. 4, p. 310–318, 1994.

- PLAZA, C. d. A.; SANTOS, N. D.; SANTOS, M. d. O. Brasil no âmbito das energias renováveis: Biocombustíveis e suas externalidades socioambientais, o. *Braz. J. Int'l L.*, HeinOnline, v. 6, p. 305, 2009.
- PLOEG, F. Van der. Natural resources: curse or blessing? *Journal of Economic literature*, v. 49, n. 2, p. 366–420, 2011.
- PORTIER, C. J. et al. Differences in the carcinogenic evaluation of glyphosate between the international agency for research on cancer (iarc) and the european food safety authority (efsa). *J Epidemiol Community Health*, BMJ Publishing Group Ltd, v. 70, n. 8, p. 741–745, 2016.
- POSTALI, F. A. S. Petroleum royalties and regional development in brazil: The economic growth of recipient towns. *Resources Policy*, Elsevier, v. 34, n. 4, p. 205–213, 2009.
- POSTALI, F. A. S.; NISHIJIMA, M. Distribuição das rendas do petróleo e indicadores de desenvolvimento municipal no brasil nos anos 2000s. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 41, n. 2, p. 463–485, 2011.
- REIS, D. A.; SANTANA, J. R. Os efeitos da aplicação dos royalties petrolíferos sobre os investimentos públicos nos municípios brasileiros. *Revista de administração pública*, SciELO Brasil, v. 49, n. 1, p. 91–118, 2015.
- RODRIGUES, R. E. A. et al. Rendas do petróleo e indicadores sociais: Uma análise acerca da “lei dos royalties”. *Anais do 48º Encontro Nacional de Economia-Anpec*, 2020.
- ROOS, A. D. et al. Integrative assessment of multiple pesticides as risk factors for non-hodgkin’s lymphoma among men. *Occupational and environmental medicine*, BMJ Publishing Group Ltd, v. 60, n. 9, p. e11–e11, 2003.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Oxford University Press, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983.
- ROSS, M. L. *The oil curse: How petroleum wealth shapes the development of nations*. [S.l.]: Princeton University Press, 2013.
- ROUNDUP. *Bula ROUNDUP WG roundup (glifosato)*. 2022. Disponível em: <http://www.roundup.com.br/videos/pdf/roundup_wg/roundup-wg-bula.pdf>. Acesso em 02/02/2022.
- RUSIECKI, J. A. et al. Cancer incidence among pesticide applicators exposed to permethrin in the agricultural health study. *Environmental Health Perspectives*, National Institute of Environmental Health Sciences, v. 117, n. 4, p. 581–586, 2009.
- SACHS, J. D.; WARNER, A. M. *Natural resource abundance and economic growth*. [S.l.], 1995.
- SACHS, J. D.; WARNER, A. M. The curse of natural resources. *European economic review*, Elsevier, v. 45, n. 4-6, p. 827–838, 2001.
- SAMANIC, C. et al. Cancer incidence among pesticide applicators exposed to dicamba in the agricultural health study. *Environmental health perspectives*, National Institute of Environmental Health Sciences, v. 114, n. 10, p. 1521–1526, 2006.

- SAMSEL, A.; SENEFF, S. Glyphosate, pathways to modern diseases iv: cancer and related pathologies. *J. Biol. Phys. Chem.*, v. 15, n. 3, p. 121–159, 2015.
- SANBORN, M. et al. Non-cancer health effects of pesticides: systematic review and implications for family doctors. *Canadian family physician*, The College of Family Physicians of Canada, v. 53, n. 10, p. 1712–1720, 2007.
- SANTOS, C. G. et al. Custo de produção de soja transgênica em sistema de semeadura direta em são desidério-ba. *Revista de Agricultura Neotropical*, v. 4, n. 2, p. 96–101, 2017.
- SANTOVITO, A. et al. In vitro evaluation of genomic damage induced by glyphosate on human lymphocytes. *Environmental Science and Pollution Research*, Springer, v. 25, n. 34, p. 34693–34700, 2018.
- SEABRA, A. A. D. et al. Management of pre-salt oil royalties: Wealth or poverty for brazilian coastal zones as a result? *Resources Policy*, Elsevier, v. 45, p. 1–8, 2015.
- SENADO. *Projeto de Lei do Senado nº 416, de 1999*. 1999. Disponível em: <<https://www25.senado.leg.br/web/atividade/materias/-/materia/40872>>. Acesso em 02/02/2022.
- SHARPE, C. R. et al. Parental exposures to pesticides and risk of wilms' tumor in brazil. *American journal of epidemiology*, Oxford University Press, v. 141, n. 3, p. 210–217, 1995.
- SILVA, J. A. d. Avaliação do programa nacional de produção e uso do biodiesel no brasil–pnpb. *Revista de Política Agrícola*, v. 22, n. 3, p. 18–31, 2013.
- SILVA, J. F. S. d. et al. Correlação entre produção agrícola, variáveis clínicas-demográficas e câncer de próstata: um estudo ecológico. *Ciência & Saúde Coletiva*, SciELO Public Health, v. 20, p. 2805–2812, 2015.
- SILVA, M. R. d. et al. Weed management in glyphosate-resistant maize. *Arquivos do Instituto Biológico*, SciELO Brasil, v. 87, 2020.
- SNOW, J. *On the Mode of Communication of Cholera*. 2nd edn. John Churchill. [S.l.]: London, 1855.
- SOKIĆ, S. et al. Risk factors for thyroid cancer. *Neoplasma*, v. 41, n. 6, p. 371–374, 1994.
- STN. *Contas Anuais Municipal*. 2010–2012. Available in: <<https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/finbra-dados-contabeis-dos-municipios-1989-a-2012/2012/26>>. Access in 02/02/2021.
- STN. *Contas Anuais Municipal*. 2013. Disponível em: <<https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/finbra-dados-contabeis-dos-municipios-1989-a-2012/2012/26>>. Acesso em 02/02/2022.
- STN. *Contas Anuais Municipal*. 2013–2019. Available in: <https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/consulta_finbra/finbra_list.jsf>. Access in 02/02/2021.
- STN. *Contas Anuais Municipal*. 2020. Disponível em: <https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/consulta_finbra/finbra_list.jsf>. Acesso em 02/02/2022.

- STUR, E. et al. Glyphosate-based herbicides at low doses affect canonical pathways in estrogen positive and negative breast cancer cell lines. *PLoS One*, Public Library of Science San Francisco, CA USA, v. 14, n. 7, p. e0219610, 2019.
- SWAEN, G. M. et al. Cancer mortality in workers exposed to dieldrin and aldrin: an update. *Toxicology and industrial health*, Sage Publications Sage CA: Thousand Oaks, CA, v. 18, n. 2, p. 63–70, 2002.
- SYNGENTA. *Bula MIRATO (dioxina)*. 2021. Disponível em: <https://www.syngenta.com.br/sites/g/files/zhg256/f/media/2020/05/11/mirato_bula.pdf?token=1589210803>. Acesso em 02/02/2022.
- THONGPRAKASANG, S. et al. Glyphosate induces human breast cancer cells growth via estrogen receptors. *Food and chemical toxicology*, Elsevier, v. 59, p. 129–136, 2013.
- TSUEI, J. et al. Bile acid dysregulation, gut dysbiosis, and gastrointestinal cancer. *Experimental biology and medicine*, SAGE Publications Sage UK: London, England, v. 239, n. 11, p. 1489–1504, 2014.
- VASCONCELOS, Y. Pesticides in the balance. *Pesquisa Fapesp*, v. 271, 2018.
- VATS, S. Herbicides: history, classification and genetic manipulation of plants for herbicide resistance. *Sustainable Agriculture Reviews: Volume 15*, Springer, p. 153–192, 2015.
- VOGEL, K. B. *The Effect of Oil Windfalls on Political Corruption: Evidence from Brazil*. Tese (Doutorado) — UC San Diego, 2021.
- WEICHENTHAL, S.; MOASE, C.; CHAN, P. A review of pesticide exposure and cancer incidence in the agricultural health study cohort. *Ciencia & saúde coletiva*, SciELO Brasil, v. 17, p. 255–270, 2012.
- WHO. *10ª revisão da Classificação Internacional de Doenças - CID 10*. 2019. Disponível em: <<https://icd.who.int/browse10/2019/en#/C00-C97>>. Acesso em 02/02/2022.
- XIE, B. et al. Association between pesticide exposure and risk of kidney cancer: a meta-analysis. *OncoTargets and therapy*, Dove Press, v. 9, p. 3893, 2016.
- YOUNG, B. G. Changes in herbicide use patterns and production practices resulting from glyphosate-resistant crops. *Weed Technology*, Cambridge University Press, v. 20, n. 2, p. 301–307, 2006.
- ZAHM, S. H.; WARD, M. H. Pesticides and childhood cancer. *Environmental health perspectives*, v. 106, n. suppl 3, p. 893–908, 1998.

Apêndices

APÊNDICE A – CAPÍTULO 1

Resultados do Propensity Score Matching

O modelo logístico, contido na [Tabela A.1](#), foi estimado considerando oito variáveis: valor dos royalties, produção de petróleo em mar, produção de petróleo em terra, receita orçamentaria, despesas em saúde, despesas em educação, dummy onde 1 representa unidades que possuem litoral e 0 caso contrário, dummy onde 1 indica município circunvizinho de município produtor em mar. Todas as variáveis estão em termos per capita, com exceção das dummies. Destas, os royalties, a produção em mar, municípios costeiros e municípios circunvizinho de produtores em mar, são variáveis muito importantes para conferir o tratamento, dado que ele é exógeno às unidades consideradas sendo dado pela exploração de petróleo em mar.

Os resultados mostram que três variáveis aumentam a probabilidade do tratamento, respectivamente, o valor dos royalties, a produção de petróleo em terra e dummy que indica se a unidade possui faixa litorânea. Já as variáveis que reduzem a probabilidade de tratamento são a produção de petróleo em mar, e as despesas em educação.

Tabela A.1 – Resultados Para o Modelo Logit

Variáveis	Coefficiente	P-valor	Efeito Marginal	P-valor
Constante	-1.069	0.001	-	-
Royalties	0.004	0.001	0.009	0.001
Produção de Petróleo Mar	-0.106	0.001	-0.023	0.001
Produção de Petróleo Terra	0.971	0.001	0.251	0.003
Receita Orçamentaria	0.0002	0.153	0.004-02	0.152
Despesa Saúde	0.001	0.189	0.001-01	0.189
Despesa Educação	-0.002	0.001	-0.004-01	0.001
Municípios Costeiros	1.529	0.001	0.361	0.001
Municípios Vizinhos de Produtor em Mar	0.355	0.155	0.081	0.167

Fonte: Elaborado pelo autor

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

Analisando os efeitos marginais obtidos a partir do modelo logit é possível verificar que dado o aumento de uma unidade na produção de petróleo em terra, há um aumento de 25,1% na probabilidade de o município receber royalties destinados à educação e saúde, justificável por poder ser afetado pela produção em mar, por exemplo, por ter oleodutos que recebem petróleo desse tipo de produção, por ser simultaneamente produtor em mar e terra, por ter atividades de embarque e desembarque de petróleo, dentre outros.

Por outro lado, o aumento de uma unidade na produção de petróleo em mar reduz a probabilidade de tratamento em 2,3%. Esse resultado pode ser atribuído as regras da “lei dos royalties” uma vez que municípios que possuem uma alta produtividade em mar, em hipótese, teriam maiores reservas e demorariam mais a iniciar a exploração de um novo campo de petróleo, logo, o coeficiente da produção em mar é negativo. Essa hipótese é reforçada com um modelo logit alternativo, onde são substituídas as variáveis de produção em terra e em mar, sendo utilizadas dummies de municípios produtores em terra e em mar, ambas têm coeficiente positivo. Ademais, o fato de o município ter costa marítima confere uma probabilidade de 36,1% de receber a intervenção. Unidades circunvizinhas de produtores em mar não possuem significância estatística.

Considerando os demais efeitos marginais, os royalties também aumentam a probabilidade do tratamento, em 0,1%, dado um aumento de uma unidade. Esse efeito reduzido é devido não necessariamente um município que recebe royalties estar vinculado a lei de 2013. As despesas em educação reduzem a probabilidade, entretanto, em um valor muito próximo a zero. As demais variáveis não possuem significância, mas são mantidas no modelo por poderem inferir na trajetória das variáveis de interesse.

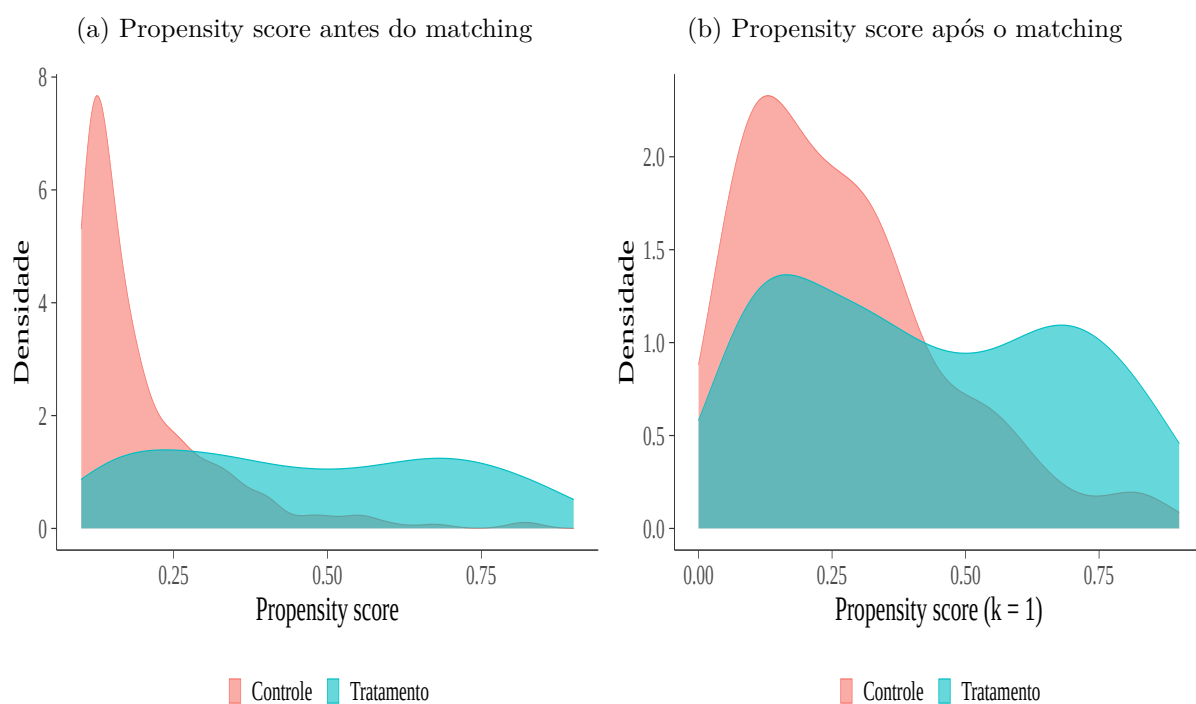
Após a estimação do modelo logit, é calculado o escore de propensão de cada unidade, sendo feito o descarte de municípios não comparáveis. A [Figura A.1](#) mostra a distribuição do escore de propensão antes e depois do pareamento. O matching foi realizado pelo método K Vizinhos Mais Próximos, considerando $K = 1, 2, \dots, 5$. O melhor valor para K foi escolhido conforme a melhor sobreposição das distribuições do propensity score¹. Mesmo após esse processo, uma parte dos controles para $k=1$ não estão sobrepostos aos tratados. Dois motivos podem ser atribuídos. O primeiro fator é condicionado a origem exógena do tratamento, ou seja, municípios com características muito distintas podem ser tratados, resultando em áreas não sobrepostas pelos controles. O Segundo ponto reforça o argumentado no primeiro, 30 unidades tratadas e apenas uma de controle estão presentes na região norte do país, assim, com observações mais heterogêneas se comparadas as demais regiões.

Após o pareamento, 351 municípios foram selecionados, dos quais 245 são tratados e 106 sendo contrafactuais. Esse número reduzido de controles em comparação aos tratados se dá devido mais de um controle servir de contrafactual para uma unidade tratada. A [Figura A.2](#) mostra a distribuição espacial dos municípios selecionados para a amostra final. Notoriamente, há uma forte concentração de unidades escolhidas na faixa litorânea brasileira. Esse resultado se dá devido os aspectos da lei, onde apenas os royalties advindos de produção² em mar são considerados para efeito de lei.

¹ Segundo a sobreposição foi escolhido $k=1$.

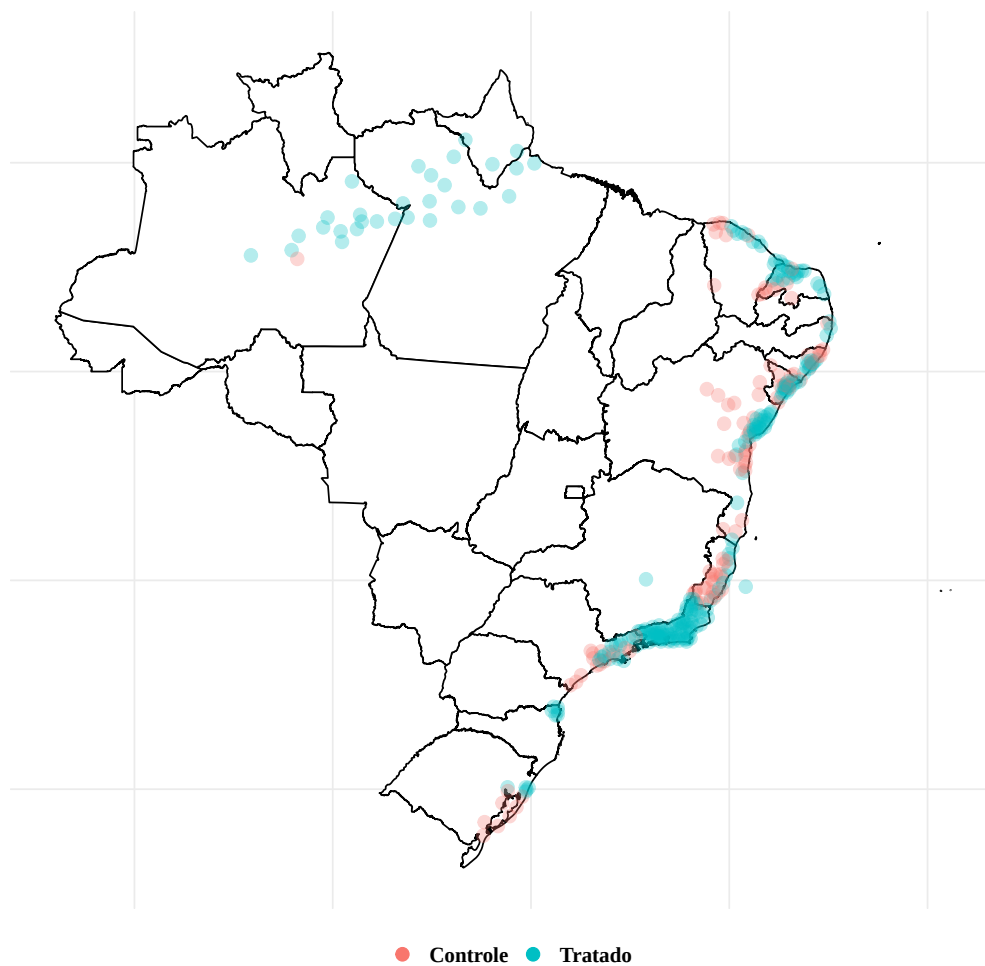
² É importante ressaltar que municípios afetados pela produção em mar, seja eles costeiros ou não, podem receber compensações financeiras vinculadas a “lei dos royalties”.

Figura A.1 – Histograma do Propensity Score



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura A.2 – Municípios tratados e controles recebedores de royalties após o match.



Os Estados do Rio de Janeiro e Espírito Santo possuem a maior concentração de municípios tratados e controles. Esse resultado é esperado e se dá devido esses dois estados representarem quase que a totalidade da produção de petróleo do Brasil, especificamente, vinda da exploração do pré-sal. Outros estados como Bahia, Rio Grande do Norte e Ceará possuem a maioria da produção de petróleo em terra.

Considerando a seleção de unidades não tratadas, os resultados do modelo logit são mostrados na [Tabela A.2](#). Para a estimação, foram desconsideradas as variáveis: royalties, produção de petróleo em mar e produção de petróleo em terra, pois nos municípios não tratadas não há recebimento de royalties nem produção.

Tabela A.2 – Resultados Para o Modelo Logit Não Tratados

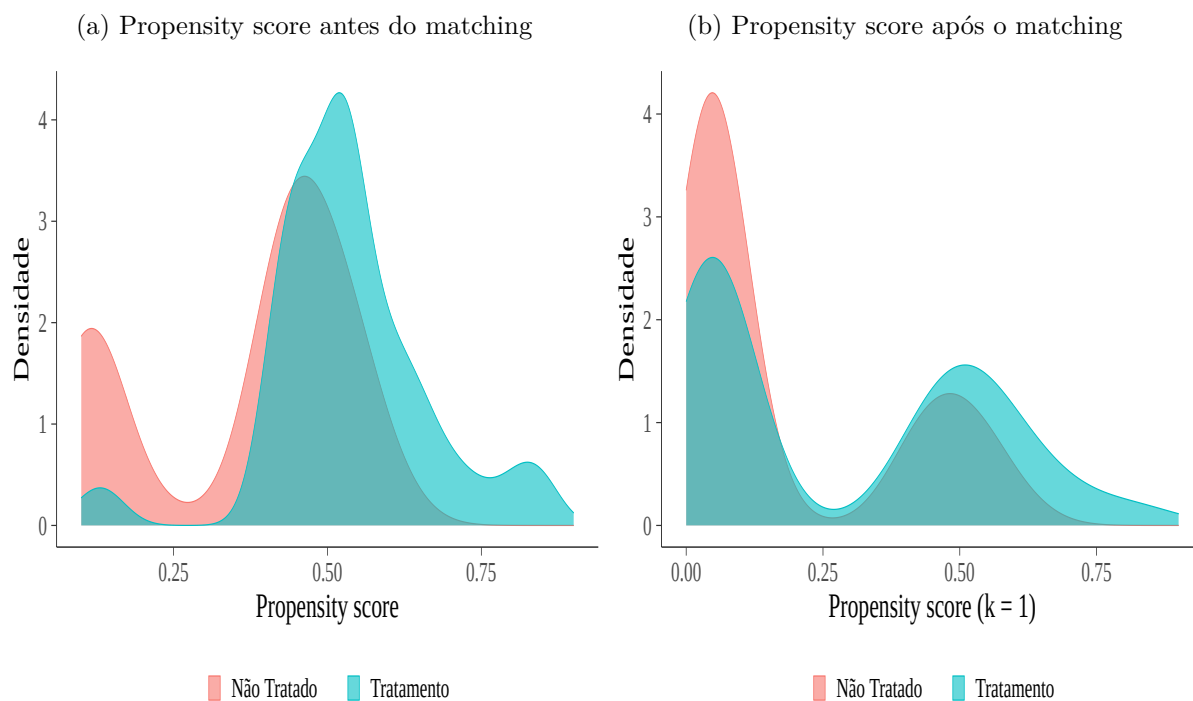
Variáveis	Coefficiente	P-valor	Efeito Marginal	P-valor
Constante	-3.349	0.001	-	-
Receita Orçamentaria	0.0003	0.001	0.0015-02	0.001
Despesa Saúde	-0.0004	0.176	0.0024-02	0.177
Despesa Educação	-0.0003	0.228	-0.0018-02	0.227
Municípios Costeiros	2.906	0.001	0.447	0.001
Municípios Vizinhos de Produtor em Mar	0.001	0.155	0.564	0.001

Fonte: Elaborado pelo autor.

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

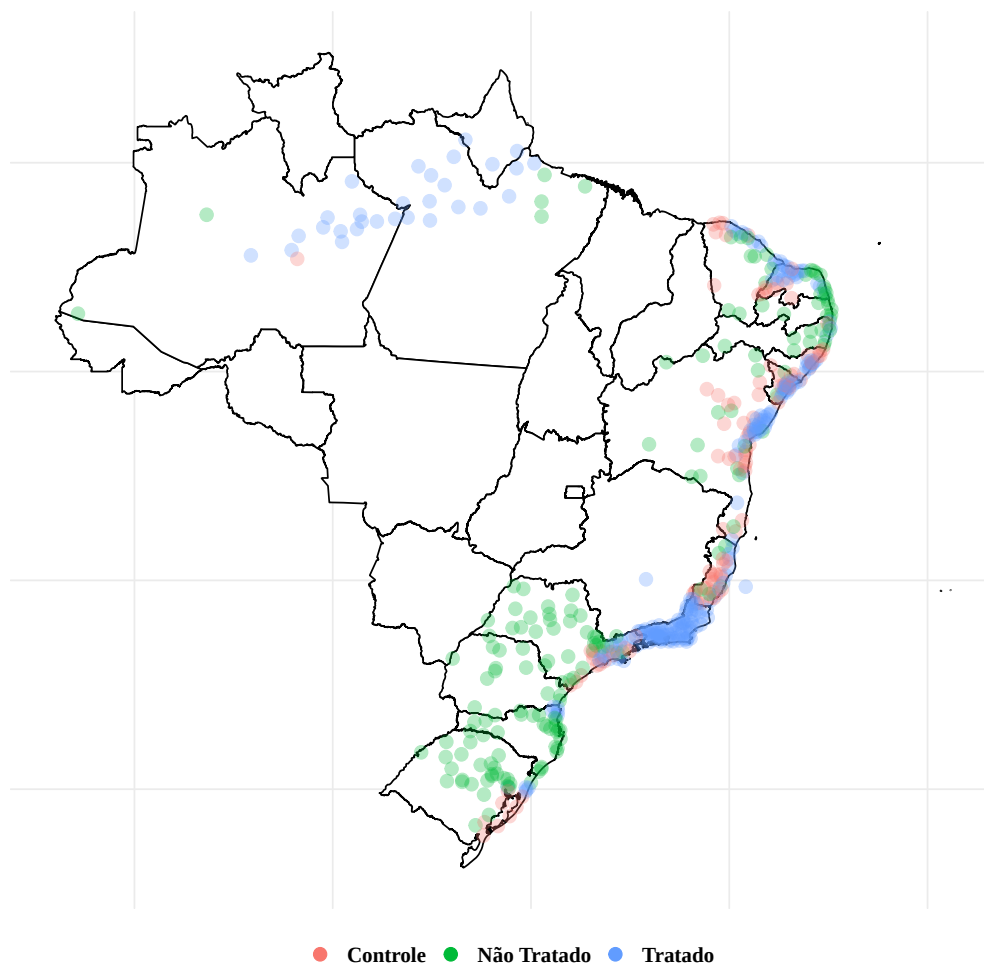
Foram escolhidos os $K = 1$ não tratados mais próximos ao grupo de tratamento com base na sobreposição da [Figura A.3](#), totalizando 168 unidades. Após esse passo, foram filtradas apenas as unidades não tratadas, adicionadas na amostra dos municípios que recebem o tratamento e os controles com seus respectivos pesos dados no modelo de dupla diferença, assim, formando a amostra com 519 municípios, mostrados espacialmente na [Figura A.4](#), para a estimação da tripla diferença. Ademais, o peso dado para os não tratados na regressão de DDD segue o mesmo princípio metodológico do peso aplicado aos demais grupos nas estimações DD.

Figura A.3 – Histograma do Propensity Score Para Seleção dos Não Tratados



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura A.4 – Mapa Geral dos Municípios Utilizados por Grupo na Tripla Diferença



Modelos Alternativos de Dupla Diferença

Tabela A.3 – Modelos Alternativos

VARIÁVEIS DE INTERESSE	DD1	DD2	DD3
Despesas com Atenção Básica	9.236	0.138***	10.461
Quantidade de Atendimentos Ambulatoriais Básicos	0.984	-0.106***	1.217
Notificações de Casos de Dengue	-5.452	-0.009	-6.744
Gestantes que Tiveram Pelo Menos Um Pré-Natal	-0.109	0.434***	-0.137
Gestantes que Tiveram Pelo Menos Quatro Pré-Natais	-0.426	0.437***	-0.549
Quantidade de Vacinas Aplicadas em Crianças de 1 ano ou menos	-3.988	0.482**	-5.049
Quantidade de Vacinas Aplicadas em Crianças de 2 ano ou menos	-4.131	0.533**	-5.228
Quantidade de Vacinas Aplicadas na População	1.337	0.041***	1.660
Taxa de Mortalidade Infantil	-3.749	0.551*	-3.984
Quant. de Atendimentos Ambulatoriais de Média e Alta complexidade	1.972	-0.068***	2.446
Desp. com Atendimentos Ambulatoriais de Média e Alta complexidade	-1.997	-0.022***	-2.507
Quantidade de Leitos Ambulatoriais Para Observação	-47.914	-0.022	-56.957
Quantidade de Internações Hospitalares	0.141	-0.005	0.218
Quantidade de Leitos Hospitalares Para Internação do SUS	-0.242	-0.046***	-0.929
Quantidade de Leitos Hospitalares Para Internação Não SUS	32.331	-0.026	38.878
Quantidade Média de Dias das Internações Hospitalares	6.647	0.251***	7.433
Despesas com Internações	-0.982	0.008***	-1.248
Taxa de Mortalidade da População Geral	-12.216	-0.063**	-14.574
Quantidade de Profissionais da Saúde	0.295	0.005**	0.401
Quantidade de Equipamentos Voltados Para a Saúde	0.189	0.060***	0.186
Produto Interno Bruto	0.667	0.033***	0.911
Valor Adicionado Bruto da Indústria	1.272	0.012	1.756
Valor Adicionado Bruto dos Serviços	0.069	0.020***	0.183
Valor Adicionado Bruto da Agropecuária	-4.094	0.005	-5.008
Efeito Fixo de Tempo	X	-	-
Efeito Fixo de Município	-	X	-
Efeito Aleatório	-	-	X

Fonte: Elaborado pelo autor.

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

APÊNDICE B – CAPÍTULO 2

B.1 TABELA DE NEOPLASIAS CONSIDERADAS PARA O ESTUDO

Tabela B.1 – Neoplasias Consideradas nas Estimacões

Número	CID	Câncer
01	C61	Neoplasia Maligna da próstata
02	C34	Neoplasia Maligna Dos Brônquios e Dos Pulmões
03	C18	Neoplasia Maligna do Cólon
04	C20	Neoplasia Maligna do Reto
05	C25	Neoplasia Maligna do Pâncreas
06	C91	Leucemia Linfóide♣
07	C92	Leucemia Mielóide♣
08	C93	Leucemia Monocítica♣
09	C82	Linfoma Não-Hodgkin, Folicular (nodular)♠
10	C83	Linfoma Não-Hodgkin Difuso♠
11	C85	Linfoma Não-Hodgkin de Outros Tipos e de Tipo Não Especificado♠
12	C81	Doença de Hodgkin
13	C50	Neoplasia Maligna da Mama
14	C56	Neoplasia Maligna do Ovário
15	C64	Neoplasia Maligna do Rim, Exceto Pelve Renal♦
16	C65	Neoplasia Maligna da Pelve Renal♦
17	C74	Neoplasia Maligna da Glândula Supra-renal♦
18	C47	Neoplasia Maligna Dos Nervos Periféricos e do Sistema Nervoso Autônomo■
19	C71	Neoplasia Maligna do Encéfalo■
20	C48	Neoplasia Maligna Dos Tecidos Moles do Retroperitônio e do Peritônio★
21	C49	Neoplasia Maligna do Tecido Conjuntivo e de Outros Tecidos Moles★
22	C22	Neoplasia Maligna do Fígado e Das Vias Biliares Intra-hepáticas
23	C67	Neoplasia Maligna da Bexiga
24	C62	Neoplasia Maligna dos Testículos
25	C73	Neoplasia Maligna da Glândula Tireoide

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: ♣ são agregados para "Leucemia"; ♠ são agregados para "Linfoma Não Hodgkin"; ♦ são agregados para "Câncer dos Rins"; ■ são agregados para "Câncer de Cérebro"; ★ são agregados para "Câncer dos Tecidos moles".

B.2 PRÉ-TESTE DE RETAS PARALELAS CONDICIONAIS

Tabela B.2 – Pré-teste de Retas Paralelas Condicionais Para Todos os Modelos Principais com Efeitos Significativos Heterogêneos e/ou Agregados Gerais Para o Câncer

Câncer	Estatística	Morte		Idade Média da Morte			Expectativa de Vida		
		Valor Crítico	P-valor	Estatística	Valor Crítico	P-valor	Estatística	Valor Crítico	P-valor
Bexiga	3.035792	0.08917219	0	-	-	-	-	-	-
Cólon	113.3829	1.387571	0	-	-	-	-	-	-
Fígado	3639.752	45.26624	0	-	-	-	-	-	-
Hodgkin	467.7749	5.516927	0	76156930601	875869437	0	161447202418	1846950647	0
Mama	3.672792	0.1470137	0	-	-	-	-	-	-
Não Hodgkin	3910.746	62.68679	0	9690136446	114044935	0	9880625729	117277409	0
Ovário	1266.794	23.5898	0	-	-	-	-	-	-
próstata	5.447149	0.09664661	0	-	-	-	-	-	-
pulmão	620.5898	8.855582	0	-	-	-	-	-	-
Reto	110.3217	1.426784	0	-	-	-	-	-	-
Rins	4728.049	69.97914	0	2114333000000	27838189207	0	2196451000000	29298973805	0
Tireoide	3.035792	0.0928943	0	-	-	-	-	-	-
Pessoas Envolvidas em Atividades Agrícolas									
Bexiga	81.66686	0.8582823	0	-	-	-	-	-	-
Cólon	-	-	-	8386088525	90670182	0	6098800855	58337498	0
Hodgkin	444.4718	5.431171	0	-	-	-	-	-	-
Leucemia	103.3541	1.021902	0	2818092414	28003972	0	-	-	-
Mama	-	-	-	-	-	-	6020882829	83860531	0
Ovário	3346.889	54.43695	0	-	-	-	-	-	-
Pulmão	365.9007	3.698953	0	-	-	-	-	-	-
Reto	4983.541	59.83673	0	-	-	-	-	-	-
Rins	4848.47	67.09132	0	-	-	-	-	-	-
Tecidos Moles	2281.055	32.48242	0	-	-	-	841702007	8608833	0
Testículo	14.91832	0.1585135	0	-	-	-	-	-	-
População Geral									
Bexiga	-	-	-	465139209008	8233541674	0	-	-	-
Cólon	14722.35	164.7129	0	-	-	-	-	-	-
Hodgkin	9263.563	101.5364	0	-	-	-	-	-	-
Mama	15275.37	180.5064	0	-	-	-	-	-	-
Não Hodgkin	-	-	-	27910080378	359032995	0	28858254921	395415436	0
Ovário	22822.77	274.4177	0	-	-	-	-	-	-
Pâncreas	9261.164	136.1712	0	-	-	-	-	-	-
Pulmão	-	-	-	386919588582	4883354353	0	534771000000	6487257777	0
Reto	207.4642	1.99715	0	4919974513	57997551	0	-	-	-
Tecidos Moles	-	-	-	8066509539	84320035	0	8771008214	94306014	0

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: - indica que o modelo estimado não possui parâmetros significantes para a variável, não sendo feito o pré-teste.

Tabela B.3 – Pré-teste de Retas Paralelas Condicionais Para Todos os Modelos Principais com Efeitos Significativos Heterogêneos e/ou Agregados Gerais Para a Soja

Variável	Estatística	Valor Crítico	P-valor
Quantidade Absoluta Produzida de Soja	4316762000000	52707907543	0
Área Plantada Absoluta de Soja	383253100149	4445668640	0
Área Colhida Absoluta de Soja	386449092392	4398508267	0
Rendimento Médio Por Área Plantada	7068473822	95040447	0
Rendimento Médio Por Área Colhida	7011534881	90141733	0

Fonte: Elaborado pelo autor.

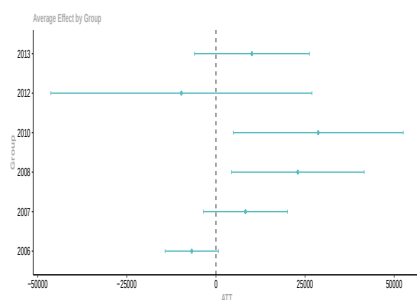
B.3 EFEITOS HETEROGÊNEOS

B.3.1 Efeitos Heterogêneos Voltados à Soja

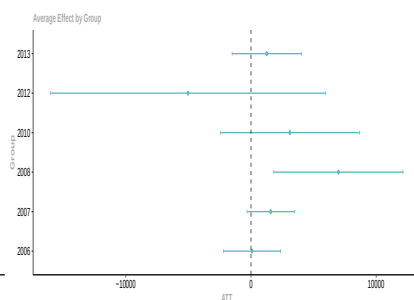
Na [Figura B.1](#) são representadas seis subfiguras, (a), (b), (c), (d), (e) e (f). As subfiguras (a), (b) e (c) comportam o efeito por grupo que estão no eixo Y e os coeficientes de ATT no eixo X. As estimações são feitas pela [Equação 2.9](#). As subfiguras (d), (e) e (f) trazem os efeitos dinâmicos para 14 períodos ($t-1$) no eixo X e no eixo Y os coeficientes ATT. As estimações são feitas pela [Equação 2.11](#). Ademais, o pré-teste de retas paralelas é visualizado nesse gráfico nas linhas vermelhas verticais, onde a não significância indica o respeito a essa suposição, em especial no período $t - 1$, ou seja, o período imediatamente anterior a instalação das usinas. O intervalo de confiança utilizado é de 95%, sendo a linha tracejada indicadora de não significância estatística na condição do intervalo tocá-la. A [Figura B.2](#) é apresentada similarmente, considerando apenas efeitos significantes.

Figura B.1 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Quantidade, Área Plantada e Colhida Absolutas Dessa Cultura

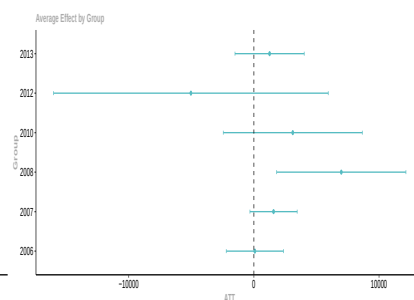
(a) Quantidade Produzida de Soja



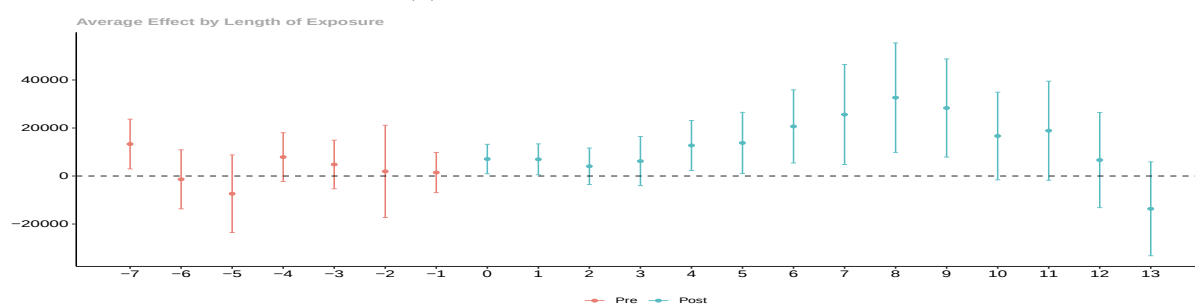
(b) Área Plantada de Soja



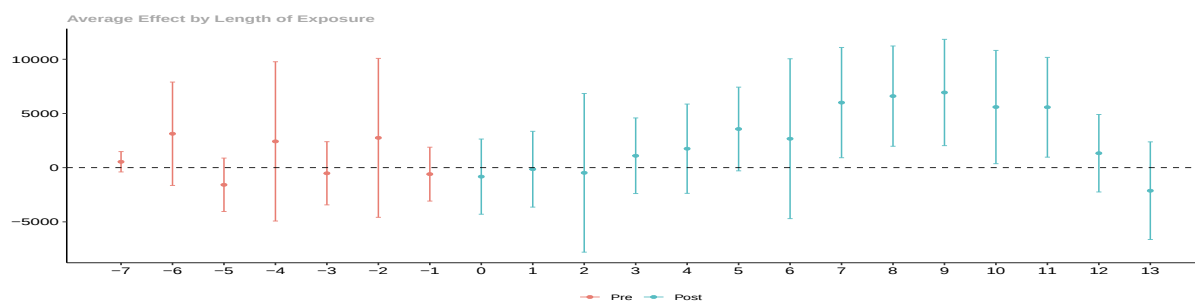
(c) Área Colhida de Soja



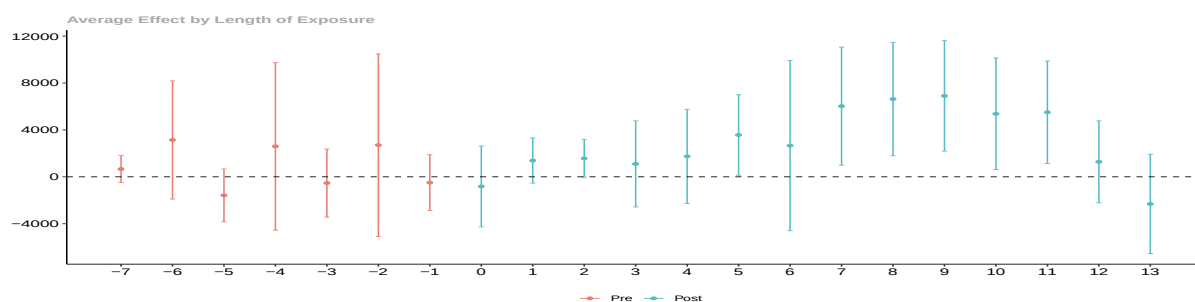
(d) Quantidade Produzida de Soja



(e) Área plantada de Soja

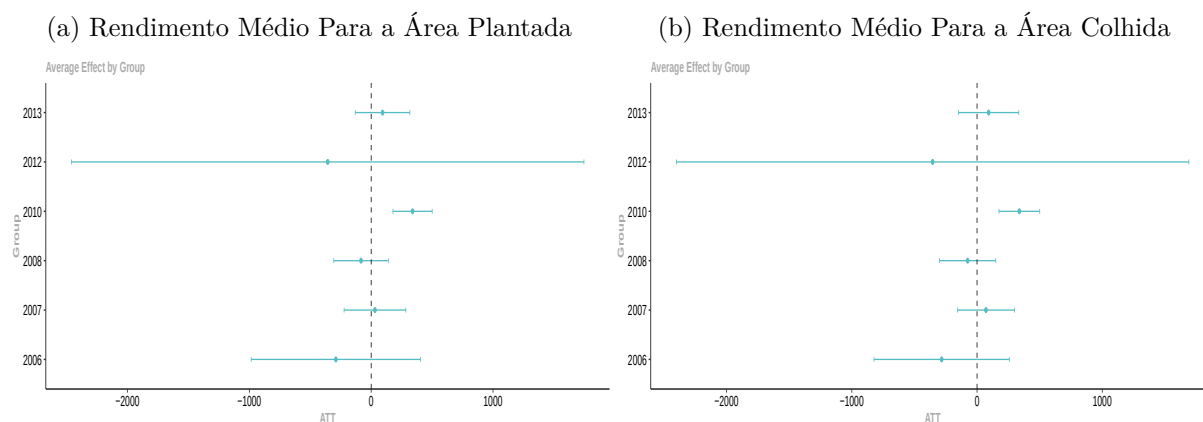


(f) Área Colhida de Soja



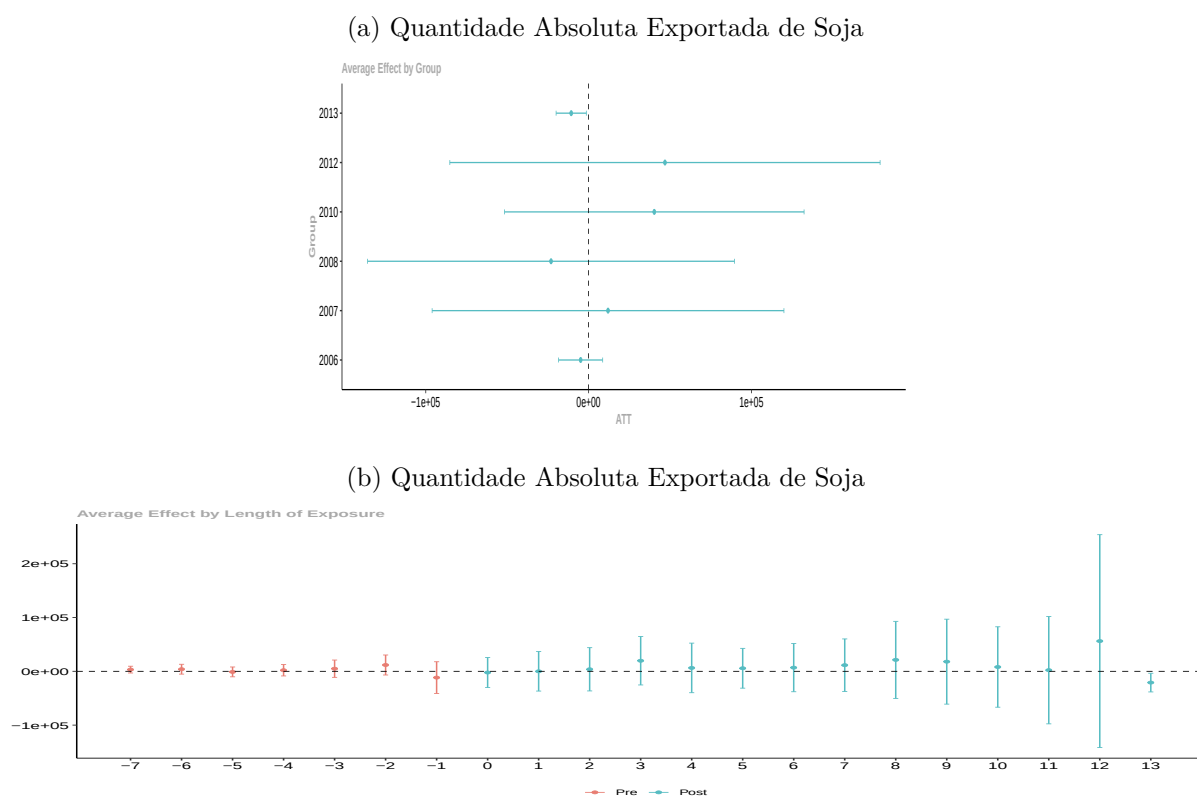
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.2 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Rendimento Médio em Quilogramas Por Hectare Para a Área Plantada e Colhida



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.3 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Exportação de Produtos Relacionados a Essa Commodity



Fonte: Elaborado pelo autor.

B.3.2 Efeitos Heterogêneos Para Taxa de Mortalidade e Precocidade da Morte Voltadas às Neoplasias nas Diferentes Populações

A seguir, serão apresentados os resultados para a precocidade da morte e mortalidade por neoplasias para as populações de crianças de 0 a 14 anos, agricultores e para a população geral, no tocante aos efeitos heterogêneos. As análises são expostas de forma gráfica para os efeitos individuais, considerando o impacto causal da participação no tratamento para os grupos tratados estimado pela [Equação 2.9](#)¹ e o efeito dinâmico dessa intervenção para 14 períodos (t-1) a partir da [Equação 2.11](#)².

Para cada modelo são representadas figuras com dois painéis, o (a) e o (b). Por sua vez, cada painel pode ter no máximo três subfiguras dependendo da significância dos resultados. O primeiro tem o efeito por grupo que estão no eixo Y e os coeficientes de ATT no eixo X. O segundo traz os efeitos dinâmicos para 14 períodos (t-1) no eixo X e no eixo Y os coeficientes ATT. Ademais, o pré-teste de retas paralelas é visualizado nesse gráfico nas linhas vermelhas verticais, onde a não significância indica o respeito a essa suposição, em especial no período t - 1, ou seja, o período imediatamente anterior a instalação das usinas. O intervalo de confiança utilizado é de 95%, sendo a linha tracejada indicadora de não significância estatística na condição do intervalo tocá-la. Apenas os tipos de neoplasias que tiverem alguma significância serão apresentadas de forma gráfica. No máximo, o painel (a) terá três gráficos representando o efeito sobre a taxa de mortalidade, o efeito da idade média de morte e o efeito sobre a expectativa de vida. O mesmo é válido para a apresentação do painel (b).

B.3.2.1 Impacto causal do PNPB em crianças de 0 a 14 anos

A [Figura B.4](#) mostra o impacto causal da instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja sobre a mortalidade por câncer de bexiga de crianças de 0 a 14 anos. Em [B.4a](#) dois grupos tiveram aumento da morte por neoplasia da bexiga em comparação aos nunca tratados. As unidades são as com entrada no tempo em 2010 e 2013, respectivamente, com efeito médio de 0,44% e 0,22%.

Com relação à variação do efeito no tempo em [B.4b](#), para quase todos os períodos há significância estatística, especificamente no 3, 4, 5, 6, 9, 10, 11 e 12, mostrando uma tendência de aumento do efeito médio do tratamento na taxa de mortalidade para os grupos que recebem a intervenção. É importante destacar que o pré-teste de retas paralelas valida essa hipótese. Especialmente o período -1, momento imediatamente anterior ao início da operação das usinas, é não significativo, reforçando a suposição. De acordo com

¹ [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#) colocam esse efeito como o aproximado do efeito de uma política para dois períodos e dois grupos individualmente para os grupos tratados em comparação aos nunca tratados.

² [Callaway e Sant'Anna \(2021\)](#) colocam esse efeito como o aproximado do efeito de uma política para todos os grupos tratados em comparação aos nunca tratados em um ponto específico no tempo.

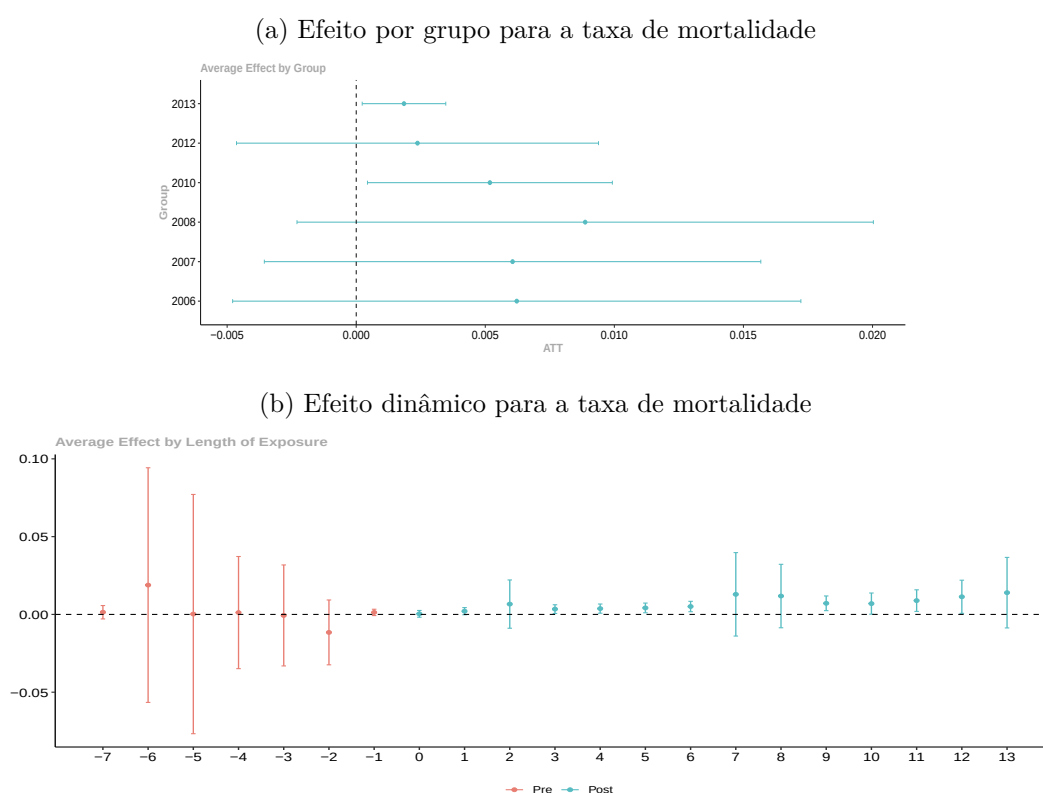
Callaway e Sant'Anna (2021), o pré-teste de linhas paralelas é facilmente visível no gráfico pelo leitor³. Os resultados para o câncer de bexiga seguem o encontrado em Koutros et al. (2009), onde é analisada a associação entre o Imazetapir e o desenvolvimento dessa doença. Esse herbicida é um dos aplicados em lavouras de soja (AGROLINK, 2022b).

Com relação a Figura B.5, há estimações do impacto para a taxa de mortalidade pela neoplasia de fígado. Não há efeitos significativos para quase todos os parâmetros, com exceção do efeito dinâmico no tempo 11. Nesse período houve elevação das mortes em 0,96% em média para os grupos participantes do tratamento em comparação aos não afetados.

Para a neoplasia de cólon presente na Figura B.6 novamente os grupos com entrada no tempo em 2010 e 2013 foram impactados pela externalidade negativa de contaminação por agrotóxicos resultante em câncer em crianças de 0 a 14 anos, como pode ser verificado em B.6a. Os municípios tratados em 2010 tiveram um aumento médio de 0,46% no número de mortes por câncer de cólon em comparação aos seus contrafactuais. Já as unidades de início da intervenção em 2013 apresentaram efeito médio de 0,19%.

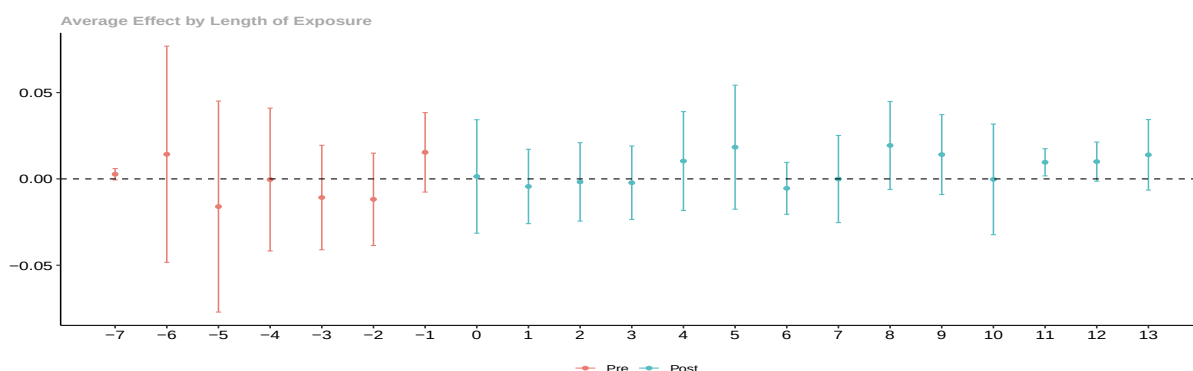
³ Essa verificação se estende aos demais gráficos, sendo essa hipótese respeitada.

Figura B.4 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga



Fonte: Elaborado pelo autor.

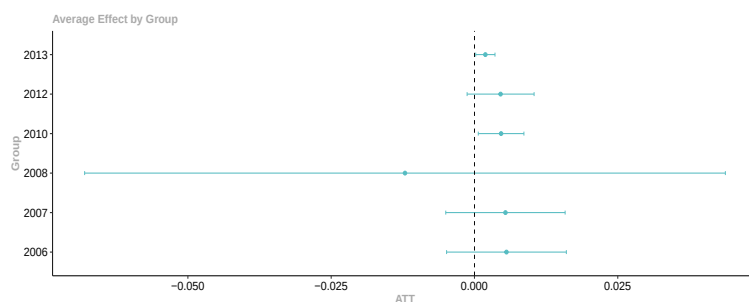
Figura B.5 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Fígado: efeito dinâmico para taxa de mortalidade



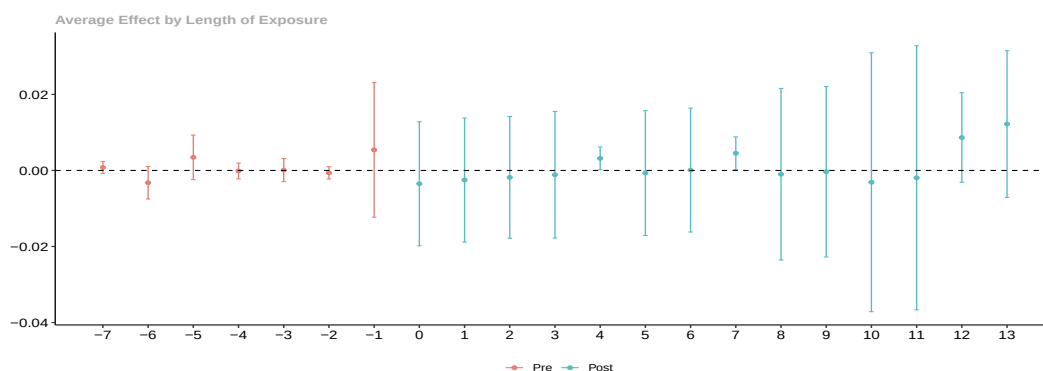
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.6 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja sobre o Câncer de Cólon

(a) Efeito por grupo para a taxa de mortalidade



(b) Efeito dinâmico para a taxa de mortalidade

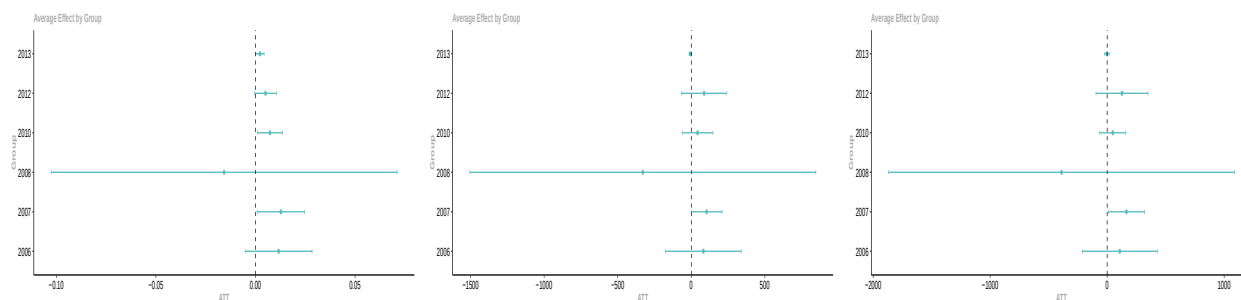


Fonte: Elaborado pelo autor.

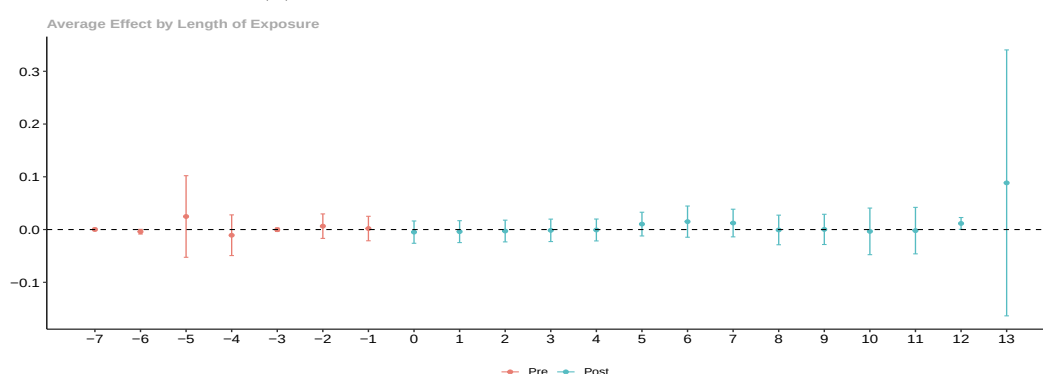
A dinâmica do efeito para o câncer de cólon vista em [B.6b](#) tem significância apenas no quarto e sétimo período. Entretanto, os coeficientes são crescentes entre os anos. Os resultados para essa doença são reforçados por estudos como os de [Koutros et al. \(2009\)](#), [Samanic et al. \(2006\)](#), [Bemmel et al. \(2008\)](#) e [Kang et al. \(2008\)](#), que avaliam,

Figura B.7 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin

(a) Efeito por grupo, respectivamente, para taxa de mortalidade, idade média da morte e expectativa de vida



(b) Efeito dinâmico para a taxa de mortalidade



Fonte: Elaborado pelo autor.

respectivamente, Imazetapir, dicamba, ditiocarbamato e trifluralina como indutores para o desenvolvimento do carcinoma de cólon. Todos os ingredientes ativos citados são compostos utilizados em pesticidas recomendados para o uso na soja ([AGROLINK, 2022b](#); [ADAPAR, 2020b](#); [ADAPAR, 2020g](#); [ADAPAR, 2020k](#)).

A [Figura B.7](#) mostra o impacto causal do funcionamento de produtoras de biodiesel a base de soja sobre o linfoma Hodgkin para taxa de mortalidade, idade média da morte e expectativa de vida. Três grupos tiveram efeitos significativos sobre o aumento da letalidade dessa neoplasia, como visto em [B.7a](#). As unidades com entrada no tratamento em 2007, 2010 e 2013, tiveram elevação de mortes de 1,28%, 0,73% e 0,22%, respectivamente, em comparação a seus pares nunca tratados. Especificamente ao grupo de 2007, além do aumento da taxa de mortalidade, o câncer surgiu precocemente na população infantil, considerando as variáveis de desfecho para captar esse efeito.

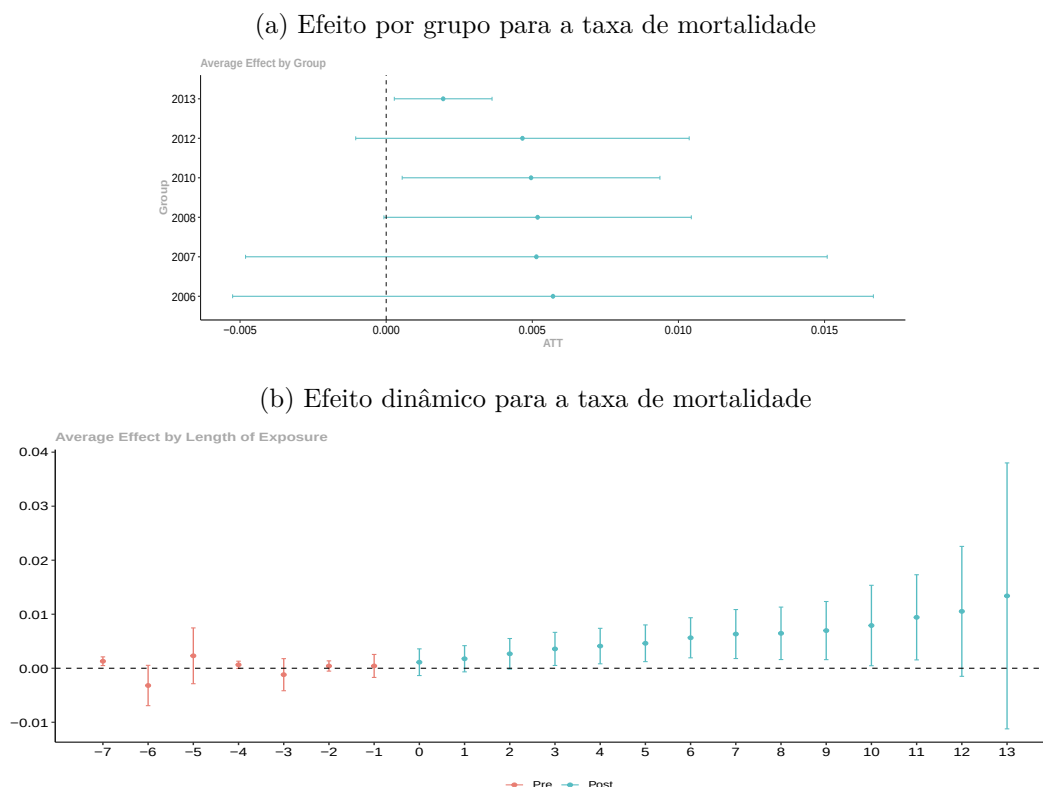
Nesse contexto, quando comparado o diferencial entre a idade média de morte por linfoma hodgkin estadual e a municipal, houve aumento da diferença entre o grupo tratado em 2007 em comparação aos nunca tratados em cerca de 104 dias. Ou seja, houve uma redução da idade média de morte municipal em comparação a média do estado por essa

doença. Esse efeito é um pouco maior quando comparado com a diferença da expectativa de vida municipal e a idade média de morte de crianças por esse tipo de linfoma no município. O impacto é de uma diferença de aproximadamente 164 dias. As evidências sustentam que além de uma maior taxa de mortalidade, o linfoma hodgkin está sendo desenvolvido mais precoce e agressivamente, resultando na letalidade.

Voltado a dinâmica na [B.7b](#) do tratamento, exclusivamente o tempo 12 foi significativo para o aumento da taxa de mortalidade. O conjunto de resultados da [Figura B.7](#) estão em acordo com [Latifovic et al. \(2020\)](#) que encontram evidências de aumento de casos desse linfoma dado o uso de agrotóxicos a base de terbufos em menores de 40 anos e também pela sinalização feita por [Mills e Zahm \(2001\)](#) que o linfoma hodgkin é um dos tipos de câncer mais presentes entre crianças expostas a pesticidas. Desse modo, a grande variedade de impactos é verificada dada a maior sensibilidade desses indivíduos para esse tipo de linfoma. É importante destacar que o ingrediente ativo terbufos é utilizado em pesticidas recomendados para uso em plantios de soja como o Counter 150G ([AGROLINK, 2022a](#)).

As análises para a taxa de mortalidade de câncer de mama infantil, raro na faixa etária filtrada, estão contidas na [Figura B.8](#) com significativo efeito do aumento das mortes geradas pela exposição a maior volume de agrotóxicos resultantes da produção de biodiesel pela priorização da soja como matéria-prima. Na [B.8a](#) é verificado impactos na taxa de mortalidade sobre os grupos de 2010 e 2013, conferindo crescimento médio de 0,5% e 0,2% em sequência, comparado com os municípios que nunca receberam usinas produtoras de biodiesel por soja.

Figura B.8 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Mama



Fonte: Elaborado pelo autor.

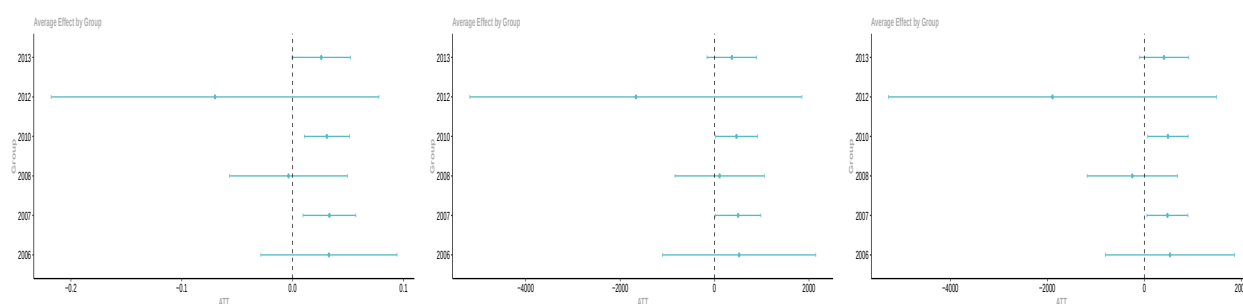
Já a variação do tratamento no tempo para a neoplasia mamaria em [B.8b](#), há significância estatística do período 3 até o 11, mostrando que esse efeito está sendo ampliado ao longo do tempo. Ou seja, há uma tendência de evolução desse carcinoma em crianças nas unidades tratadas, embora nos dois últimos anos considerados esse efeito tenha se dissipado. Esses achados vão de encontro com [Pesatori et al. \(2009\)](#) que analisam a associação a exposição por dioxinas, como a 2,4-D, e o desenvolvimento do câncer de mama. Esse ingrediente ativo é presente em agrotóxicos usado na cultura da soja ([CORTEVA, 2019](#); [SYNGENTA, 2021](#)).

No tocante aos efeitos do linfoma não Hodgkin (LNH) na [Figura B.9](#) para a população jovem, os grupos de 2007 e 2010 foram impactados novamente por linfomas, como o linfoma Hodgkin visto acima. Porém, nesse caso ambos os grupos tiveram efeitos de desenvolvimento e morte precoce por LNH para as variáveis de interesse que captam essa condição. Para o linfoma hodgkin, apenas as unidades com entrada no tempo em 2007 tiveram todos as variáveis não nulas. Os municípios que entraram no tratamento em 2007 elevaram em 3,32% a taxa de mortalidade, com uma diferença de idade média de morte de 496 dias e de expectativa de vida em cerca de 477 dias com relação aos contrafactuais. Já

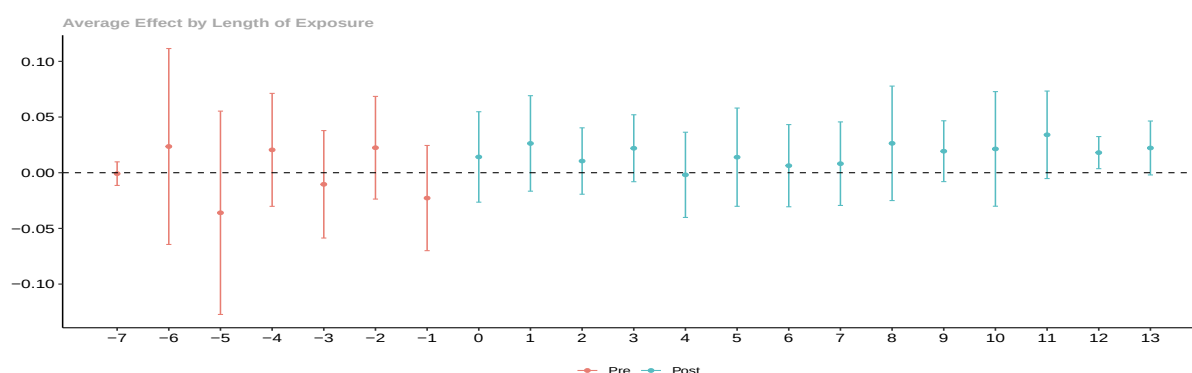
para o grupo de 2010, o aumento da taxa de mortalidade foi de 3,08%, com idade média de morte correspondendo a diferença de 462 dias e de expectativa de vida de 488 dias. Os resultados sinalizam uma situação agravada para essa neoplasia, pois há aumento do desenvolvimento precoce, sendo mais invasivo, não possibilitando contornar a situação das crianças impactadas pela exposição a pesticidas.

Figura B.9 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Linfoma Não Hodgkin

(a) Efeito por grupo, respectivamente, para taxa de mortalidade, idade média de morte e expectativa de vida



(b) Efeito dinâmico para taxa de mortalidade



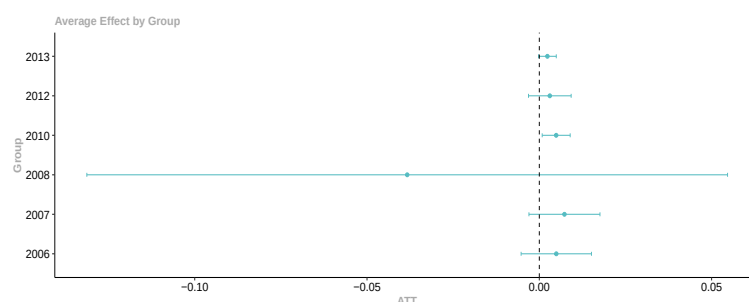
Fonte: Elaborado pelo autor.

Quanto ao efeito dinâmico no tempo para o LNH, o único parâmetro significativo foi o período 12, como pode ser visualizado na B.9b. Esses achados são condizentes com Zahm e Ward (1998) que enfatiza a presença do linfoma não hodgkin em crianças expostas a agrotóxicos, Sanborn et al. (2007), Merhi et al. (2007). Destacando Eriksson et al. (2008), suas análises consideram a incidência desse câncer e uso de glifosato e MCPA, ingredientes ativos para herbicidas recomendados para o uso na soja (ADAPAR, 2020f; ADAPAR, 2020a). Nesse sentido, além ter um aumento considerável da taxa de mortalidade por LNH, o efeito sobre a perda de anos de vida é superior a um ano em comparação aos não tratados, evidenciando a grande sensibilidade de criança à exposição de agrotóxicos para essa doença.

A Figura B.10 apresenta os resultados para a taxa de mortalidade por câncer

de ovário de unidades afetadas pela produção de biodiesel de soja. É verificado um aumento das mortes para o grupo de 2010 de 0,49%, em média, se compara aos grupos que nunca foram tratados. Os demais parâmetros estimados não possuem significância estatística. Nesse sentido, [Donna et al. \(1984\)](#) e [Donna et al. \(1989\)](#) demonstraram que os herbicidas triazínicos estão relacionados ao aumento dessa neoplasia. Esse tipo de agrotóxico é recomendado para a cultura da soja como, por exemplo, o ATRAZINA SD 500 SC ([ADAPAR, 2020c](#)).

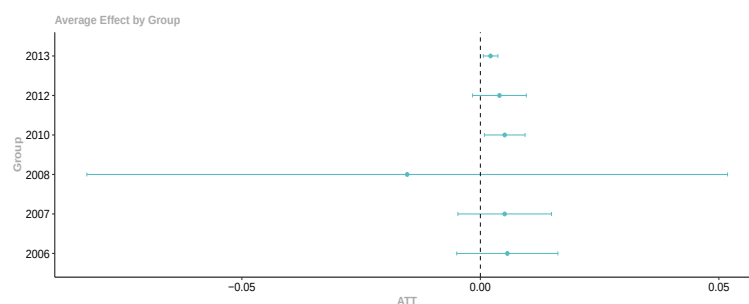
Figura B.10 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Ovário: efeito por grupo para taxa de mortalidade



Fonte: Elaborado pelo autor.

Concernente a neoplasia de pâncreas contido na [Figura B.11](#), os municípios com entrada no tempo em 2010 e 2013 tiveram efeitos positivos na taxa de mortalidade. As unidades que iniciaram o tratamento em 2010 tiveram uma elevação média nas mortes por câncer de pâncreas de 0,51%. Para o grupo de municípios que começaram a participar do tratamento em 2013, o coeficiente de impacto é ligeiramente menor, sendo de 0,21%. Esses resultados vão de encontro com os de [Garabrant et al. \(1992\)](#) que analisa a exposição ao DDT, proibido no Brasil em 2009, indicando aumento de câncer de pâncreas dado o contato. [Andreotti et al. \(2009\)](#) também indicam essa associação com relação na condição

Figura B.11 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pâncreas: efeito por grupo para taxa de mortalidade



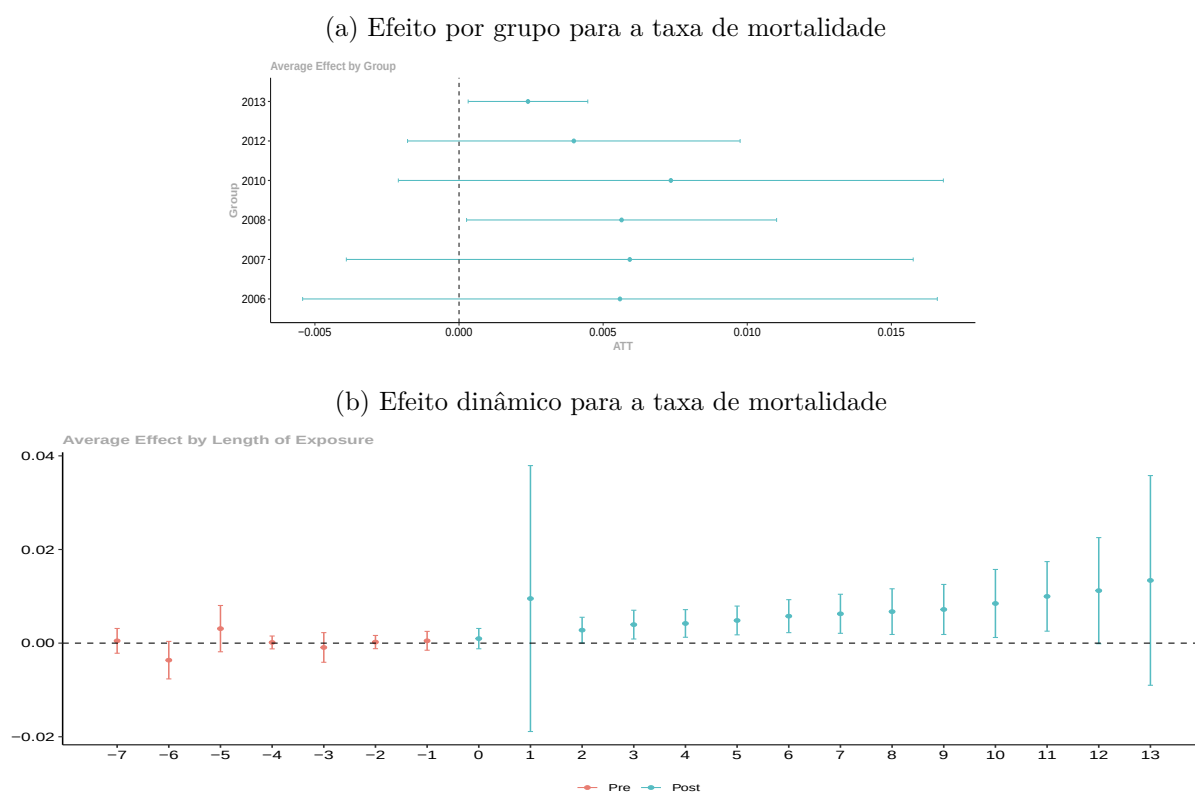
Fonte: Elaborado pelo autor.

de exposição ao ingrediente ativo Pendimetalina, encontrado em pesticidas para uso na soja como o SQUADRON (ADAPAR, 2020j), assim como Ji et al. (2001).

Similarmente aos efeitos sobre a letalidade de câncer de mama nos municípios afetados por usinas produtoras de biodiesel, o carcinoma de próstata, também raro na faixa etária de idade das crianças analisadas, é impactado nas unidades receptoras da intervenção com visto em Figura B.12. Os grupos com início do tratamento em 2008 e 2013 tem crescimento das mortes, em média, se comparado aos nunca tratados em, respectivamente, 0,56% e 0,24%.

Para o efeito dinâmico, é constatada a elevação da mortalidade por carcinoma de próstata a partir do tempo 3, perdendo sua significância apenas após o período 12. Logo, há evidente tendência de ampliação do desenvolvimento desse tipo de câncer para os grupos afetados pela produção de biodiesel a partir da soja. Dentre as neoplasias causadas pela exposição à agrotóxicos, o câncer de próstata é destacadamente uma das mais citadas na literatura. As estimações sobre o aumento da taxa de mortalidade por essa neoplasia nos municípios tratados está em acordo com estudos como Alavanja et al. (2003), Mahajan et al. (2006), Meyer et al. (2007), Lynch et al. (2009), Rusiecki et al. (2009), Christensen et

Figura B.12 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Próstata

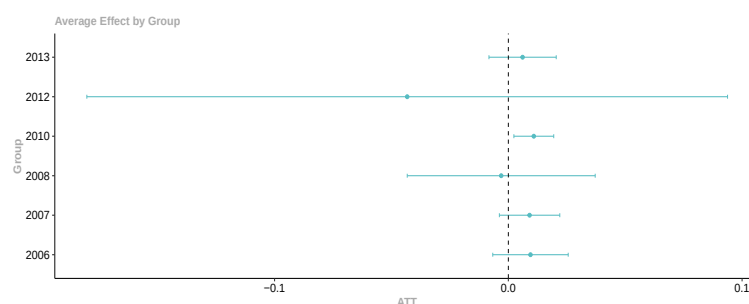


Fonte: Elaborado pelo autor.

al. (2010), Bonner et al. (2010), especialmente Band et al. (2011), que dentre os ingredientes ativos analisados no estudo, sete indicaram associação com aumento de casos de neoplasia da próstata e recomendados para uso na soja, notadamente DDT, malatião, endossulfam, 2,4-D e 2,4-DB, captan e dicamba (FMCAGRICOLA, 2021; ADAPAR, 2020d; CORTEVA, 2019; SYNGENTA, 2021; DIAMAJU, 2020; ADAPAR, 2020b).

As análises para neoplasia pulmonar estão presentes na Figura B.13. Há apenas um grupo de municípios impactados pela instalação de usinas produtoras de biodiesel pela soja com relação ao aumento da taxa de mortalidade. Para as unidades que iniciaram a participação no tratamento em 2010, houve uma elevação das mortes em 1,09%. Alavanja et al. (2004) reforçam esse achado, mostrando que pendimetalina está relacionada ao desenvolvimento de câncer de pulmão. A pendimetalina é um ingrediente ativo encontrado em pesticidas usados nas plantações de soja (ADAPAR, 2020j).

Figura B.13 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pulmão: efeito por grupo para taxa de mortalidade



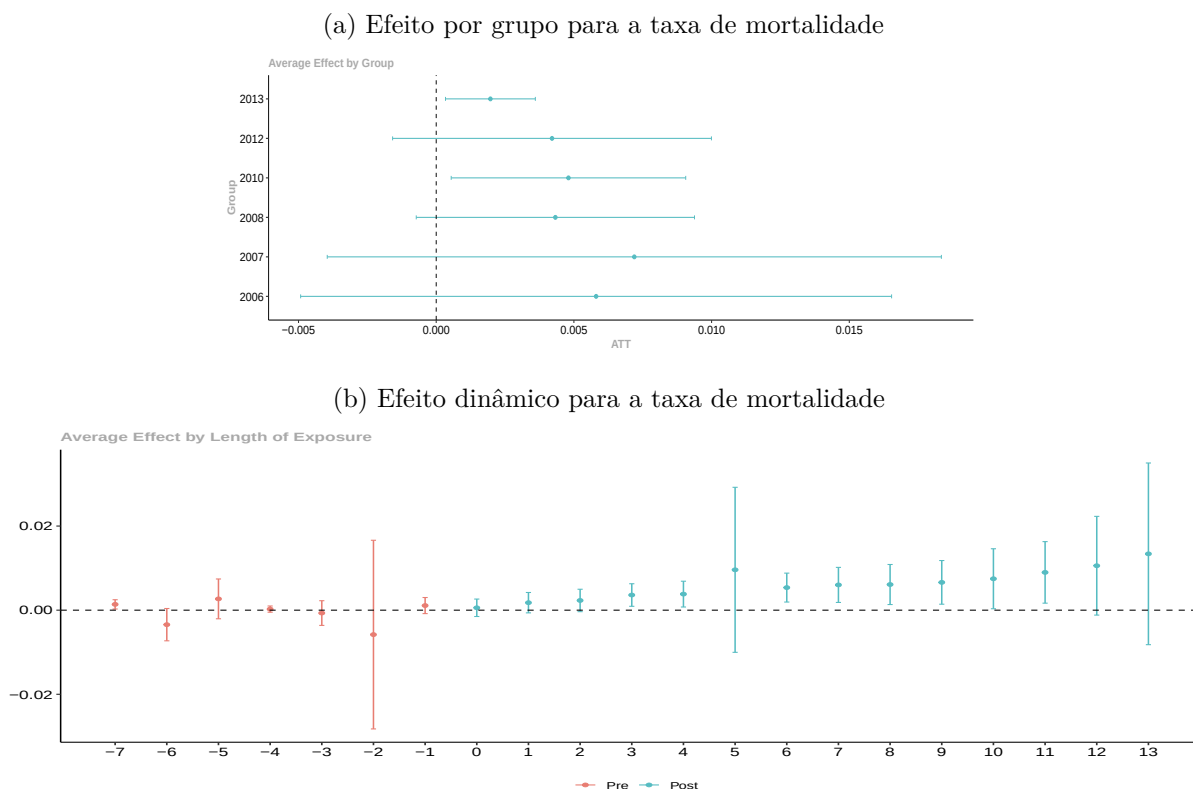
Fonte: Elaborado pelo autor.

O câncer de reto, no que lhe concerne, foi afetado significativamente com relação às mortes, como pode ser visualizado na Figura B.14. A instalação de usinas produtoras de biodiesel de soja causaram externalidades negativas nos grupos de 2013 e 2010, gerando aumento da taxa de mortalidade em, respectivamente, 0,2% e 0,48% em B.14a. Voltado a dinâmica do impacto no tempo, a B.14b evidencia crescimento estatístico significativo das mortes de crianças por câncer de reto no tempo entre o período 3º e 11º, com exceção do tempo 5º que é nulo. Desse modo, há uma tendência de elevação de falecimento por essa doença para o recorte populacional citado nos grupos participantes do tratamento.

Os resultados para o carcinoma de reto são condizentes com estudos de Forastiere et al. (1993), Swaen et al. (2002) e Amelsvoort et al. (2009), embora os contaminantes não sejam utilizados nas plantações de soja diretamente. Entretanto, as avaliações de associação positiva ao câncer retal à exposição aos compostos pendimetalina e clorpirifós, estudados na sequência por Hou et al. (2006) e Lee et al. (2007), são ingredientes ativos usados em pesticidas utilizados nas lavouras de soja, como pode ser verificado nas bulas

do SQUADRON ADAPAR (2020j) e do CLORPIRIFÓS NORTOX EC ADAPAR (2020e).

Figura B.14 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Reto

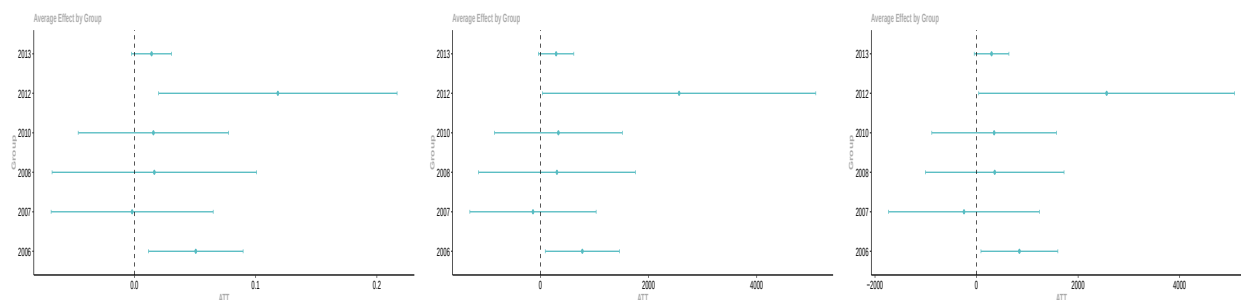


Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura B.15 apresenta estimativas para a taxa de mortalidade, idade média de morte e expectativa de vida por câncer de rins dado a participação no tratamento. Dentre os tipos de neoplasia para a população infantil, essa foi a que apresentou os maiores coeficientes de impacto. Os grupos de 2006 e 2012 são afetados para todas as variáveis analisadas. Para 2006, houve o aumento da mortalidade em 5,05% e falecimento prematuro em cerca de 773 dias. Considerando a expectativa de vida, a antecipação média da morte foi cerca de 843 dias. No entanto, a maior elevação foi encontrada para as unidades que tiveram início da operação de usinas na região em 2012. Houve elevação de 11,83% na taxa de mortalidade e perdas de dias de vida que triplicam em comparação ao grupo de 2006, correspondendo a 2563 dias em comparação aos contrafactuais. O valor para a expectativa de vida é levemente inferior, aproximadamente 2561 dias. Nesse sentido, Sharpe et al. (1995) e Fear et al. (1998) encontram forte evidência de neoplasia renal infantil dado a exposição dos pais a pesticidas agrícolas. Mais recentemente, em meta-análise, Xie et al. (2016) tem resultados que relacionam o uso de pesticidas e essa doença.

Figura B.15 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins

(a) Efeito por grupo, respectivamente, para taxa de mortalidade, idade média de morte e expectativa de vida



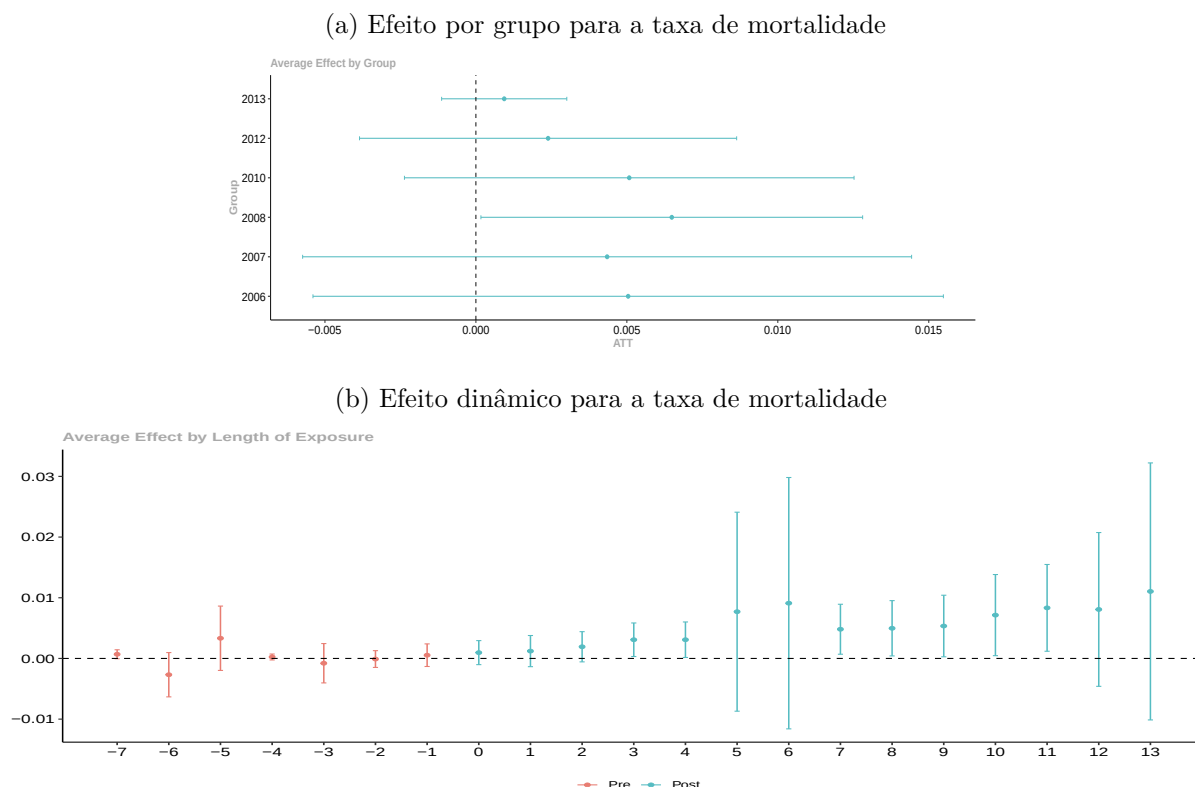
Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, a [Figura B.16](#) contém os resultados para a taxa de mortalidade da população jovem em relação ao câncer de tireoide. O grupo com entrada no tempo em 2008 é o único impactado individualmente, com elevação das mortes em 0,65%. Ademais, foram identificados efeitos dinâmicos nos períodos 3, 4, 7, 8, 9, 10 e 11, com coeficientes crescentes ao longo do tempo indicando progressão da taxa de mortalidade. Esses resultados vão de encontro com [Sokić et al. \(1994\)](#) e [McKinlay et al. \(2008\)](#) que encontram evidências da associação entre pesticidas e desregulação endócrina.

Diante das variáveis de interesse analisadas é verificando uma forte causalidade entre o câncer e a instalação de usinas produtoras de biodiesel de soja. Nesse sentido, há o aumento na taxa de mortalidade, o desenvolvimento prematuro e elevada agressividade da doença que leva a mortes antecipadas de jovens de 0 a 14 anos. Em outras palavras, o câncer está surgindo prematuramente e de forma mais letal nas crianças dos municípios que fazem parte do tratamento, logo, que tem o uso de pesticidas ampliado pela política do PNPB. Uma vez que a exposição e contaminação por agrotóxicos foi ampliada, todos os grupos sinalizam impactos em alguma das variáveis de interesse desse estudo, especialmente os grupos que tiveram início da participação no tratamento em 2013 e 2010, respectivamente, com aumento da mortalidade por sete tipos de neoplasias e nove tipos para as últimas unidades. Demais, há grupos que tiveram impactos em todas as variáveis analisadas em conjunto. Essas unidades são as com entrada no tempo em 2007 para o linfoma hodgkin, 2007 e 2010 para o linfoma não hodgkin e, 2006 e 2012 para a neoplasia de rins. Especialmente esses grupos merecem maior atenção devido estarem sofrendo efeitos de aumento de morte, aparecimento precoce do câncer e maior agressividade da doença em conjunto.

É importante ressaltar que cânceres que não foram significativos nesse estudo, como de cérebro, tecidos moles e leucemia, assim como os linfomas estudados que foram

Figura B.16 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Tireoide



Fonte: Elaborado pelo autor.

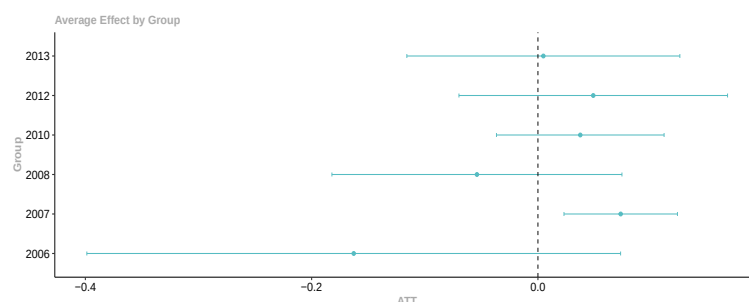
significativos, segundo Mills e Zahm (2001), além de serem mais presentes em crianças, apresentam risco mais elevado, ou seja, há maior letalidade na infância para esses tipos de neoplasias que na vida adulta dado a exposição a agrotóxicos. A colocação dos autores, no entanto, pode se estender a demais tipos de câncer devido os resultados mostrarem que a faixa etária de 0 a 14 anos foi impactada para a taxa de mortalidade e/ou precocidade do falecimento por maior variedade de cânceres nas unidades tratadas considerando aos nunca tratados em comparação a essa mesma situação para a população geral e agrícola, como será visto adiante.

B.3.2.2 Impacto causal do PNPB na população agrícola

A população agrícola é a segunda mais afetada no tocante ao surgimento de neoplasias ocasionadas pela contaminação por agrotóxicos dada a instalação de usinas produtoras de biodiesel a base de soja. Nesse sentido, a Figura B.17 apresenta os resultados para a taxa de mortalidade pelo câncer de bexiga na população dos municípios brasileiros dado a classificação de tratamento. O único grupo afetado pela intervenção foi o de entrada no tempo em 2007, que teve uma elevação de 7,37% da taxa de mortalidade por carcinoma da bexiga pela condição de contaminação por pesticidas. Esse tipo de associação pode ser

vista em [Koutros et al. \(2009\)](#), onde indivíduos expostos ao Imazetapir tiveram maiores chances de desenvolvimento desse câncer. O citado herbicida é comumente usado na soja ([AGROLINK, 2022b](#)).

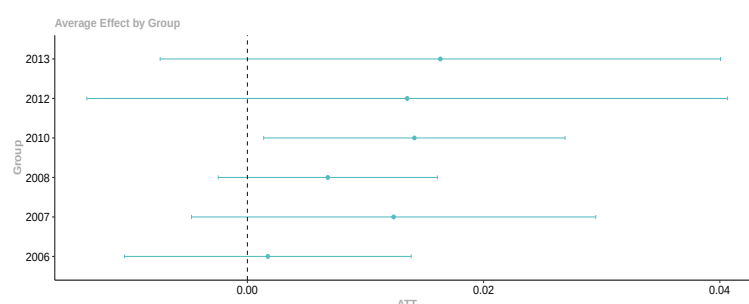
Figura B.17 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga: efeito por grupo para a taxa de mortalidade



Fonte: Elaborado pelo autor.

A [Figura B.18](#) mostra o impacto na taxa de mortalidade por linfoma hodgkin para unidades tratadas dado que a produção de biodiesel é tida através da soja como matéria-prima. Os municípios com entrada no tempo em 2010 são significativamente afetados, aumentando a taxa de mortalidade em 1,41% comparado com as unidades que não tiveram essa intervenção. Esse resultado é reforçado por [Latifovic et al. \(2020\)](#), que encontraram efeitos do ingrediente ativo terbufós para esse tipo de linfoma. O terbufós compõe pesticidas recomendados para lavouras de soja como o Counter 150G ([AGROLINK, 2022a](#)).

Figura B.18 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin: efeito por grupo para a taxa de mortalidade



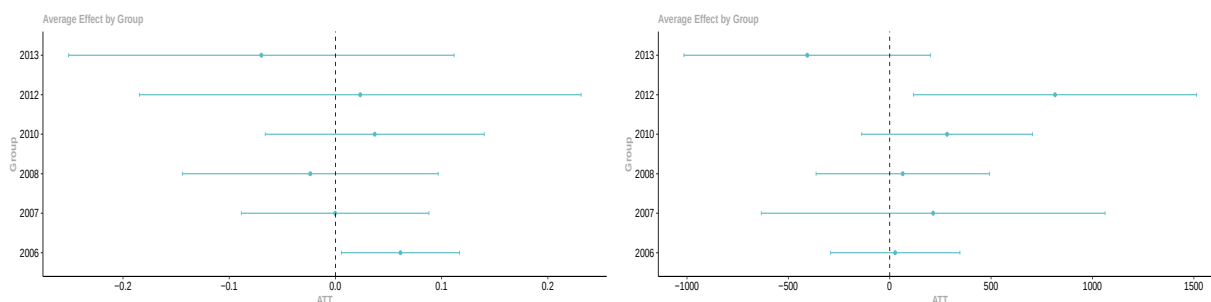
Fonte: Elaborado pelo autor.

Outro tipo de câncer recorrente na literatura de exposição a agrotóxicos e neoplasias é a leucemia. O impacto para essa doença está contido na [Figura B.19](#) para as unidades com entrada no tempo em 2006 e 2012. A taxa de mortalidade foi ampliada no primeiro grupo em 6,12% dado o tratamento em comparação aos nunca tratados. Para os municípios de

entrada no tempo em 2012, a variável significativa foi a idade média de morte por leucemia, com perda de aproximadamente 815 dias. Desse modo, embora a taxa de mortalidade no grupo de 2012 não tenha significância estatística, as mortes ocorridas foram prematuras dado o desenvolvimento antecipado e agressividade da doença na população agrícola.

Figura B.19 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia

(a) Efeito por grupo, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



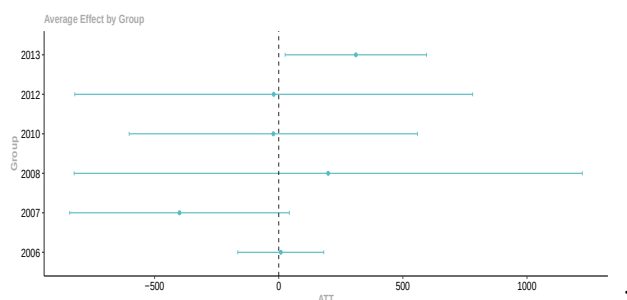
Fonte: Elaborado pelo autor.

Diversos estudos evidenciam a relação entre exposição de pesticidas e o surgimento da leucemia, especialmente na infância, embora não seja uma exclusividade. Trabalhos como os de [Freeman et al. \(2005\)](#), [Mahajan et al. \(2006\)](#) e [Delancey et al. \(2009\)](#) mostram razões das chances elevadas para esse carcinoma devido contaminação por inseticidas e herbicidas, principalmente os organofosforados. No tocante ao uso na cultura da soja, [Delancey et al. \(2009\)](#) demonstram que o Metribuzin ([ADAPAR, 2020h](#)) eleva a razão das chances de desenvolvimento desse carcinoma em 2,42 para os tercís que tiveram maior contato ao longo da vida.

Na [Figura B.20](#) é visualizado o efeito da instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja no tocante a neoplasia mamária. Apenas o grupo com entrada no tempo em 2013 foi impactado, aumentando a diferença entre a expectativa de vida da população local e a idade de morte local devido o tipo específico de câncer em aproximadamente 310 dias. [Pesatori et al. \(2009\)](#) mostram essa relação quanto a exposição a dioxinas. Esses componentes são usados em pesticidas nas lavouras de soja ([CORTEVA, 2019](#); [SYNGENTA, 2021](#)).

A população agrícola também foi impactada com relação ao câncer de ovário, como pode ser visto na [Figura B.21](#). O grupo com entrada no tempo em 2010 foi o único afetado por esse tipo de carcinoma com relação ao aumento da taxa de mortalidade. O impacto causado foi de cerca de 2,6% em comparação com unidades nunca tratadas. Os estudos de [Donna et al. \(1984\)](#) e [Donna et al. \(1989\)](#), mostram que herbicidas triazínicos, como o ATRAZINA SD 500 SC usado na soja ([ADAPAR, 2020c](#)), estão relacionados ao aumento

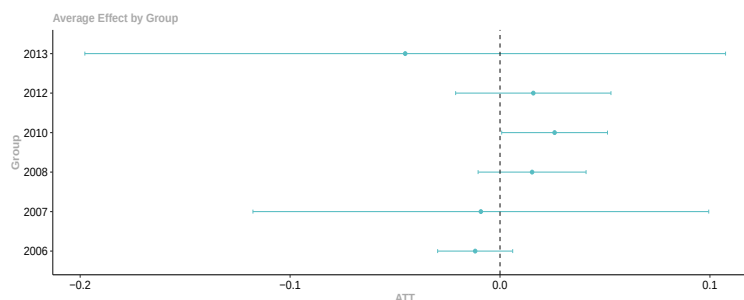
Figura B.20 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Mama: efeito por grupo para a expectativa de vida



Fonte: Elaborado pelo autor.

dessa neoplasia.

Figura B.21 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Ovário: efeito por grupo para a taxa de mortalidade

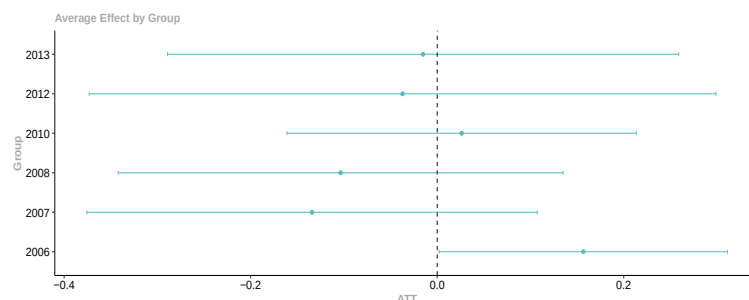


Fonte: Elaborado pelo autor.

No tocante ao câncer de pulmão, o grupo com início de operação de usinas de biodiesel em 2006 foi afetado como visto na [Figura B.22](#). O impacto sobre a taxa de mortalidade foi 15,67% superior no grupo de tratamento em comparação aos seus contrafactuais nunca tratados. Essa estimacão para as mortes por carcinoma de pulmão segue a direção dada por [Alavanja et al. \(2004\)](#), onde há aumento da incidência desse câncer por contato com pesticidas a base de pendimetalina, principio ativo presente em pesticidas aplicados na soja ([ADAPAR, 2020j](#)). Demais estudos que seguem essa direção podem ser citados como [Pesatori et al. \(1994\)](#), [Becher et al. \(1996\)](#) e [Kogevinas et al. \(1997\)](#).

Os efeitos para o câncer de reto com relação à população agrícola estão contidos na [Figura B.23](#). Os municípios com entrada no tempo em 2013 foram os únicos com efeitos heterogêneos significativo. Houve o aumento da taxa de mortalidade para essa população no grupo tratado em 5,72% se comparado aos seus pares que nunca receberam a intervençao. Os resultados das estimacões são condizentes com [Hou et al. \(2006\)](#) e [Lee et al. \(2007\)](#), que avaliam os ingredientes ativos pendimetalina e clorpirifós para o

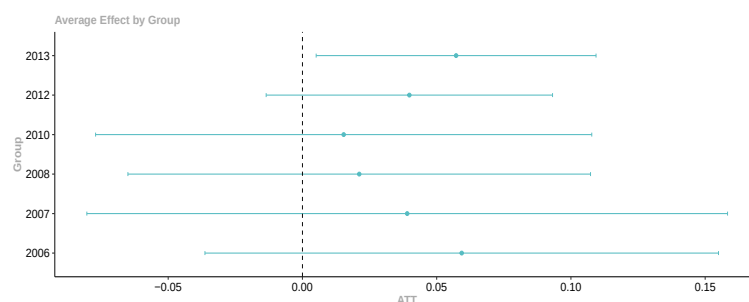
Figura B.22 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pulmão: efeito por grupo para a taxa de mortalidade



Fonte: Elaborado pelo autor.

desenvolvimento desse tipo de carcinoma. Esses ingredientes ativos têm aplicação para a soja (ADAPAR, 2020j; ADAPAR, 2020e).

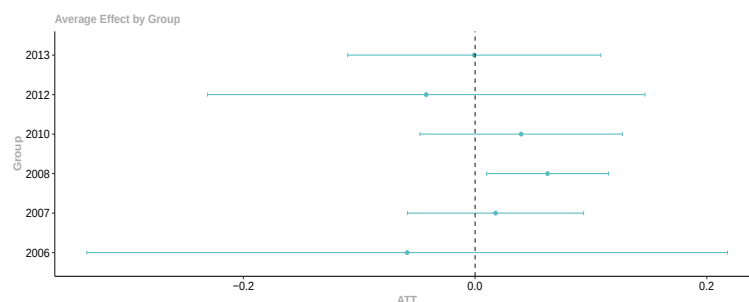
Figura B.23 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Reto: efeito por grupo para a taxa de mortalidade



Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura B.24 apresenta os resultados para a taxa de mortalidade por câncer de rins na população agrícola dada a exposição a agrotóxicos. Há efeito significativo para

Figura B.24 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins: efeito por grupo para a taxa de mortalidade

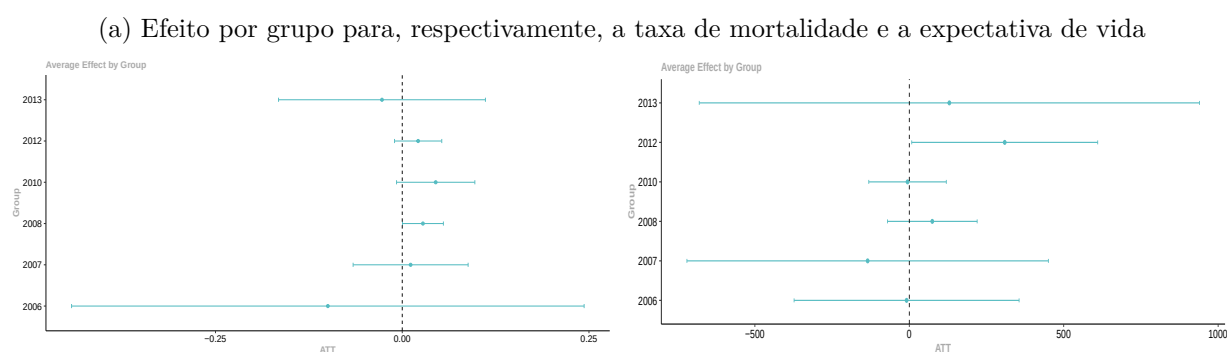


Fonte: Elaborado pelo autor.

as unidades com entrada no tempo em 2008. Para esses municípios houve uma elevação das mortes por neoplasia dos rins em 6,26% em comparação com os que nunca receberam essa intervenção. Esse tipo de resultado é corroborado por [Xie et al. \(2016\)](#) em estudo de meta-análise.

Concernente ao carcinoma dos tecidos moles, a [Figura B.25](#) apresenta os efeitos para a taxa de mortalidade e expectativa de vida dos indivíduos presentes no tratamento. A taxa de mortalidade foi impactada positivamente no grupo com entrada no tempo em 2008, com aproximadamente 3,0% na comparação com seus contrafactuais nunca tratados. Já para a expectativa de vida, os municípios afetados são os com entrada no tempo em 2012. A diferença entre a expectativa de vida local e a idade média de morte local por câncer dos tecidos moles foi ampliada em cerca de 308 dias. Esse efeito indica que o carcinoma foi desenvolvido de forma mais precoce e agressiva, causando o falecimento dos indivíduos presentes no grupo de 2012. Essas evidências são corroboradas por [Kogevinas et al. \(1997\)](#) que analisaram no estudo a exposição aos compostos fenoxi e dioxina. Os autores evidenciaram risco excessivo de desenvolvimento desse câncer em 2,03 razões das chances em comparação aos não expostos. Esses ingredientes ativos são utilizados em pesticidas voltados para a soja ([ADAPAR, 2020i](#); [CORTEVA, 2019](#); [SYNGENTA, 2021](#)).

Figura B.25 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer dos Tecidos Moles

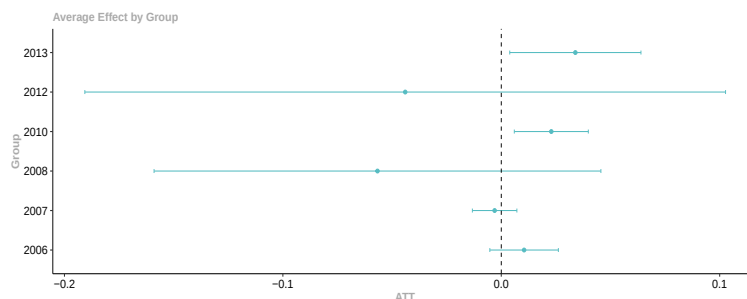


Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, tem-se na [Figura B.26](#) o efeito por grupo para o câncer de testículo dado a instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja. Para esse tipo de neoplasia dois grupos foram impactados, o de entrada no tempo em 2010 e posteriormente o de 2013, ambos para a taxa de mortalidade. As unidades tratadas em 2010 tiveram um crescimento de 2,29% para as mortes, ao passo que os municípios que entraram em 2013 tiveram um número levemente superior, correspondendo a 3,39% de aumento. Essas evidências vão de encontro com [Giannandrea et al. \(2011\)](#), que mostram uma relação entre organoclorados e o risco de câncer de testículo. Um tipo muito comum de organoclorado é a dioxina presente

em pesticidas usados na cultura da soja (CORTEVA, 2019; SYNGENTA, 2021).

Figura B.26 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Testículo: efeito por grupo para a taxa de mortalidade



Fonte: Elaborado pelo autor.

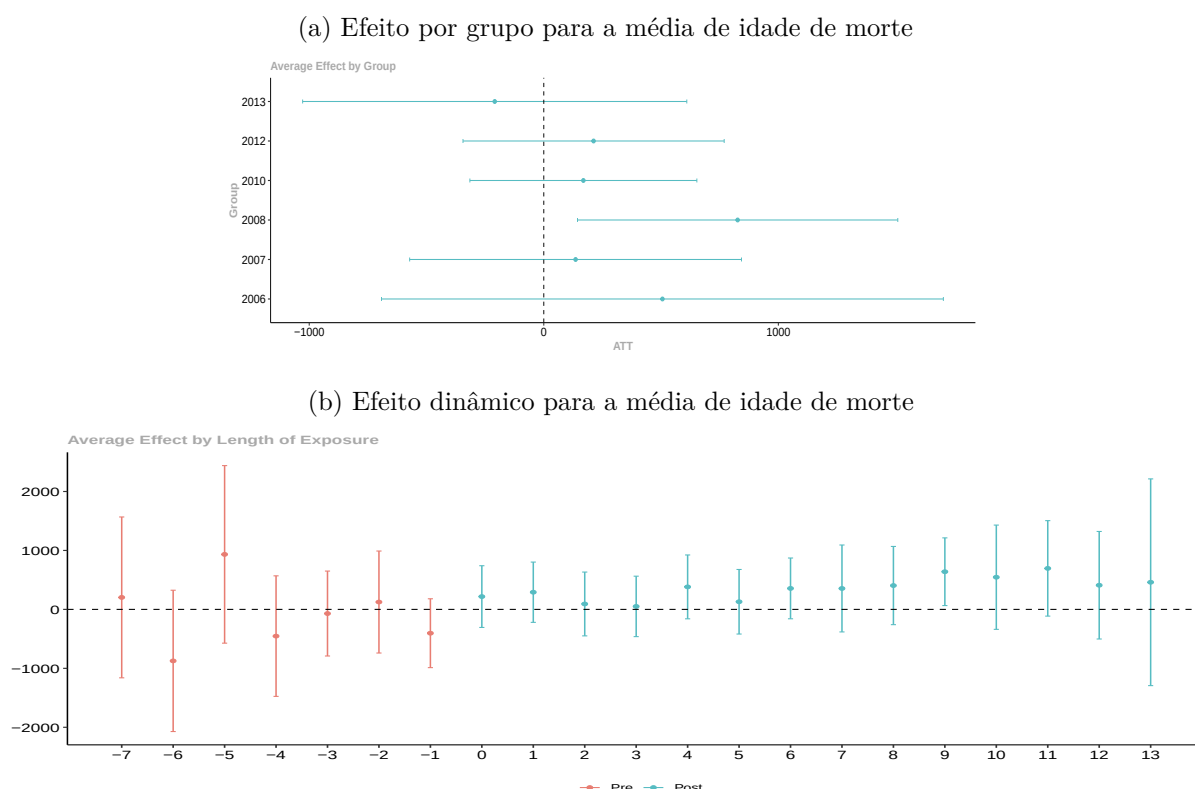
Como esperado, a população dedicada aos trabalhos agrícolas é impactada por diversos tipos de câncer, sendo a segunda população mais afetada pela instalação das usinas produtoras de biodiesel a partir da soja. Foi verificado a elevação da taxa de mortalidade, assim como as mortes estão ocorrendo prematuramente. Esses dois fatores corroboram para inferir que o câncer está sendo mais letal e surgindo precocemente nos indivíduos impactados. Nesse sentido, devido à ampliação da utilização e contaminação por agrotóxicos ocasionada pela necessidade crescente de produção de soja nas regiões que recebem as usinas, todos os grupos estudados tiveram algum tipo de externalidade negativa quanto ao câncer. No tocante a taxa de mortalidade, o grupo mais afetado foi o de entrada no tempo em 2010 com três tipos de neoplasias, seguido pelos grupos de 2006 e 2013, ambos com dois tipos de carcinomas. Quanto a precocidade do surgimento do câncer que gera o falecimento, apenas três tipos de neoplasias foram afetadas, duas no grupo de 2012 e uma no de 2013, sendo a população agrícola a menos impactada com relação a essa variável. Esse feito possivelmente se dá devido esse recorte populacional ter uma expectativa de vida menor que a população geral.

B.3.2.3 Impacto causal do PNPB na população geral

Igualmente a apresentação dos resultados anteriores dado o tratamento por funcionamento de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja, a Figura B.27 mostra o impacto causal para a população geral com relação à neoplasia de bexiga. Em B.27a é visualizado o impacto sobre o grupo tratado com entrada no tempo em 2008 no tocante a diferença entre a idade média de morte por câncer de bexiga local e a média estadual. Os indivíduos falecidos nesse grupo têm aproximadamente morte prematura de 826 dias considerando as unidades nunca tratadas.

Também é verificado a dinâmica para a idade média de morte por câncer de bexiga em B.27b. Houve significância estatística para o período 9 com aumento da diferença entre a idade média de morte local e estadual em 639 dias. Ademais, o pré-teste de retas paralelas segue como o encontrado nos casos da população de 0 a 14 anos e agrícola. Esses resultados vão de encontro com Koutros et al. (2009) que verificam os indivíduos presentes no AHS mais expostos ao Imazetapir evidenciando associação positiva. Esse princípio ativo é usado em herbicidas recomendados para uso na soja (AGROLINK, 2022b).

Figura B.27 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga

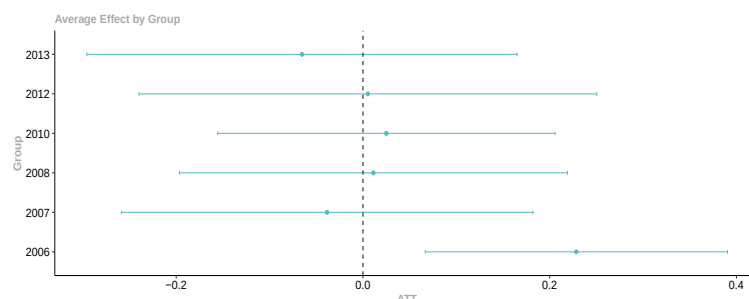


Fonte: Elaborado pelo autor.

A Figura B.28 mostra o impacto causal para a população geral voltado ao câncer de cólon. Os municípios com início da intervenção em 2006 tiveram aumento das mortes por neoplasia de cólon em comparação aos não tratados de 22,86%, causada pelas externalidades negativas de exposição e contaminação por agrotóxicos. Os resultados dessa estimação são reforçados por Samanic et al. (2006), Bommel et al. (2008), Kang et al. (2008), Koutros et al. (2009). Os pesquisadores evidenciam robusta associação entre exposição a agrotóxicos com os princípios ativos Imazetapir, dicamba, trifluralina, ditiocarbamato e aumento da incidência de câncer do cólon. Esses ingredientes ativos fazem parte de pesticidas usados nas lavouras de soja (AGROLINK, 2022b; ADAPAR, 2020b; ADAPAR, 2020g; ADAPAR,

2020k).

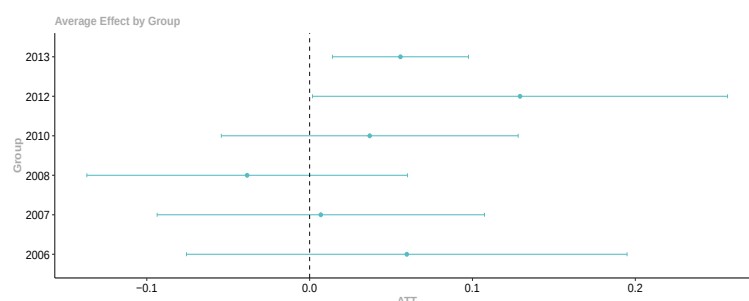
Figura B.28 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cólon: efeito por grupo para a taxa de mortalidade



Fonte: Elaborado pelo autor.

A apresentação das estimações para mortes causadas por linfoma hodgkin dada a externalidade negativa de aumento do uso de agrotóxicos nas unidades tratadas está contida na [Figura B.29](#). Houve afetação pela intervenção nos grupos de 2012 e 2013, com elevação da taxa de mortalidade em ambos os casos. Para os municípios com entrada do tratamento em 2012, houve um impacto médio de 12,92% na mortalidade por linfoma hodgkin em comparação aos seus pares nunca tratados. Para as unidades com início da participação no tratamento em 2013, o efeito é de 5,58%. Desse modo, mesmo o linfoma hodgkin sendo mais presente em crianças como explanado por [Mills e Zahm \(2001\)](#), ainda é risco para adultos como pode ser notado nos resultados de [Latifovic et al. \(2020\)](#), onde os autores encontram associação positiva entre essa doença e o contágio com tuberculose, princípio ativo para pesticidas de uso na cultura da soja ([AGROLINK, 2022a](#)).

Figura B.29 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin: efeito por grupo para a taxa de mortalidade

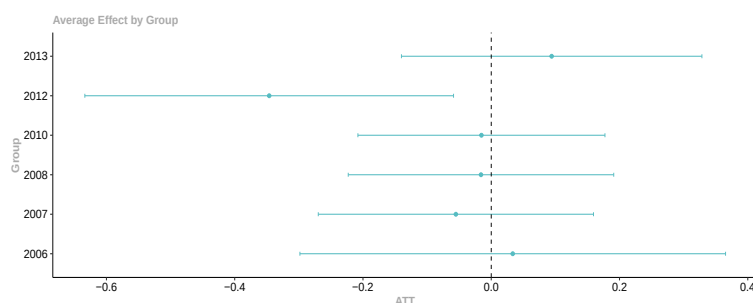


Fonte: Elaborado pelo autor.

No tocante ao câncer de mama, os resultados da intervenção estão presentes na [Figura B.30](#). Diferentemente do esperando, mesmo com o pré-teste de tendências paralelas sendo respeitado, há um efeito negativo no grupo de 2012 para esse tipo de neoplasia,

ou seja, houve a redução das mortes por câncer de mama, em média, nessas unidades em 38,12%. Essa redução inesperada pode ser advinda de alguma política pública nos municípios do grupo para a prevenção e combate a neoplasia mamaria. Por exemplo, a lei Nº 5948/2015 de [CANOAS \(2015\)](#) do Estado do Rio Grande do Sul, município centroide pertencente ao grupo 2012, que instituiu oficialmente no calendário municipal a “Cavalgada Canoense do Outubro Rosa” exclusivamente ao sexo feminino para o estímulo à prevenção do câncer de mama. Uma vez que, segundo [Höfelmann, Anjos e Ayala \(2014\)](#), quando diagnosticado em fases iniciais, essa neoplasia tem altas probabilidade de cura, com sobrevida de 97% em cinco anos, o que pode resultar no impacto negativo estimado.

Figura B.30 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Mama: efeito por grupo para a taxa de mortalidade

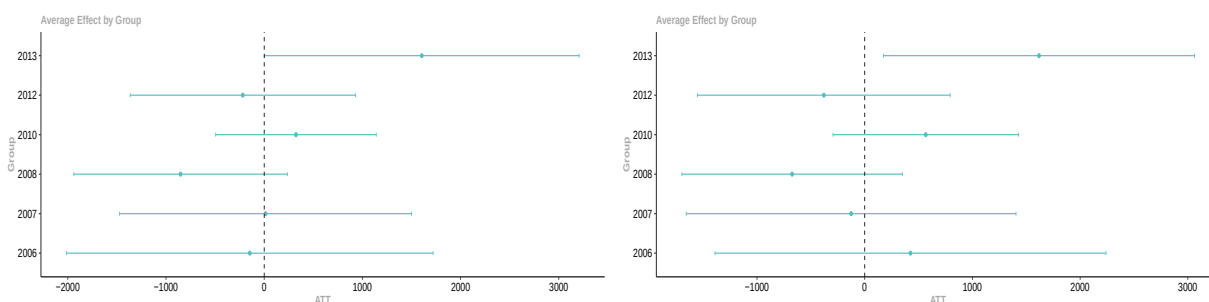


Fonte: Elaborado pelo autor.

A população geral também é afetada pelo linfoma não hodgkin dado as externalidades negativas da produção de biodiesel por soja como visto na [Figura B.31](#). Embora o efeito sobre a taxa de mortalidade seja nulo, há aumento da diferença entre a idade média de morte estadual e local por esse tipo de linfoma, assim como com relação à diferença entre a expectativa de vida e idade média de morte local, indicando o falecimento precoce dos

Figura B.31 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Não Hodgkin

(a) Efeito por grupo para, respectivamente, idade média de morte e expectativa de vida



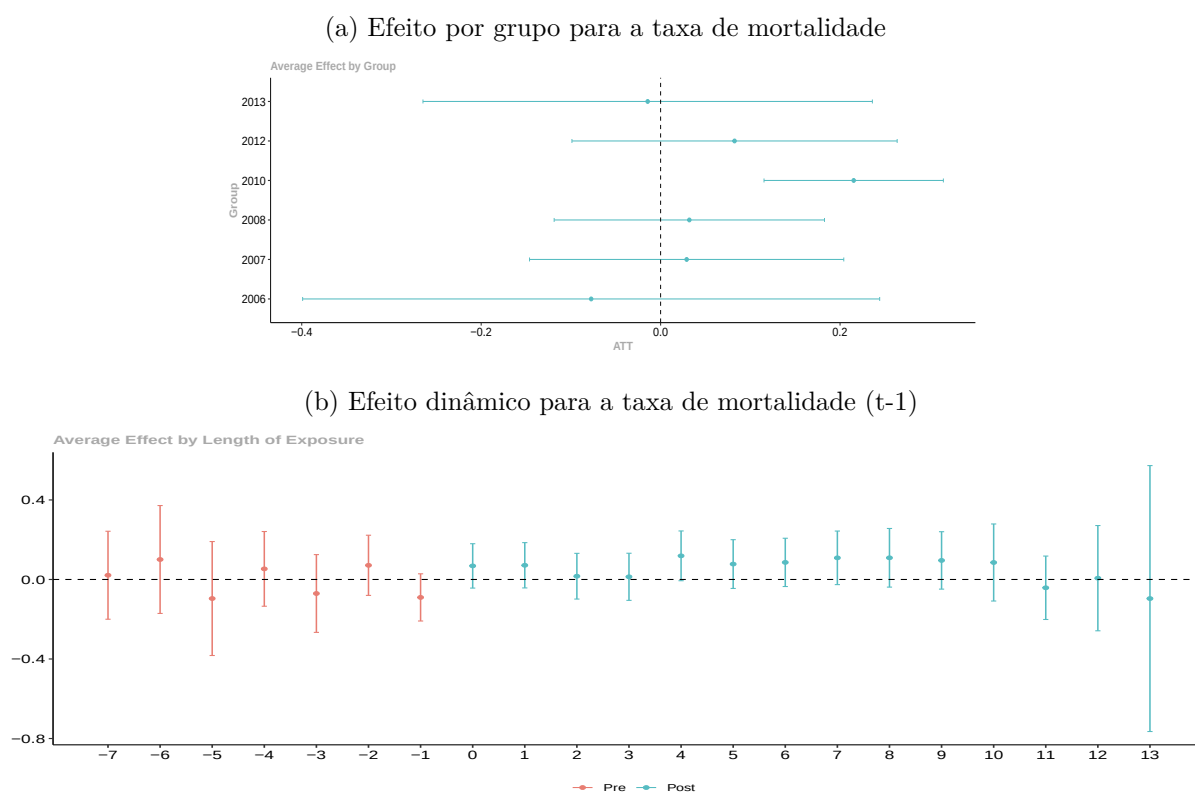
Fonte: Elaborado pelo autor.

indivíduos. O único grupo impactado foi o de 2013 para ambas as variáveis. A idade média de morte foi reduzida em 1604 dias com relação aos nunca tratados, valor relativamente próximo à redução para expectativa de vida, cerca de 1618 dias. Esses resultados são sinalizados por [Sanborn et al. \(2007\)](#), [Merhi et al. \(2007\)](#) e especialmente [Eriksson et al. \(2008\)](#) que analisa o desenvolvimento de LNH e uso de glifosato e MCPA, ambos ingredientes ativos para herbicidas usados na soja ([ADAPAR, 2020f](#); [ADAPAR, 2020a](#)).

Para o câncer de ovário, diferentemente da neoplasia mamária, há efeitos de aumento na taxa de mortalidade dada a presença de usinas de biodiesel de soja, como a [Figura B.32](#) indica. Os municípios que recebem a intervenção no ano de 2010, em [B.32a](#), tem elevação na quantidade de mortes em 21,52% por neoplasia de ovário se confrontado aos nunca tratados.

Ainda sobre a neoplasia de ovário, a variação no tratamento possui significância para o período 4 do tratamento, como visualizado na [B.32b](#). O efeito indica elevação da taxa de mortalidade para o quinto ano após o início do funcionamento da primeira usina que utiliza a soja como matéria-prima. Esses resultados seguem os estudos de [Donna et al. \(1984\)](#) e [Donna et al. \(1989\)](#), que mostram que a triazina está correlacionada com o

Figura B.32 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Ovário



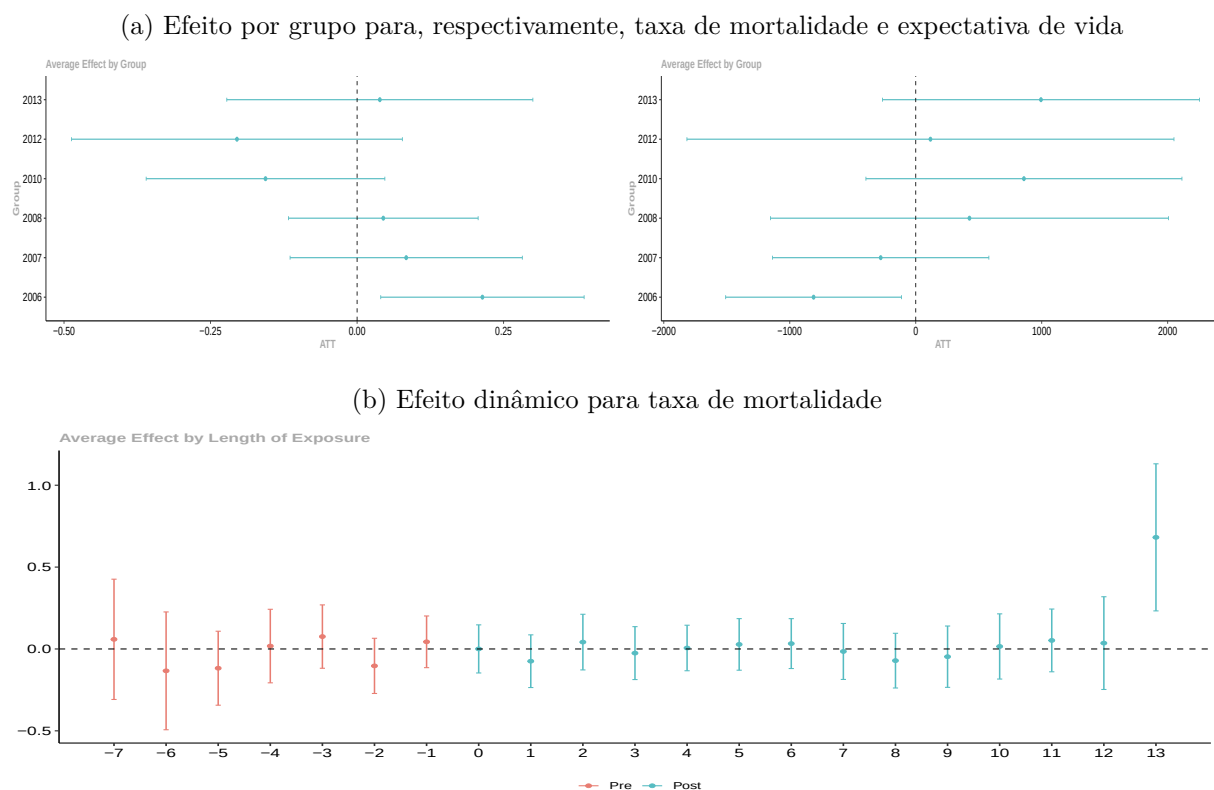
Fonte: Elaborado pelo autor.

desenvolvimento desse tipo de câncer. A trizina é um ingrediente ativo usado em pesticidas recomendados para aplicações nas plantações de soja (ADAPAR, 2020c).

A Figura B.33 apresenta resultados para o efeito causal da instalação de usinas de biodiesel a base de soja para mortes por câncer de pâncreas. É verificado elevação da taxa de mortalidade em 21,38% para as unidades que iniciaram o tratamento no ano de 2006, em média, presente em B.33a. Também houve grande efeito positivo na variação do tratamento sobre o último ano analisado nesse estudo, visto em B.33b. A neoplasia maligna de pâncreas está entre as mais citadas na vida adulta dado o contato com agrotóxicos, refletida nos altos coeficientes estimados nessa avaliação. As evidências encontradas seguem Garabrant et al. (1992), Ji et al. (2001) e Andreotti et al. (2009), esse último artigo com uma associação direta entre aumento dos casos dessa doença e a Pendimetalina usada em pesticidas para a cultura da soja (ADAPAR, 2020j).

Diferentemente do esperado para a neoplasia de pâncreas, os indivíduos estão falecendo tardiamente no grupo de entrada no tratamento em 2006 em relação aos nunca tratados. Esse efeito é de aproximadamente 810 dias. Entretanto, isso pode estar ocorrendo devido o câncer de pâncreas causar doenças cardiovasculares. De acordo com Navi et al.

Figura B.33 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Pâncreas

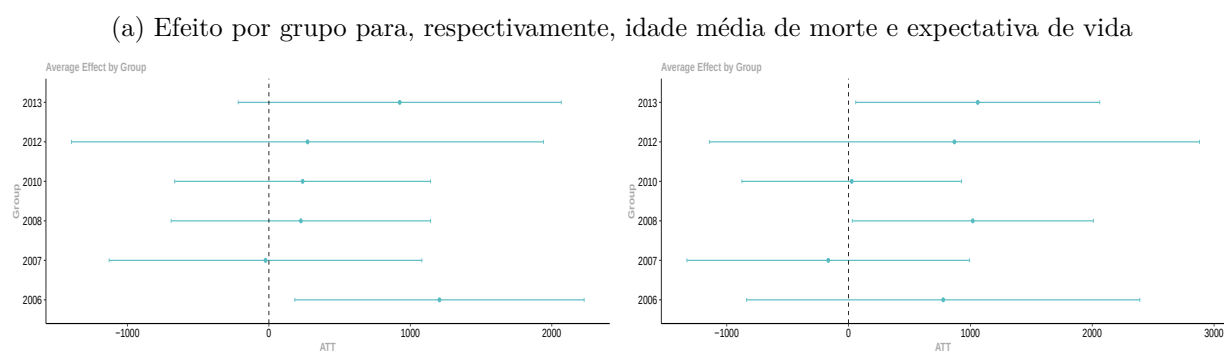


Fonte: Elaborado pelo autor.

(2019), pessoas que possuem esse tipo de câncer, no ano que antecede o diagnóstico, o risco de eventos tromboembólicos aumenta em 69%, com máximo de incidência cinco vezes mais alto ao longo dos 30 dias anteriores a descoberta da neoplasia. Em outras palavras, pessoas com câncer de pâncreas ainda não descoberto ou já descoberto podem ser acometidas por ataque cardíaco, acidente vascular cerebral, trombose pulmonar, dentre outros, falecendo precocemente por uma causa morte que não seja o câncer, embora esteja cometida por essa doença. Nesse estudo encontramos esse feito na seção de robustez. Demais impactos não foram significativos nas variáveis de interesse.

No tocante aos efeitos para a neoplasia de pulmão da [Figura B.34](#), as variáveis que mensuram a prematuridade do desenvolvimento dessa doença foram impactadas. Em específico ao grupo com entrada no tempo em 2006, a idade média de morte mostra uma perda de aproximadamente 1205 dias em comparação ao grupo nunca tratado. Com relação à variável de expectativa de vida, os municípios com início da produção de biodiesel a base de soja em 2008 e 2013 tiveram efeitos sobre a população com relação a mortes precoces pelo câncer de pulmão. Respectivamente, os aumentos na diferença entre a expectativa de vida local e a idade média de morte local foram de 1019 e 1060 dias. As estimações são condizentes com o apresentado por [Alavanja et al. \(2004\)](#). Os autores encontram evidências de associação de contágio por pendimetalina e desenvolvimento do câncer de pulmão. A pendimetalina é base para pesticidas aplicados nas lavouras de soja como o SQUADRON ([ADAPAR, 2020j](#)).

Figura B.34 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Pulmão

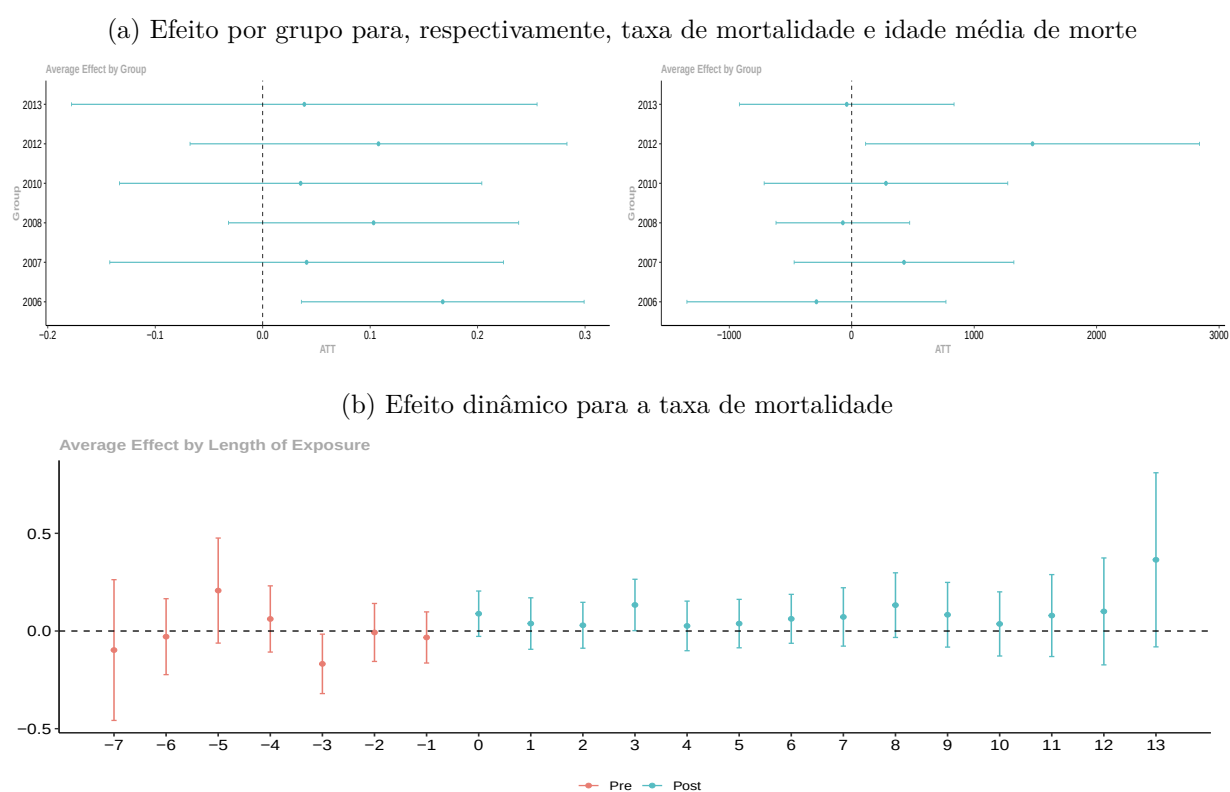


Fonte: Elaborado pelo autor.

As análises para o câncer do reto são mostradas na [Figura B.35](#). As unidades que iniciam a participação no tratamento em 2006 têm aumento dos casos de morte por esse tipo de neoplasia em comparação aos nunca tratados por usinas produtoras de biodiesel de soja, como visto em [B.35a](#). A dinâmica do tratamento é significativa para o tempo 3 conforme a figura [B.35b](#), a variação no tempo não se mantém nos demais períodos, sendo

nula até o fim da análise. Ademais, a diferença entre a idade média de morte estadual e a idade média de morte local é ampliada, indicando a perda de 1476 dias de vida em média para o grupo de entrada no tempo em 2012, embora não haja efeitos sobre a taxa de mortalidade para essas unidades. Estudos como os de [Hou et al. \(2006\)](#) e [Lee et al. \(2007\)](#) reforçam essas estimações ao relacionar, respectivamente, os ingredientes ativos pendimetalina e clorpirifós ao desenvolvimento de neoplasia retal. Esses princípios ativos são presentes em pesticidas recomendados para aplicação nas plantações de soja ([ADAPAR, 2020j](#); [ADAPAR, 2020e](#)).

Figura B.35 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Reto

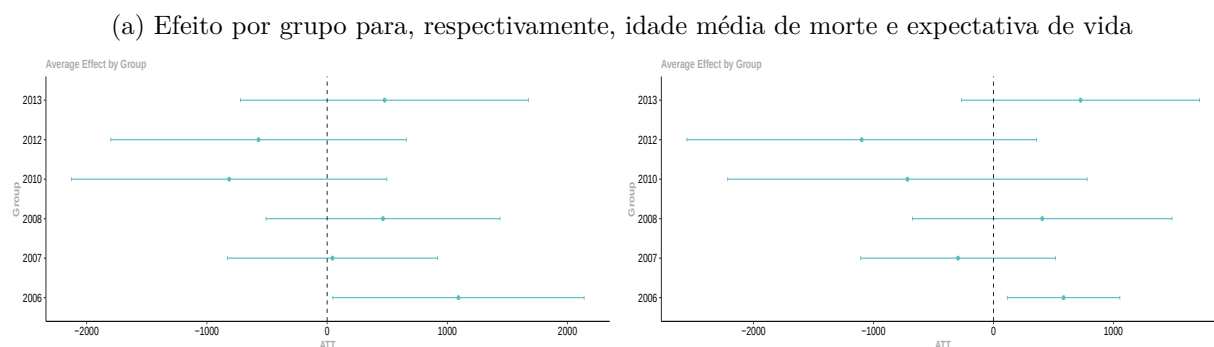


Fonte: Elaborado pelo autor.

Assim como para o câncer de pulmão, o carcinoma dos tecidos moles não foi impactado na população quanto a taxa de mortalidade, mas para a idade média de morte e expectativa de vida contidas na [Figura B.36](#). Dado o tratamento, o único grupo afetado foi o com o funcionamento de usinas em 2006. Nesse sentido, o aumento da diferença entre a idade média de morte por câncer do tecido mole estadual e local foi de 1092 dias. Voltado a expectativa de vida local e a idade média de morte local por essa doença, as perdas em anos de vida dada pela diferença entre as variáveis somam 584 dias. Ambos os resultados sinalizam o desenvolvimento precocidade e invasivo dessa neoplasia resultado em

falecimento quando comparadas as unidades de tratamento em relação as nunca tratadas. Esses achados são condizentes com Kogevinas et al. (1997). Os autores verificam que o uso dos ingredientes ativos fenoxi e dioxina elevaram o desenvolvimento desse tipo de câncer. Os ingredientes ativos citados são usados em pesticidas aplicados na cultura da soja (ADAPAR, 2020i; SYNGENTA, 2021).

Figura B.36 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Tecidos Moles



Fonte: Elaborado pelo autor.

Similarmente ao impacto na população de jovens de 0 a 14 anos e agrícola, o recorte para a população geral também teve as variáveis de desfecho afetadas pelas externalidades negativas da produção de biodiesel a partir da soja, com aumentando a taxa de mortalidade, a precocidade do surgimento do câncer e redução da idade de morte por diversos tipos câncer. As exceções foram a redução da taxa de mortalidade para neoplasia mamária e a elevação da expectativa de vida para a morte por câncer de pâncreas. Entretanto, ambos esses efeitos não esperados são justificados, especialmente o relacionado ao carcinoma pancreático dado as estimações de robustez para doenças cardiovasculares correlatas a essa neoplasia.

Todos os grupos sinalizam aumento das mortes, menos os de 2007 e 2008. O maior destaque foi o grupo de 2006 que tem a maior exposição ao tratamento, com aumento da taxa de mortalidade por três tipos de neoplasias, cólon, pâncreas e reto. Com relação às outras variáveis, unicamente o grupo de 2010 teve nulidade dado o tratamento em relação aos nunca tratados. Isso demonstra que todos os grupos com diferentes entradas no tempo sofrem algum impacto nas variáveis de desfecho. Em outras palavras, todos os grupos são afetados pela instalação de usinas produtoras de biodiesel a partir da soja de alguma forma com relação à taxa de mortalidade ou a precocidade da morte por câncer. É válido ressaltar novamente que os coeficientes de impacto são muito superiores para a população geral e agrícola que para a população em idade de 0 a 14 anos devido à divisão dessa faixa etária por toda a população municipal e as maiores chances de cura.

Assim como esperado, a causalidade de morte e precocidade do falecimento por câncer dado a instalação de usinas de biodiesel de soja e exposição a agrotóxicos tem maior variedade de acometimento nas crianças e na população que trabalha no setor agrícola que na população geral. Ademais, as neoplasias na infância apresentam tendência a menor período de latência, ou seja, nesse caso o tempo entre o contato com o pesticida e aparecimento de câncer. Desse modo, as neoplasias têm crescimento rápido e invasivo, no entanto, responde melhor aos tratamentos terapêuticos que nos adultos (BRASIL, 2008; BRASIL, 2014; INCA, 2021). Sobre o período de latência, esse feito é visível nas estimações significativas da variação do tratamento no tempo. A dinâmica da intervenção que ocorre de forma mais prévia inicia no tempo 3 e mantém-se para outros períodos pertence à população infantil. Ou seja, inicia no quarto ano após o início do tratamento, mantendo-se significativa em outros períodos. Esse efeito está dentro do esperado como citado acima e ocorre para cinco tipos de carcinoma, o de bexiga, mama, próstata, reto e tireoide. Isso deve-se ao intervalo entre a exposição ao agrotóxico e manifestação do câncer. Esse impacto também é visto para a população geral, mas de forma mais tardia.

Outro ponto que é importante ser comentado é a não afetação do aumento da mortalidade de câncer de próstata na população geral dado o tratamento, uma vez que é notadamente a neoplasia mais citada na literatura relacionada à exposição a pesticidas. Embora não tenha significância como um geral, é muito provável que em alguma faixa etária específica da vida adulta, essa neoplasia tenha se manifestado superiormente nos municípios que participam do tratamento em comparação aos nunca tratados, sendo necessário outras estimações para essa suposição.

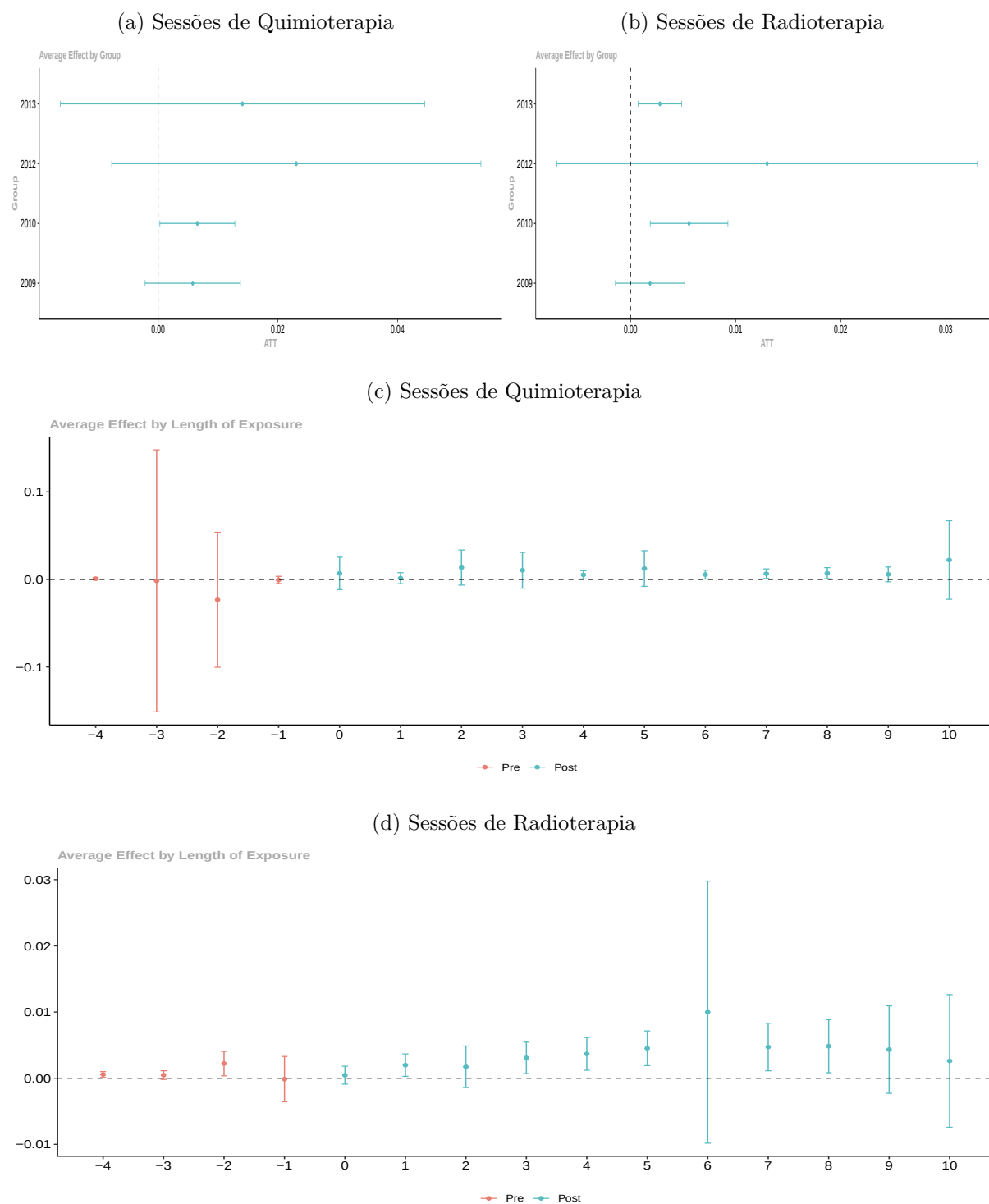
B.3.3 Efeitos Heterogêneos para o Número de Quimioterapias e Radioterapias Per Capitas Voltadas às Neoplasias nas Diferentes Populações

Para cada modelo são representadas figuras com dois painéis. Por sua vez, cada painel pode ter no máximo duas subfiguras dependendo da significância dos resultados. O primeiro tem o efeito por grupo a partir da Equação 2.9 que estão no eixo Y e os coeficientes de ATT no eixo X. O segundo traz os efeitos dinâmicos para 14 períodos ($t-1$) no eixo X e no eixo Y os coeficientes ATT, sendo estimados pela Equação 2.11. Ademais, o pré-teste de retas paralelas é visualizado nesse gráfico nas linhas vermelhas verticais, onde a não significância indica o respeito a essa suposição, em especial no período $t - 1$, ou seja, o período imediatamente anterior a instalação das usinas. O intervalo de confiança utilizado é de 95%, sendo a linha tracejada indicadora de não significância estatística na condição do intervalo tocá-la. Apenas os tipos de neoplasias que tiverem alguma significância serão apresentadas de forma gráfica. No máximo, o primeiro painel trará terá dois gráficos, (a) e (b), representando o efeito sobre o número de sessões per

capita de quimioterapias e radioterapias. O mesmo é válido para a apresentação segundo painel, com sub figuras (c) e (d). Essa condição só ocorre caso todos os efeitos forem significantes, mas não necessariamente a ordem as subfiguras será a mesma por conta da possibilidade de não significância.

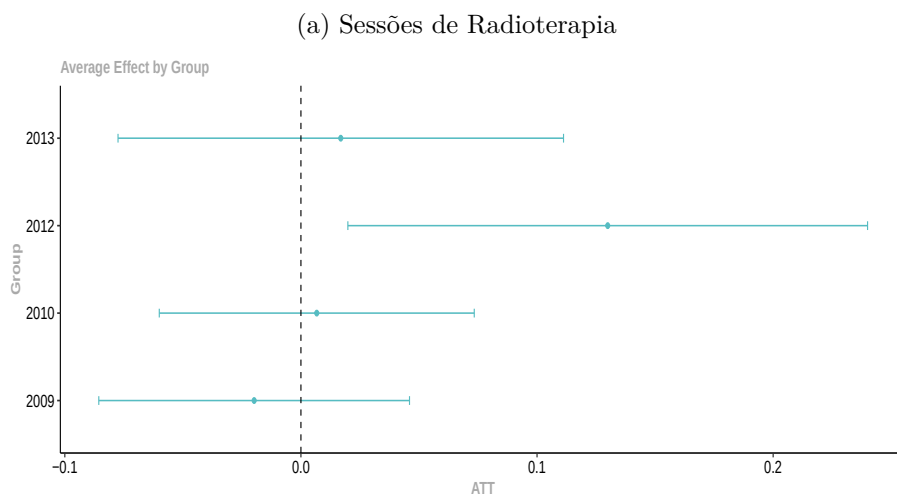
B.3.3.1 Impacto causal do PNPB em crianças de 0 a 14 anos

Figura B.37 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Bexiga



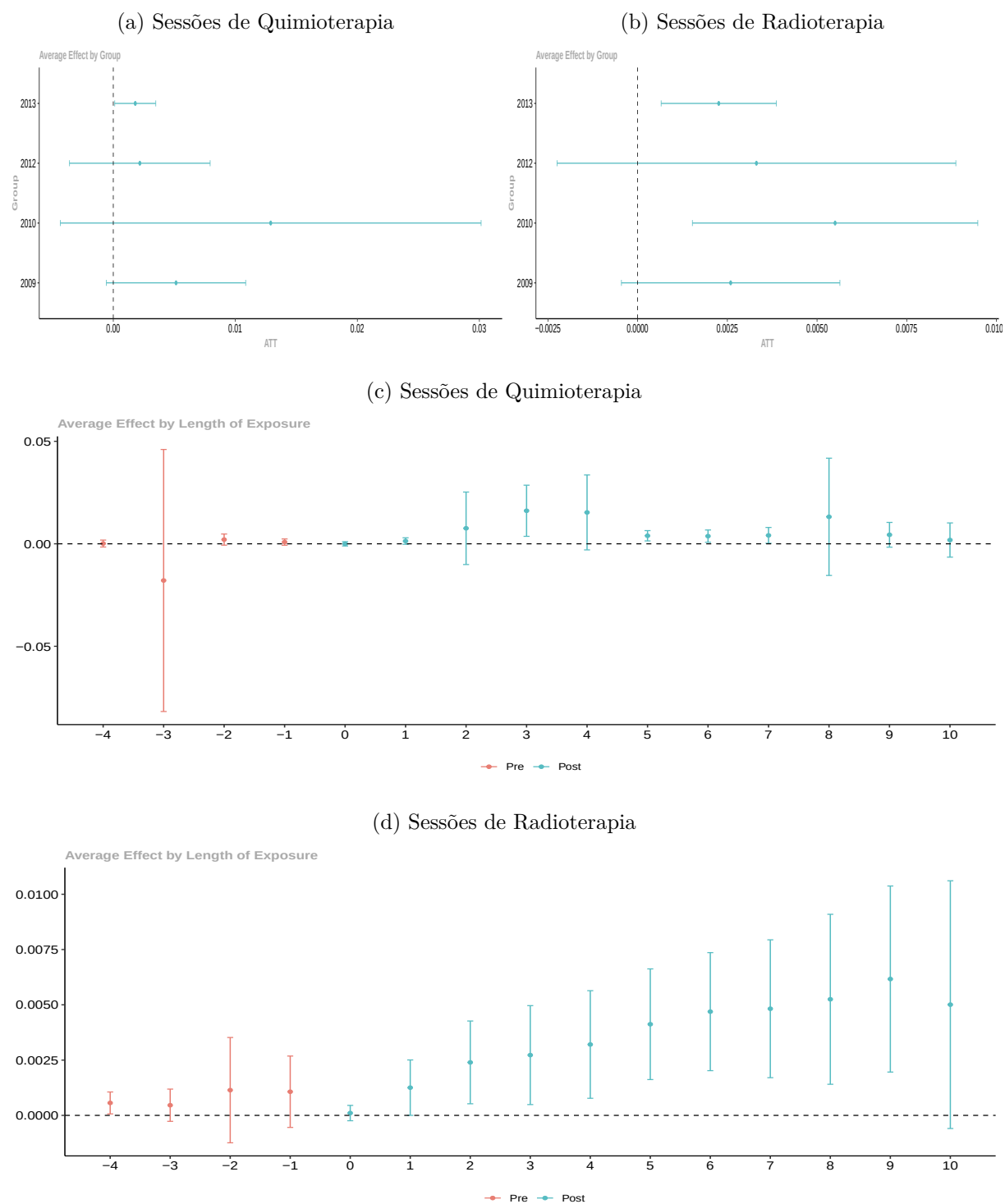
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.38 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Cérebro



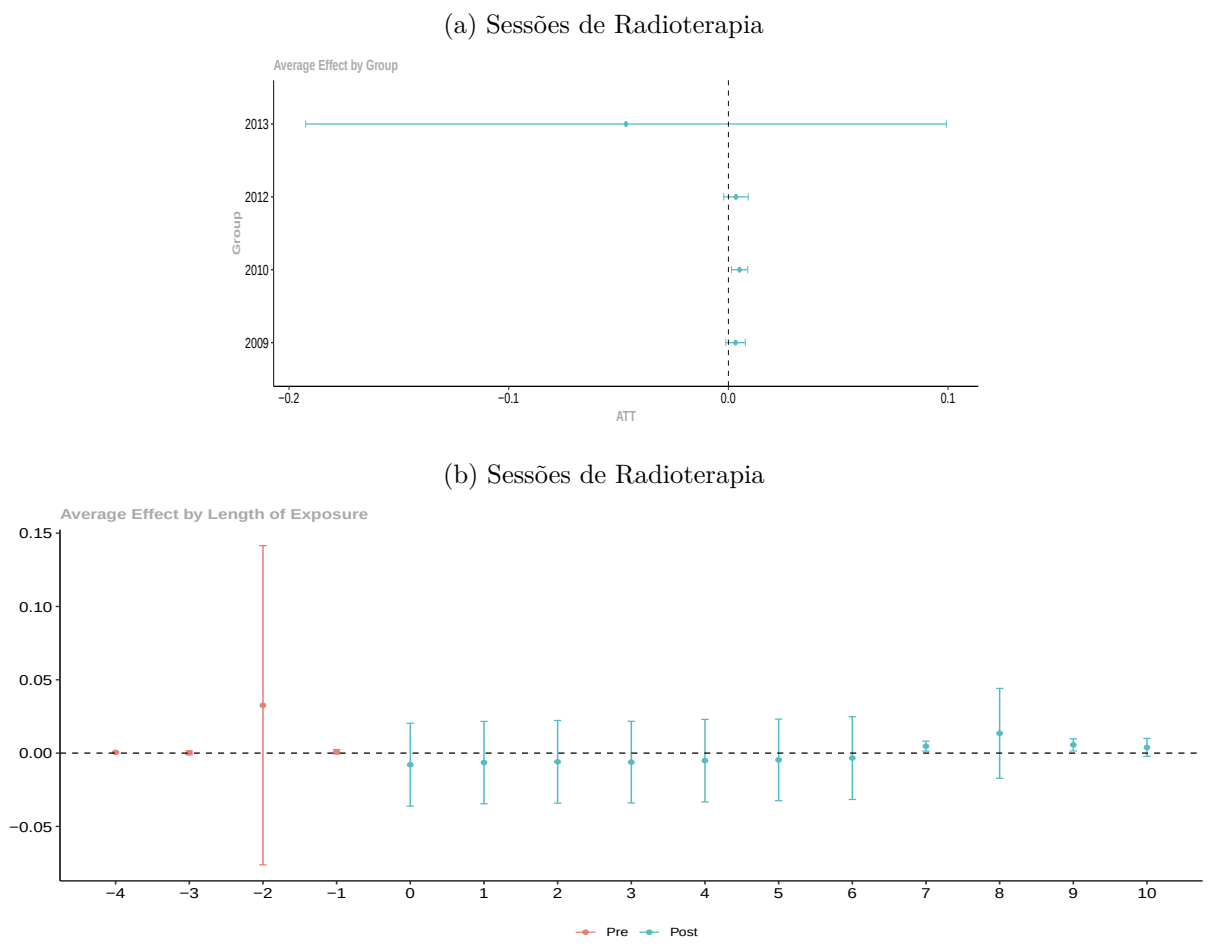
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.39 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Cólon



Fonte: Elaborado pelo autor.

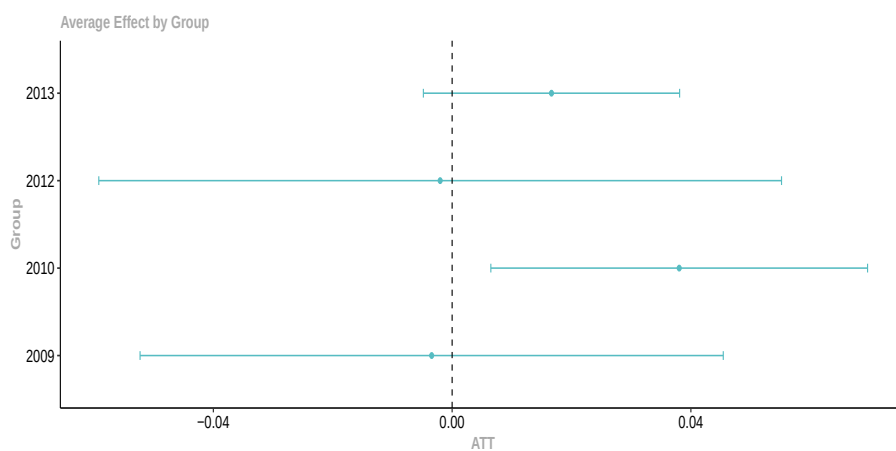
Figura B.40 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Fígado



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.41 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin

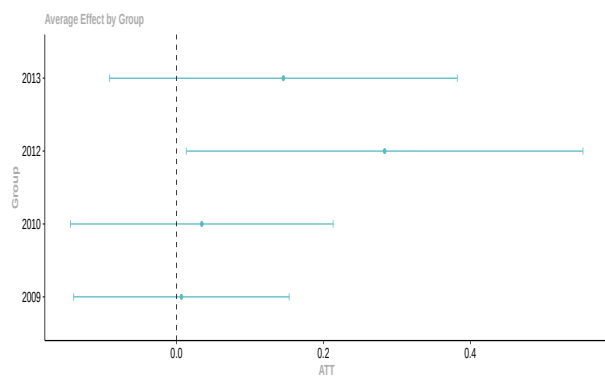
(a) Sessões de Radioterapia



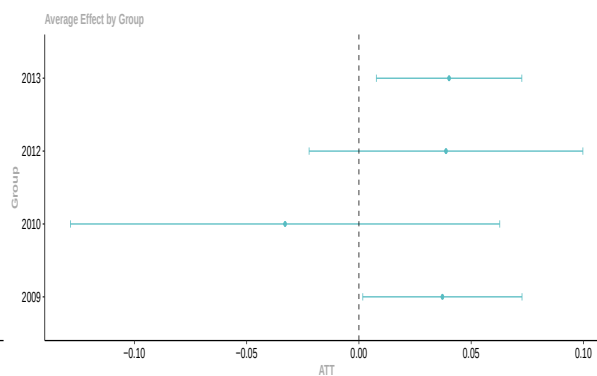
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.42 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia

(a) Sessões de Quimioterapia

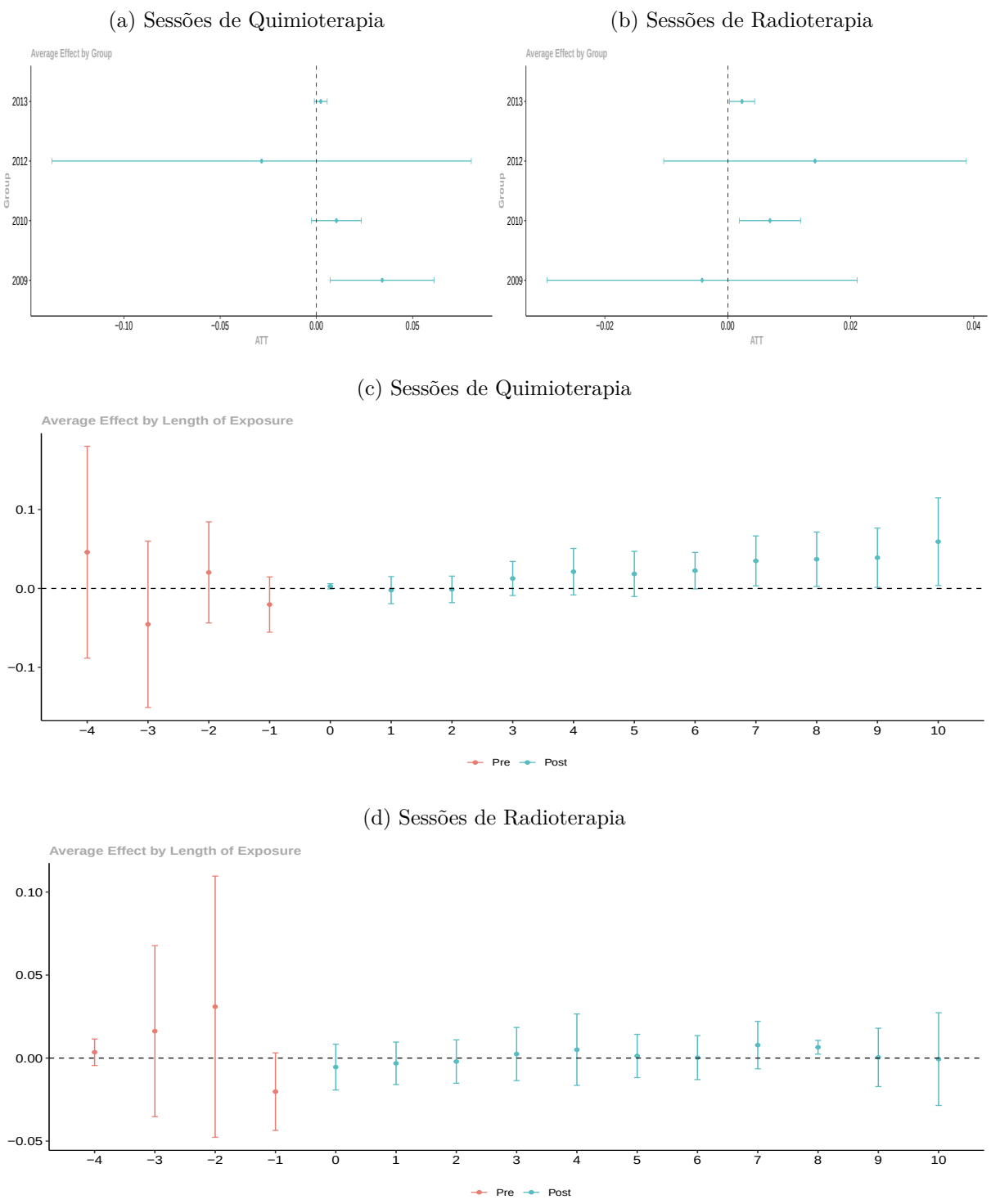


(b) Sessões de Radioterapia



Fonte: Elaborado pelo autor.

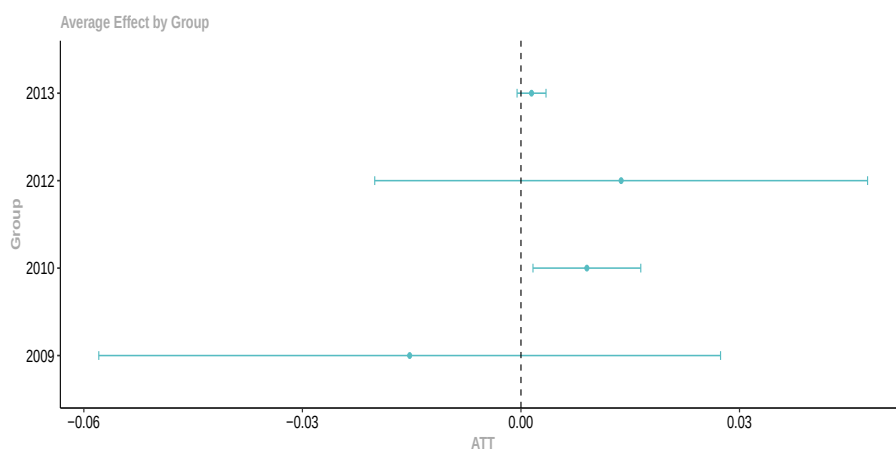
Figura B.43 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Mama



Fonte: Elaborado pelo autor.

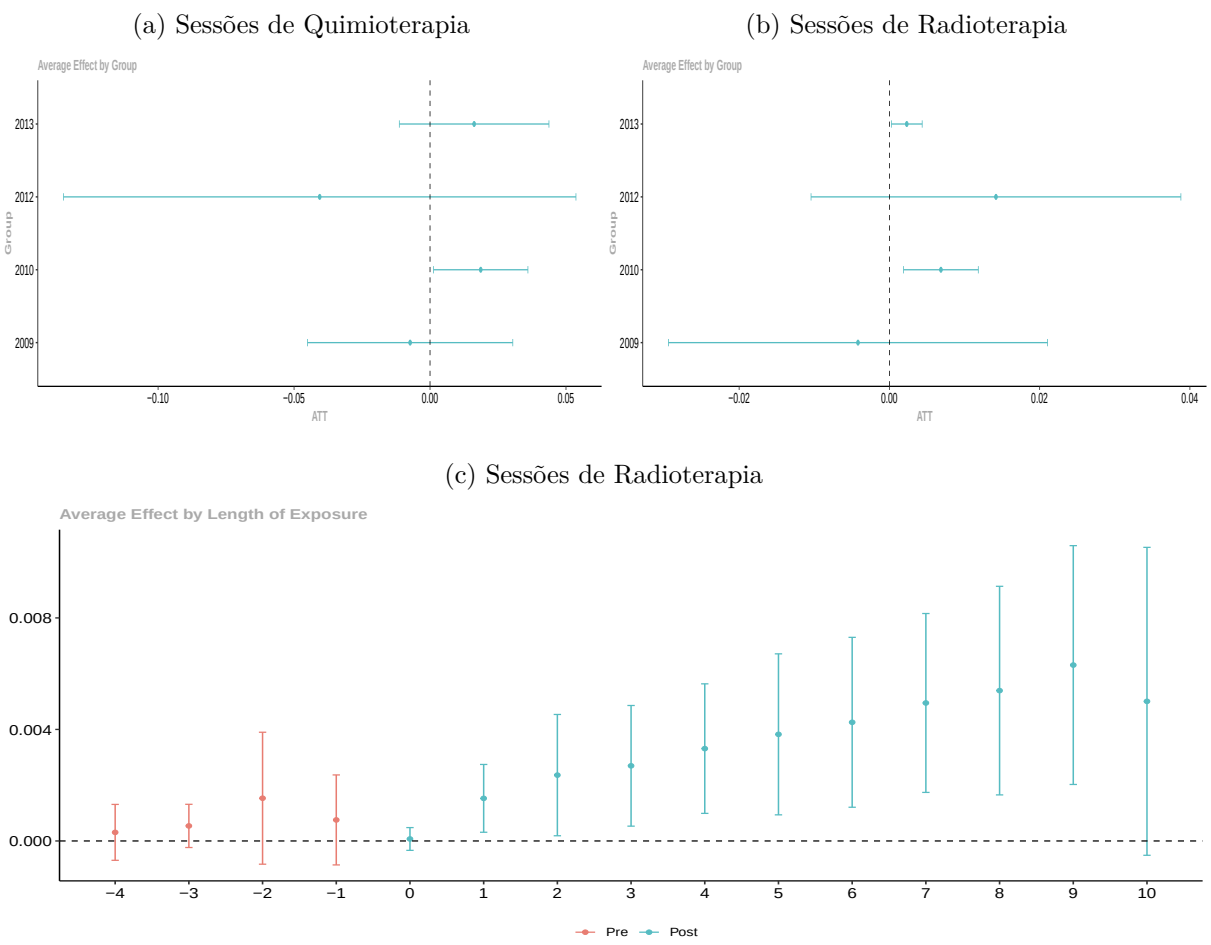
Figura B.44 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Não Hodgkin

(a) Sessões de Radioterapia



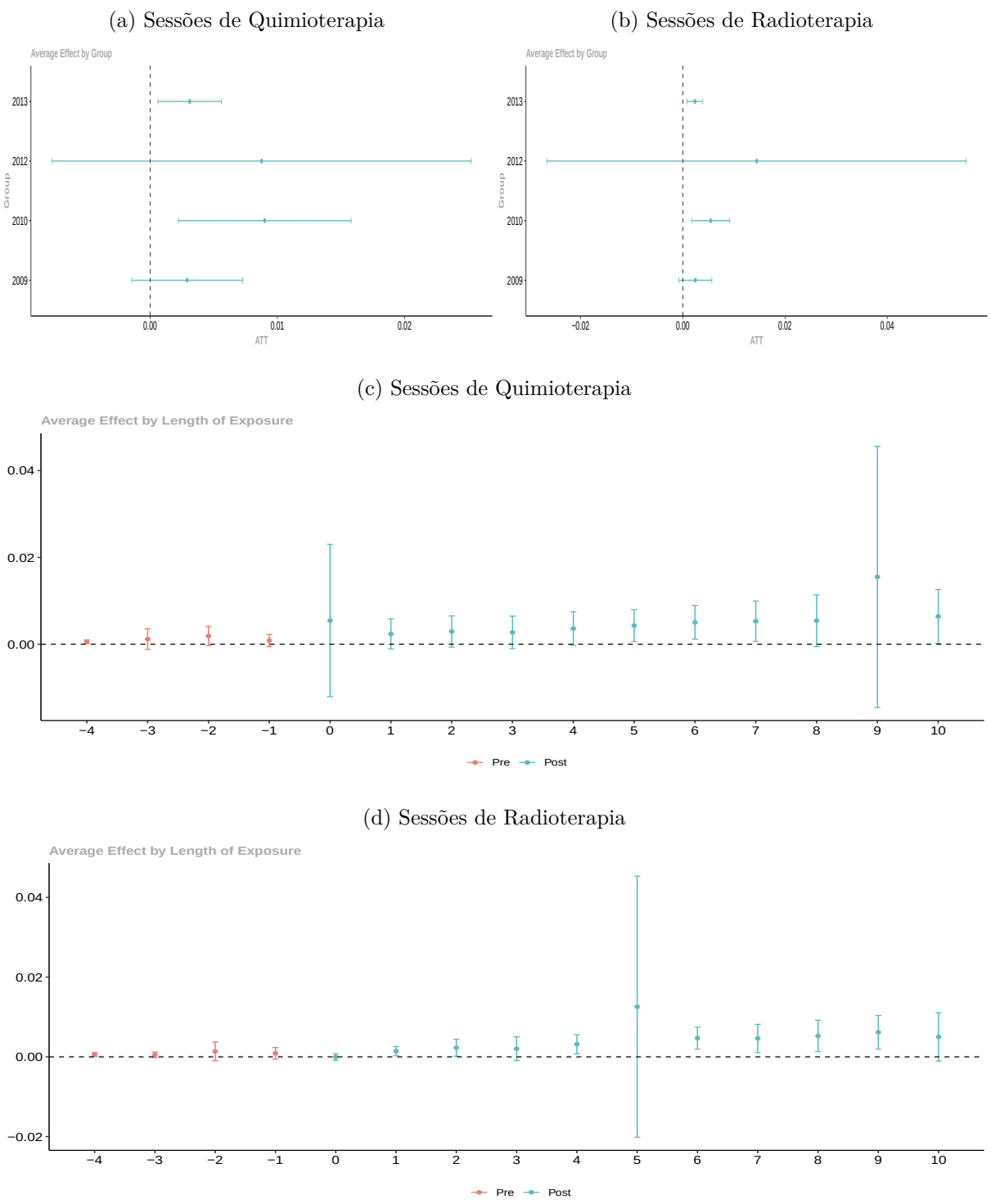
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.45 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o de Câncer de Ovário



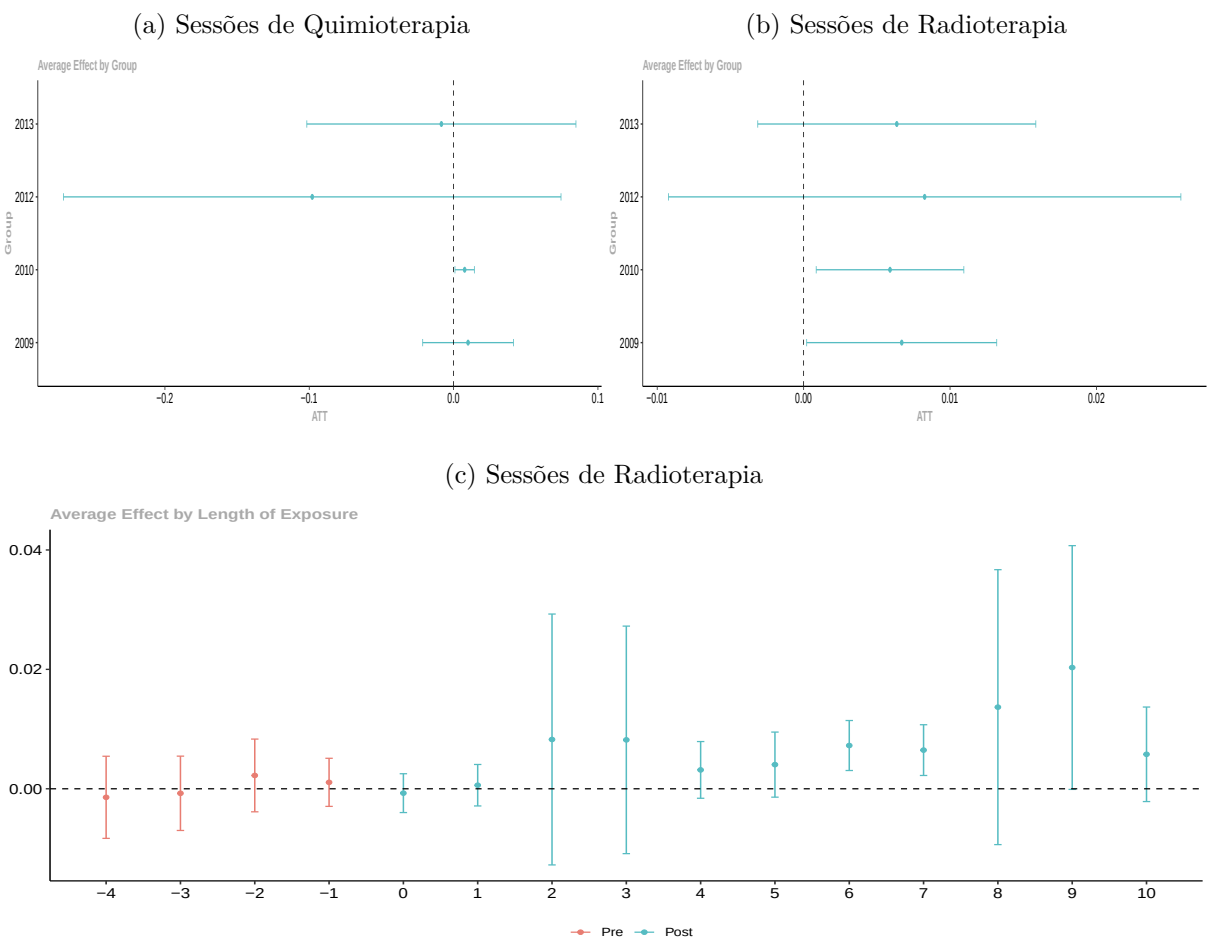
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.46 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pâncreas



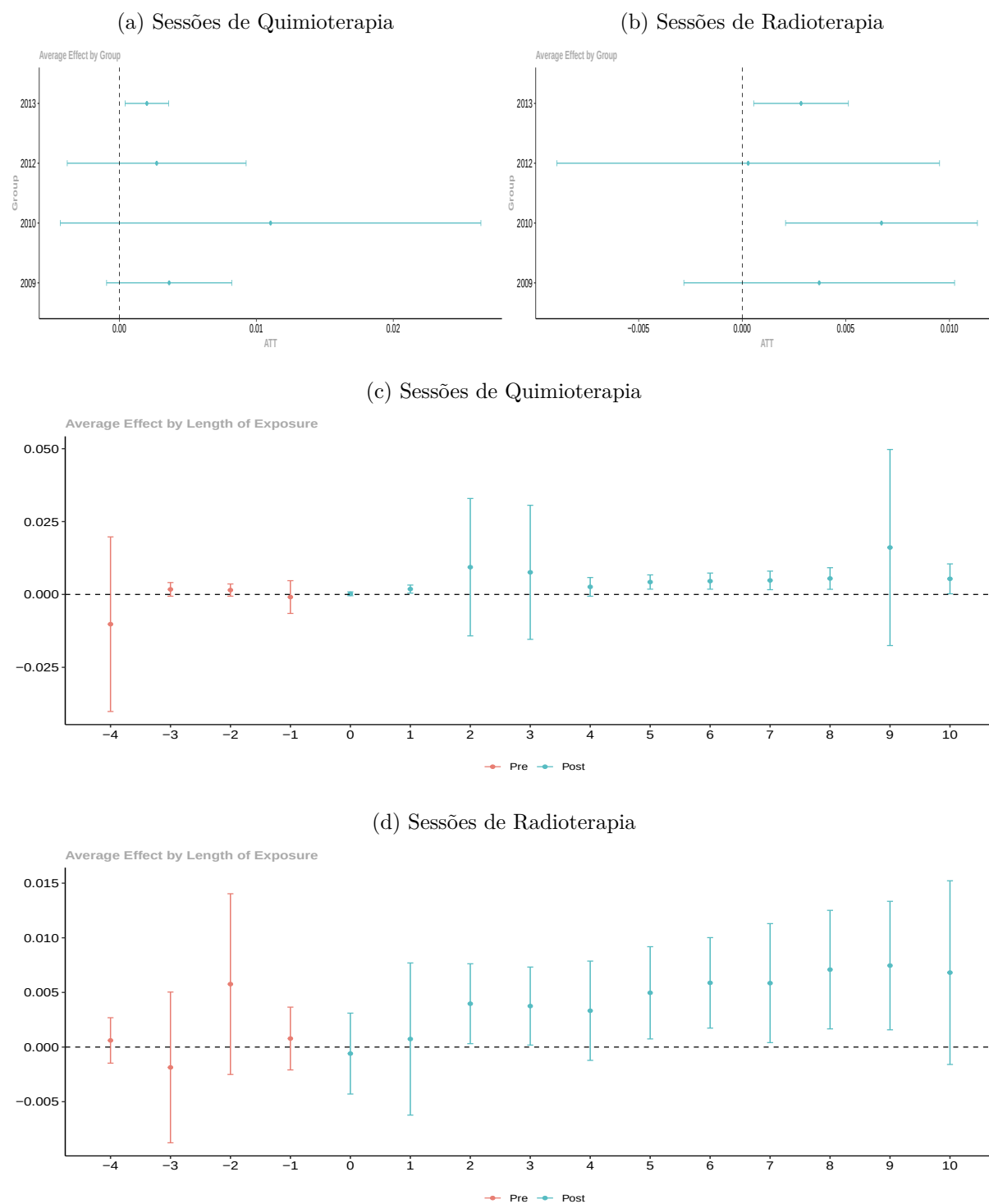
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.47 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Próstata



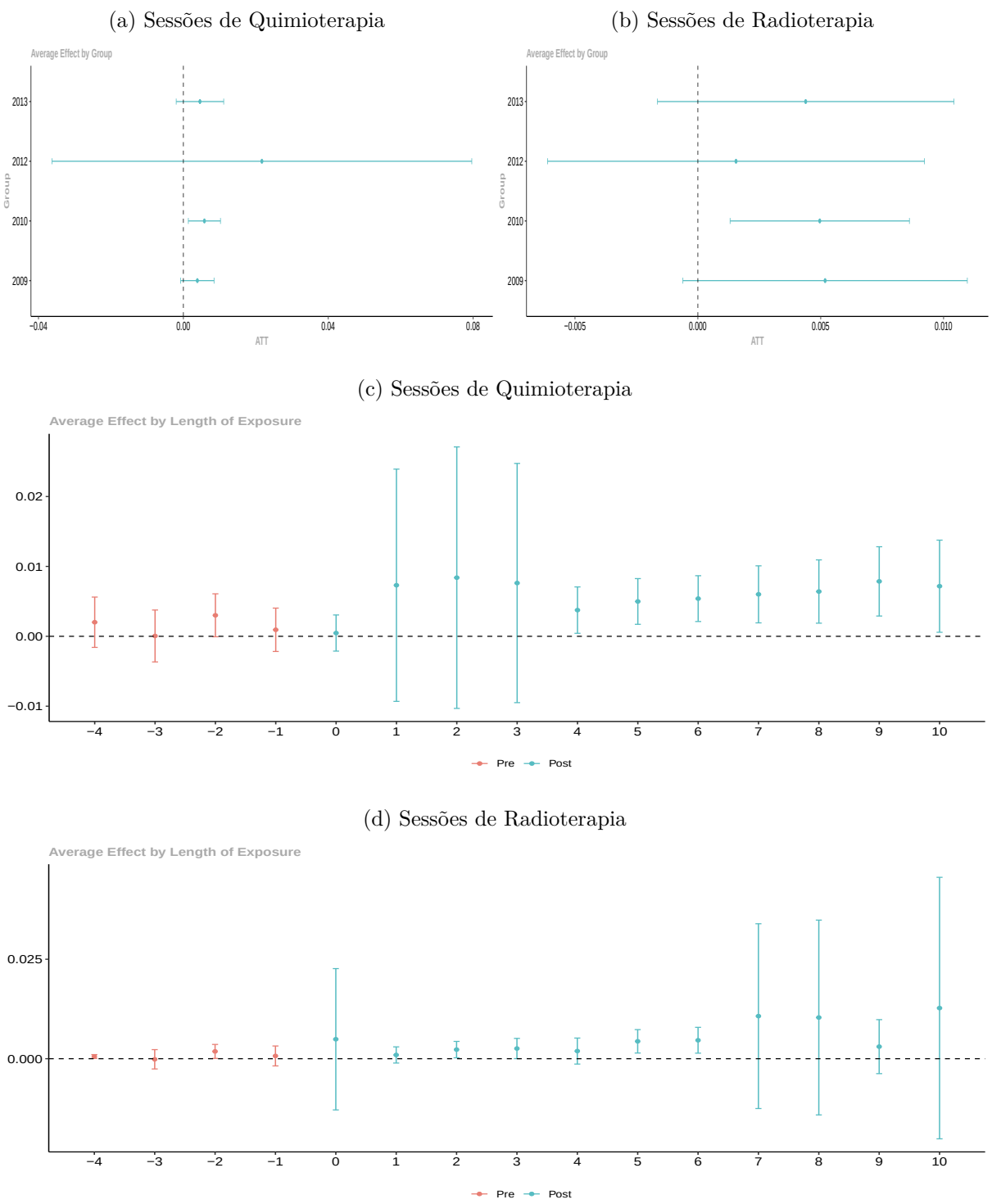
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.48 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pulmão



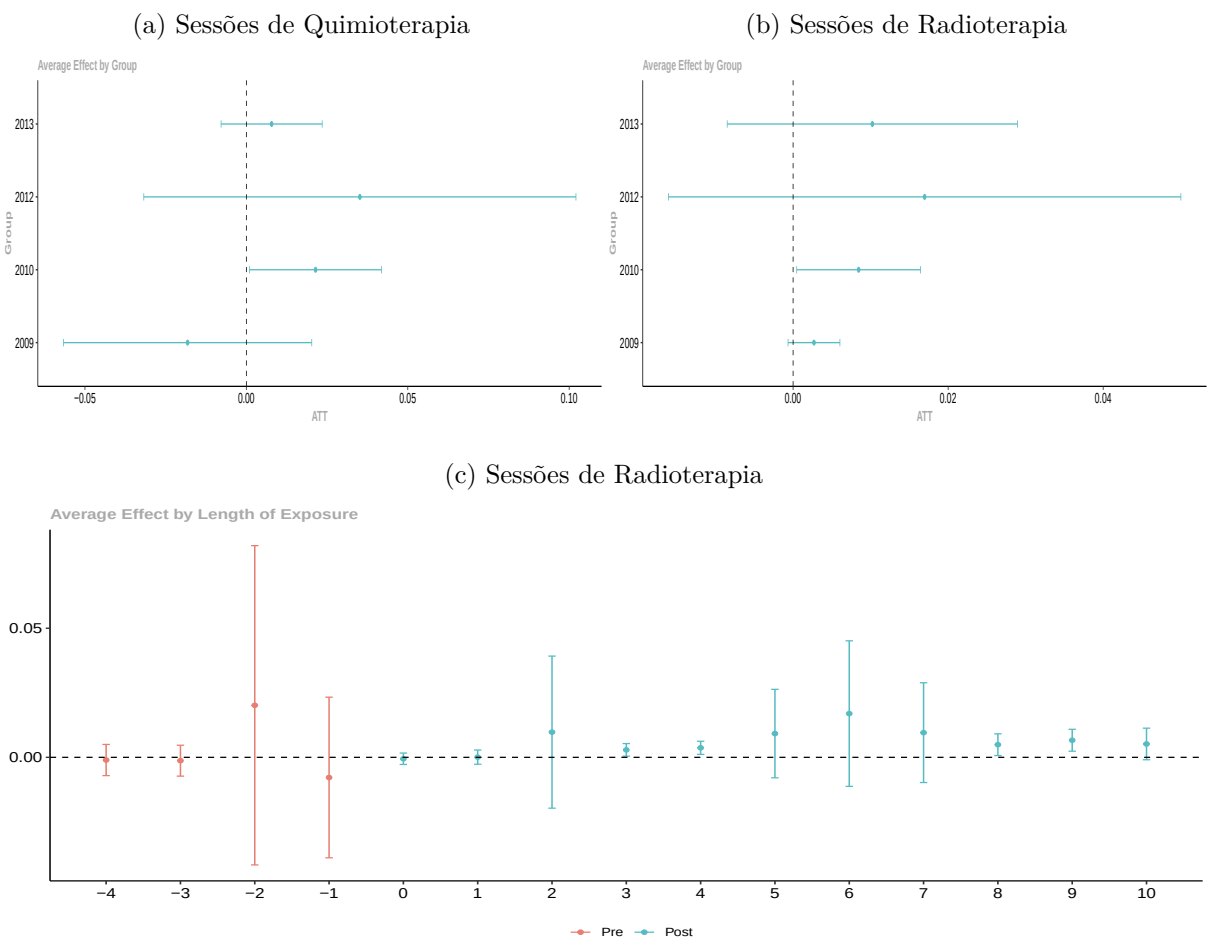
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.49 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Reto



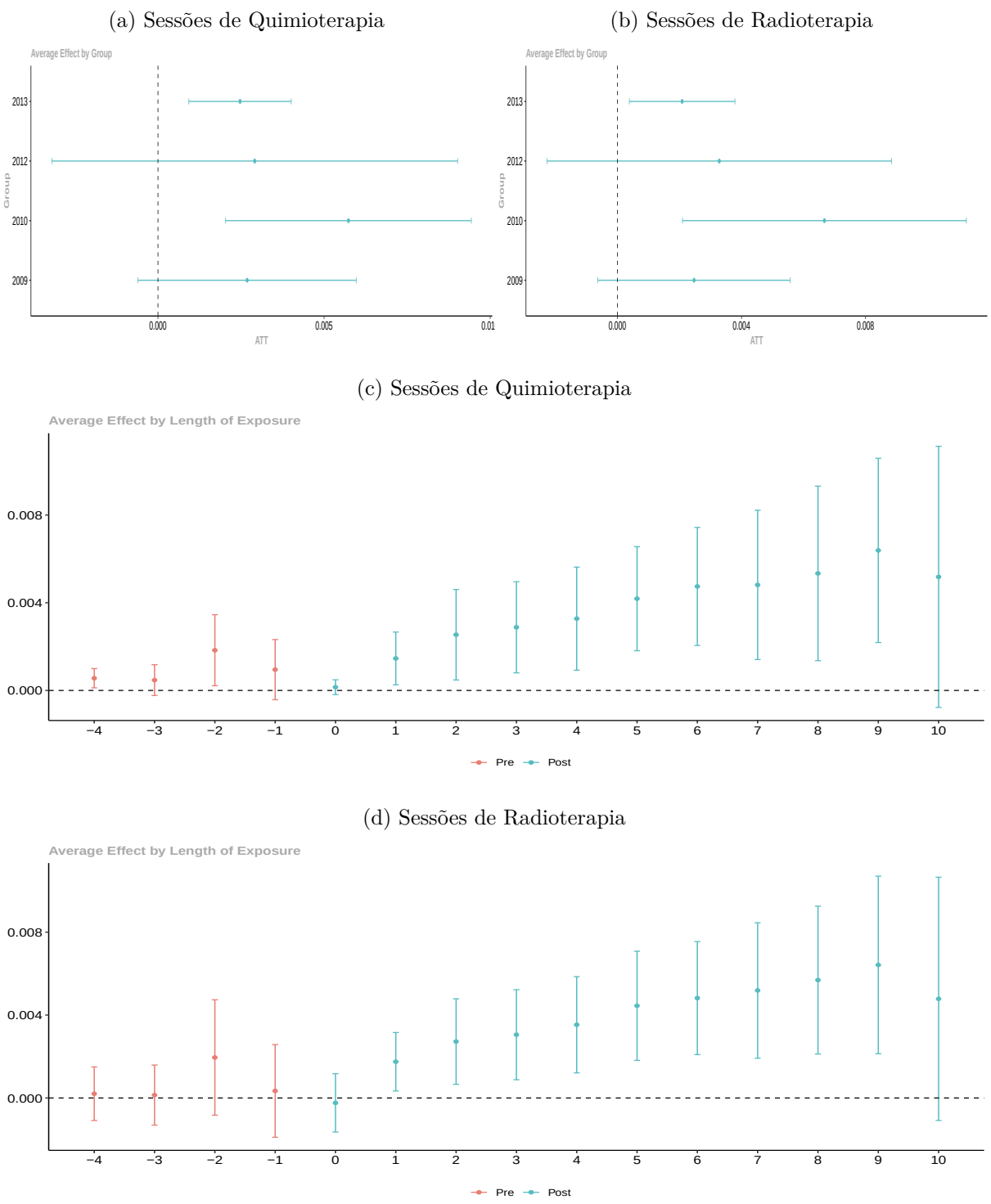
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.50 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Testículo



Fonte: Elaborado pelo autor.

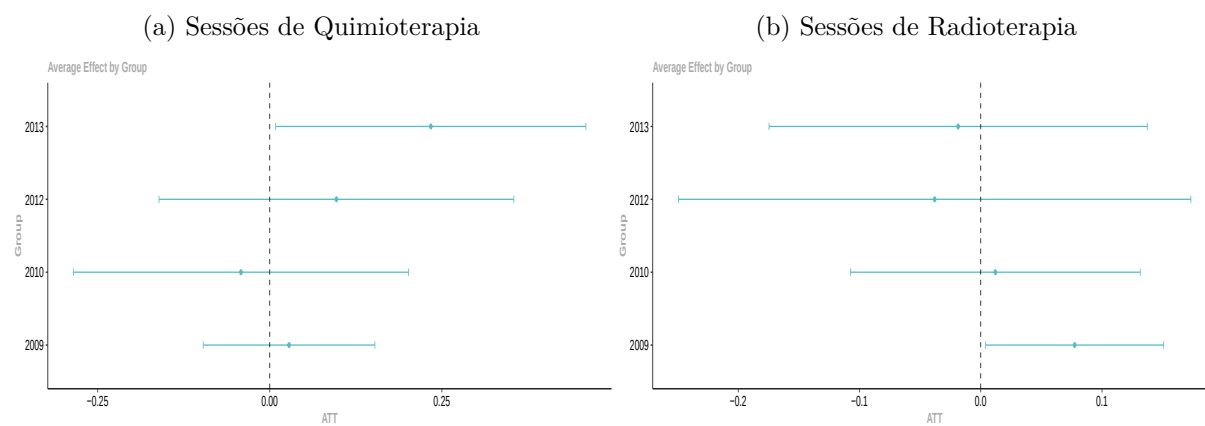
Figura B.51 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Tireoide



Fonte: Elaborado pelo autor.

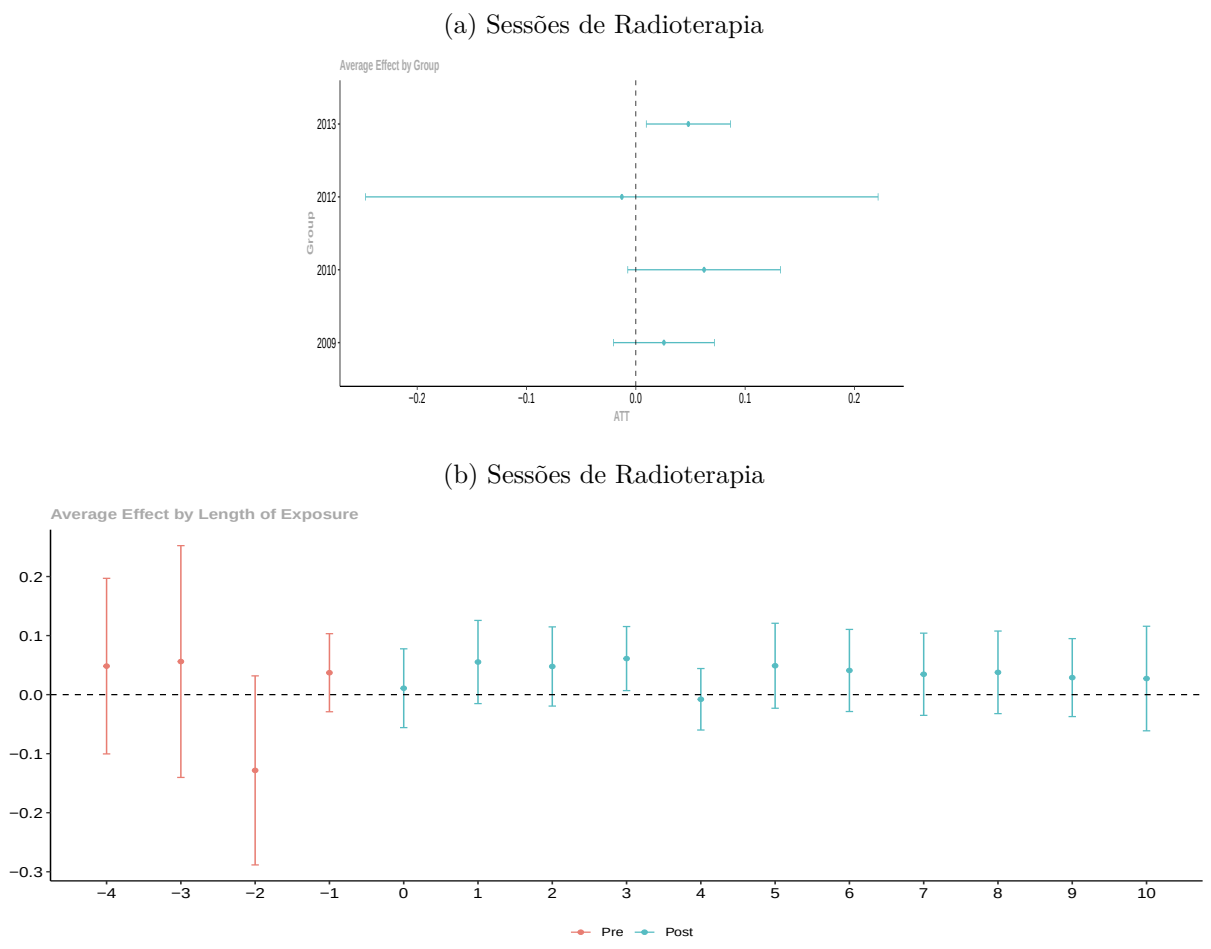
B.3.3.2 Impacto causal do PNPB na População Geral

Figura B.52 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga



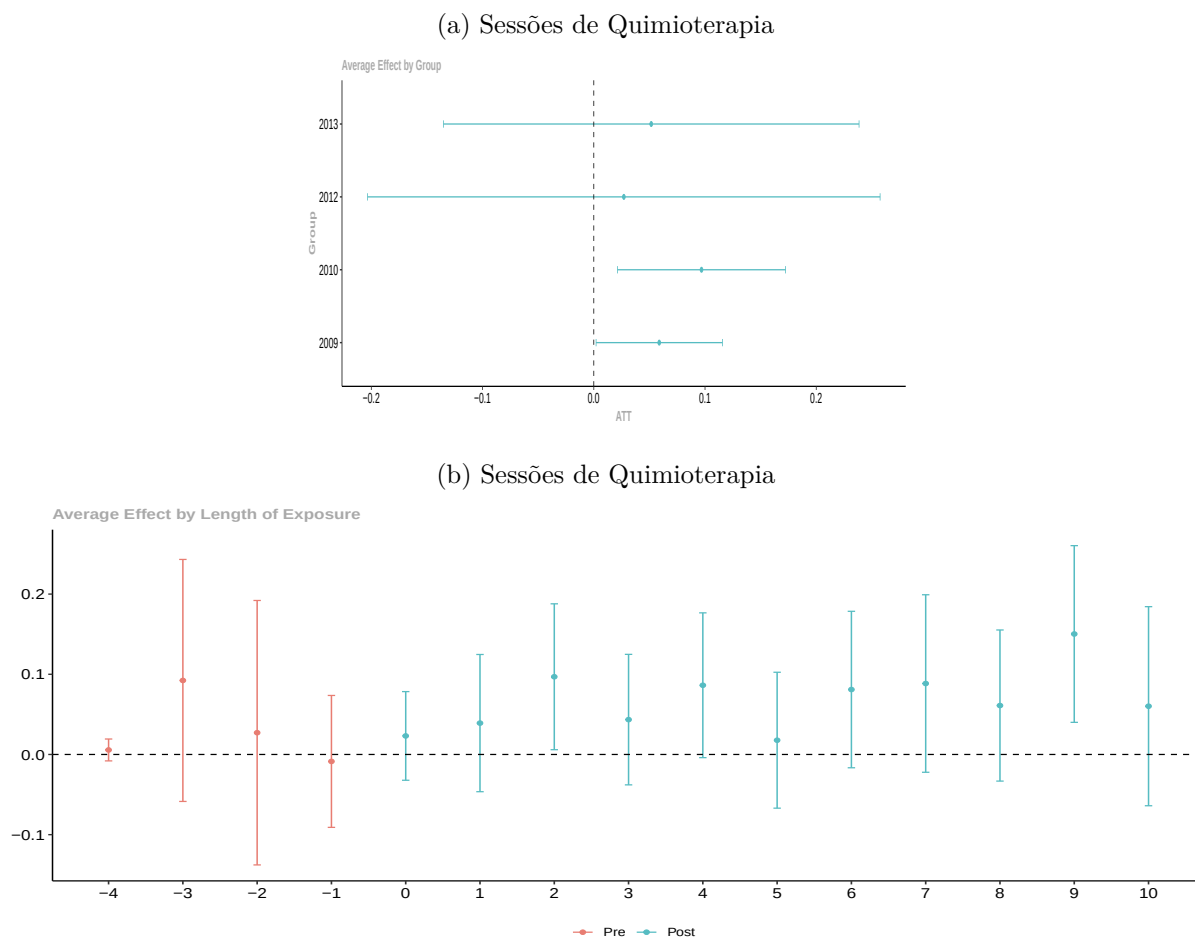
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.53 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cólon



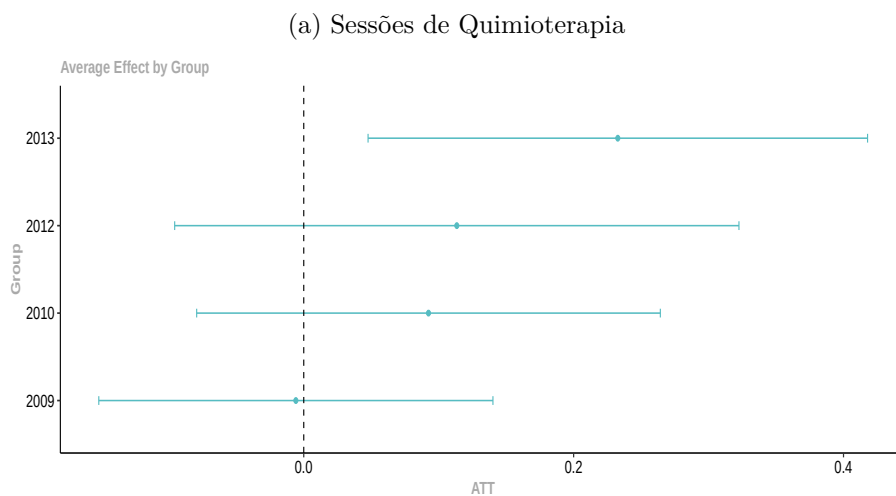
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.54 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Fígado



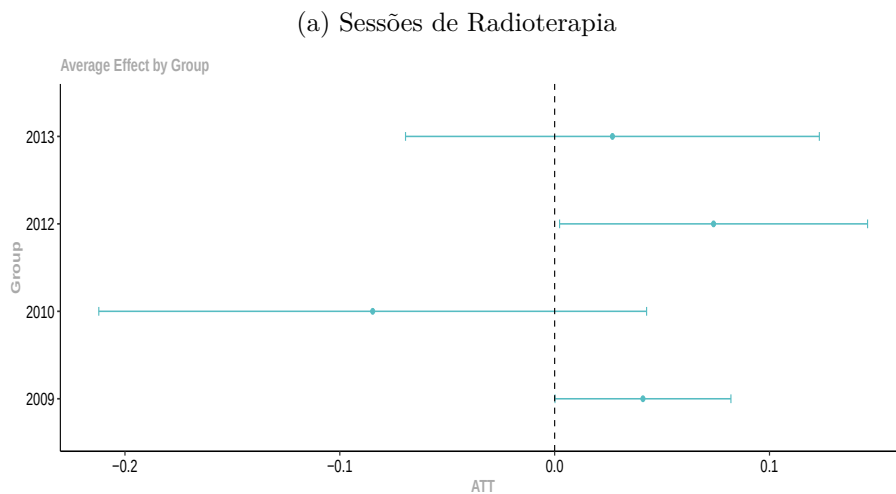
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.55 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin



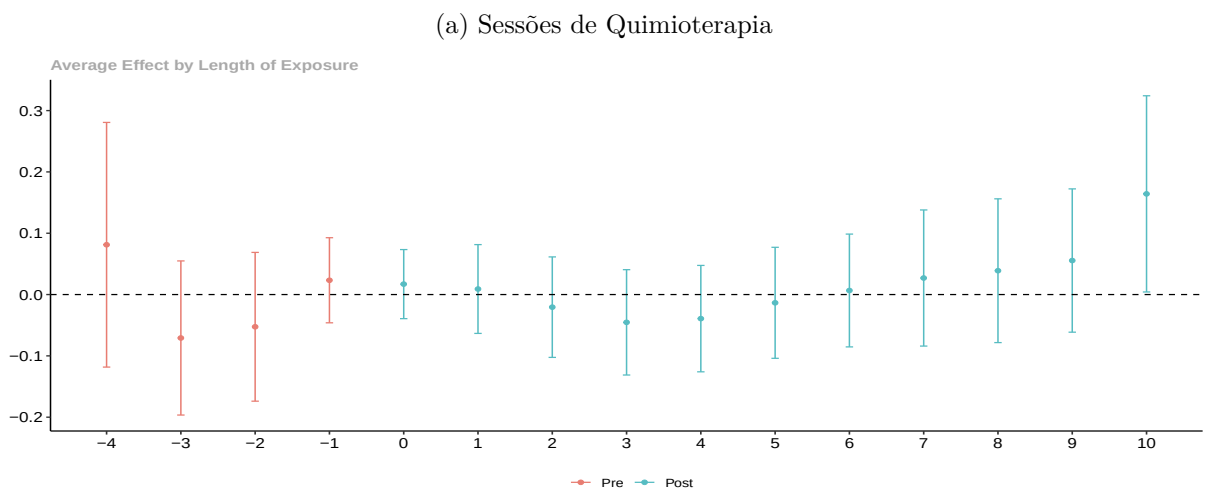
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.56 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia



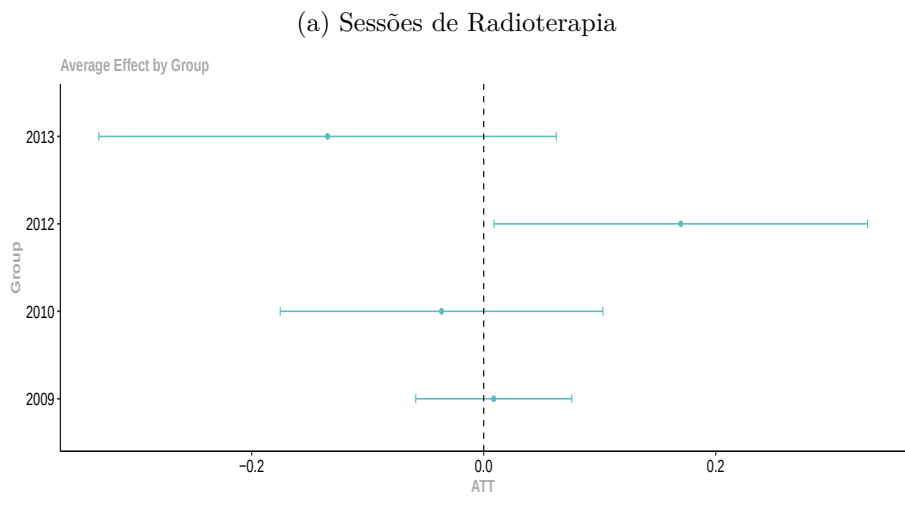
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.57 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Mama



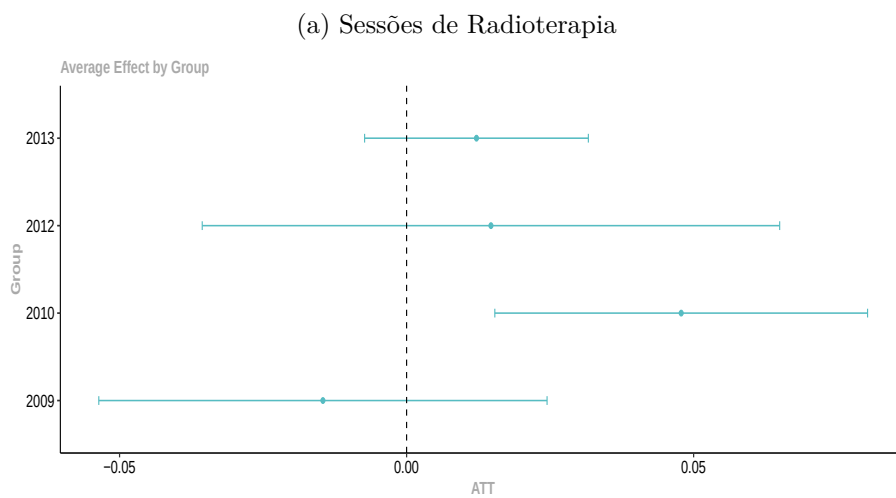
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.58 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Hodgkin



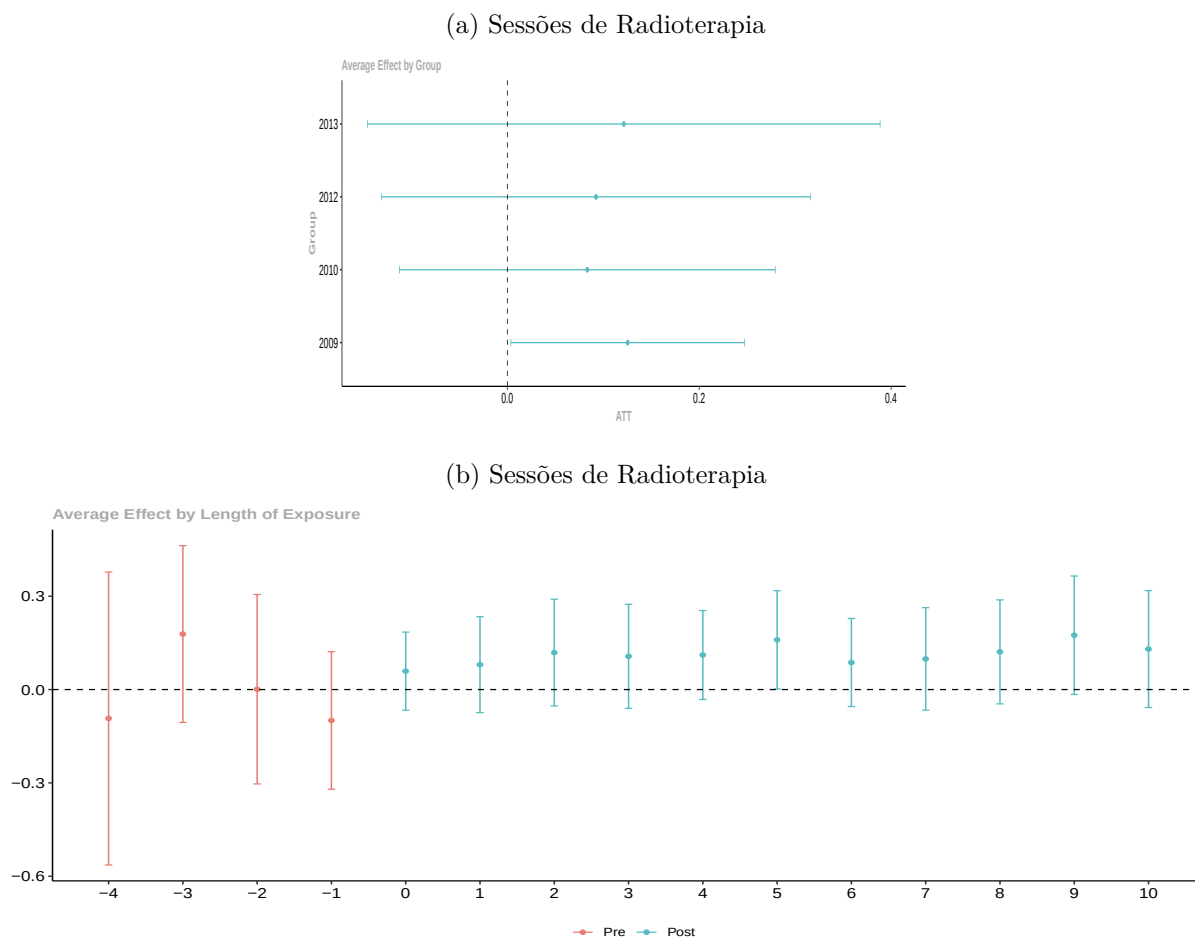
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.59 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Ovário



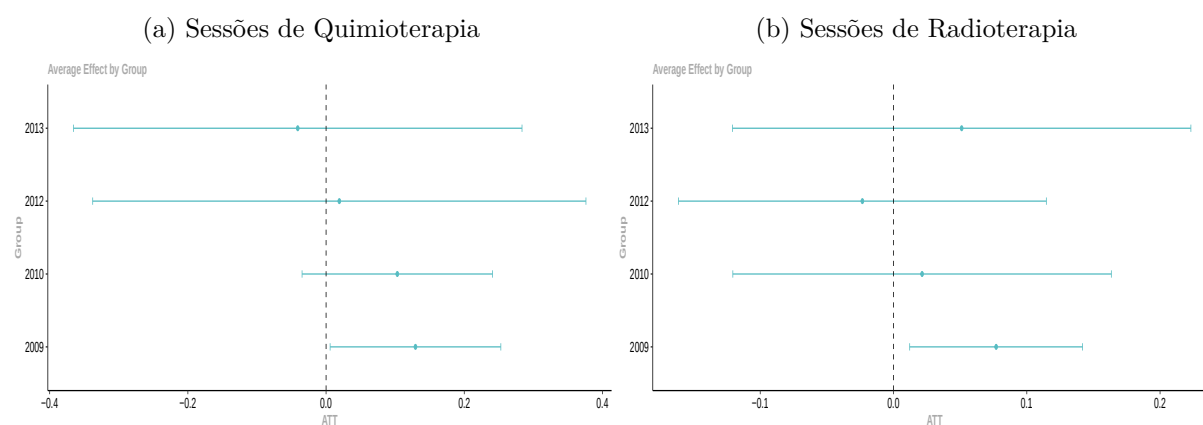
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.60 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pulmão



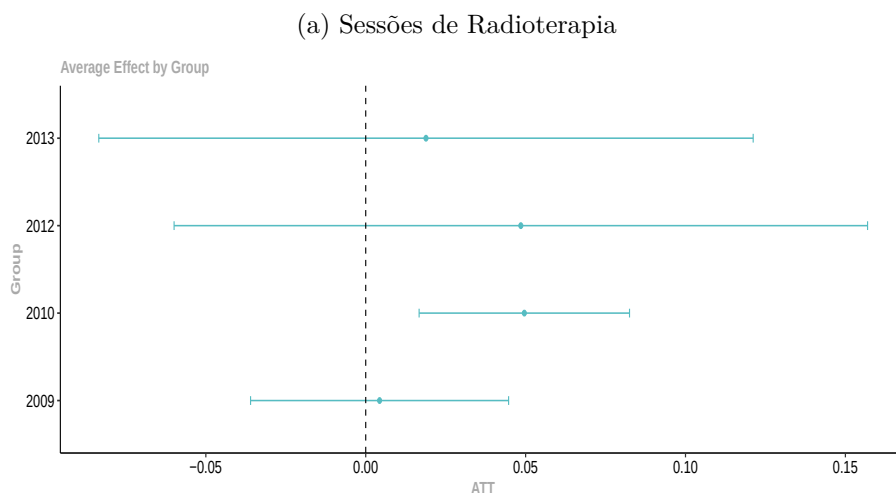
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.61 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer dos Tecidos Moles



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.62 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer dos Testículos

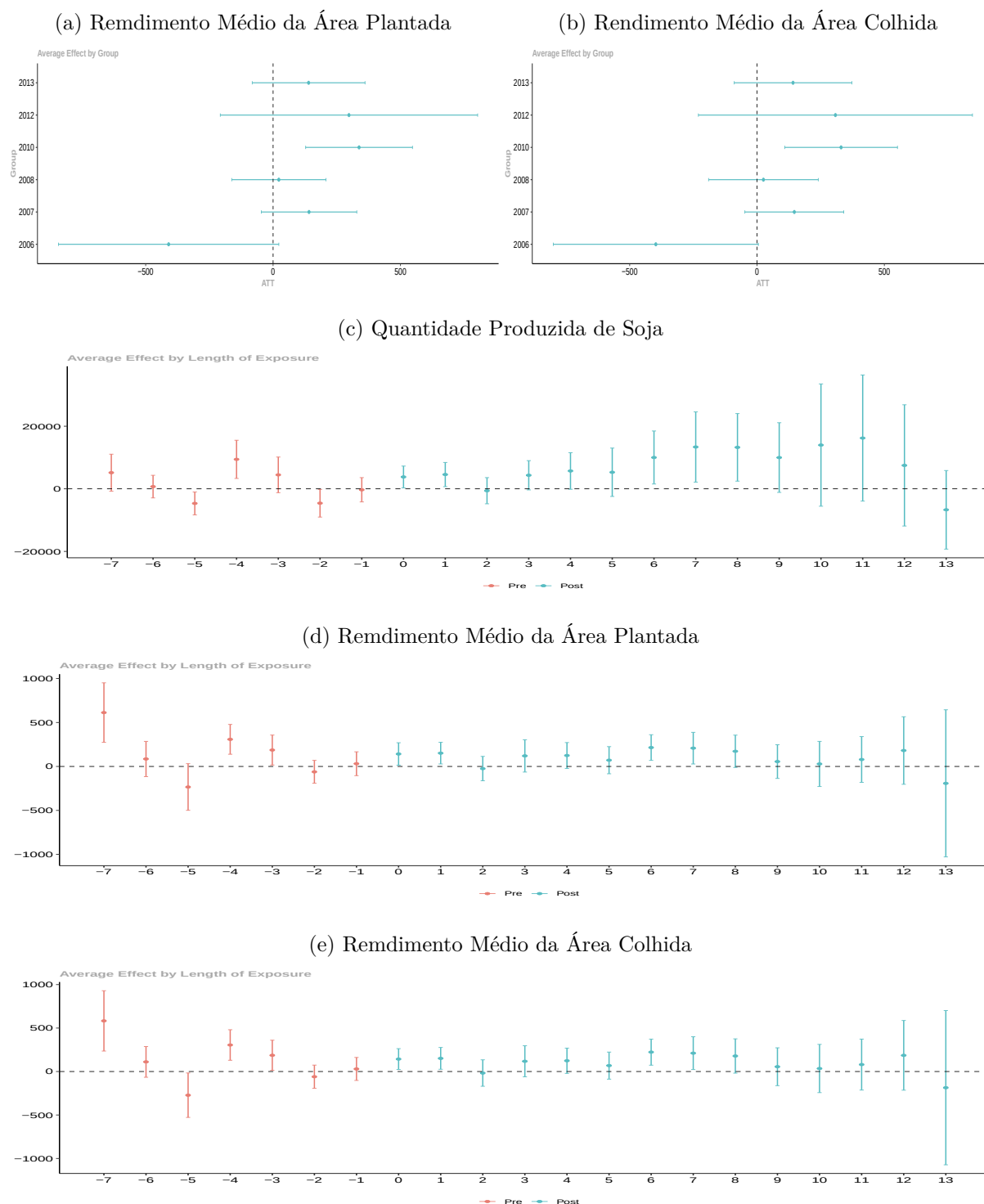


Fonte: Elaborado pelo autor.

B.3.4 Efeitos Heterogêneos para a Sensibilidade Condicionada a Ampliação do Raio do Centroide Voltados à Soja

Na [Figura B.63](#) são representadas seis subfiguras, (a), (b), (c), (d), (e) e (f). As subfiguras (a), (b) e (c) comportam o efeito por grupo que estão no eixo Y e os coeficientes de ATT no eixo X. As estimações são feitas pela [Equação 2.9](#). As subfiguras (d), (e) e (f) trazem os efeitos dinâmicos para 14 períodos ($t-1$) no eixo X e no eixo Y os coeficientes ATT. As estimações são feitas pela [Equação 2.11](#). Ademais, o pré-teste de retas paralelas é visualizado nesse gráfico nas linhas vermelhas verticais, onde a não significância indica o respeito a essa suposição, em especial no período $t - 1$, ou seja, o período imediatamente anterior a instalação das usinas. O intervalo de confiança utilizado é de 95%, sendo a linha tracejada indicadora de não significância estatística na condição do intervalo tocá-la.

Figura B.63 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Quantidade Absoluta Produzida, Rendimento Médio em Quilogramas por Hectare Para a Área Plantada e Colhida Dessa Cultura



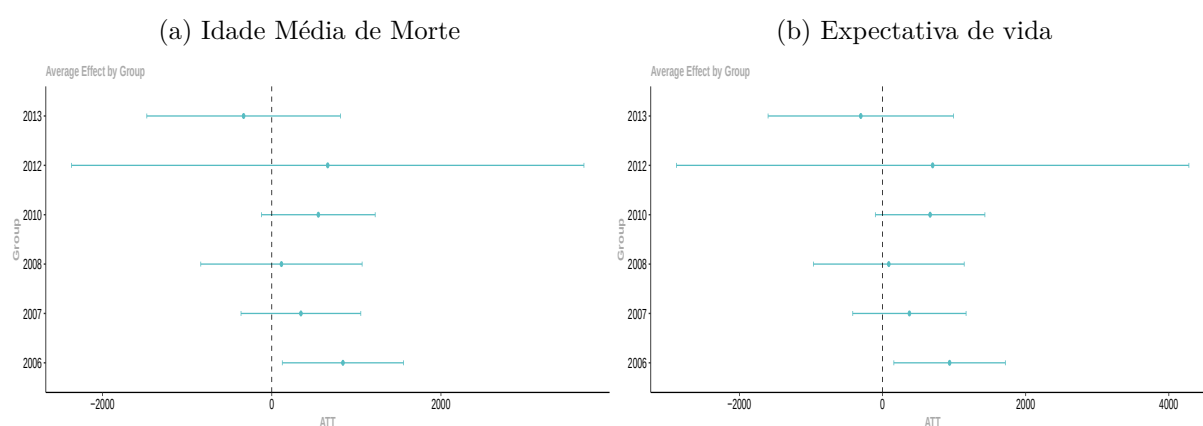
Fonte: Elaborado pelo autor.

B.3.5 Efeitos Heterogêneos para a Sensibilidade Condicionada a Ampliação do Raio do Centroide com Relação aos Cânceres

Para cada modelo são representadas figuras com dois painéis. Por sua vez, cada painel pode ter no máximo três subfiguras dependendo da significância dos resultados. O primeiro tem o efeito por grupo a partir da [Equação 2.9](#) que estão no eixo Y e os coeficientes de ATT no eixo X. O segundo traz os efeitos dinâmicos para 14 períodos (t-1) no eixo X e no eixo Y os coeficientes ATT, sendo estimados pela [Equação 2.11](#). Ademais, o pré-teste de retas paralelas é visualizado nesse gráfico nas linhas vermelhas verticais, onde a não significância indica o respeito a essa suposição, em especial no período t - 1, ou seja, o período imediatamente anterior a instalação das usinas. O intervalo de confiança utilizado é de 95%, sendo a linha tracejada indicadora de não significância estatística na condição do intervalo tocá-la. Apenas os tipos de neoplasias que tiverem alguma significância serão apresentadas de forma gráfica. No máximo, o primeiro painel trará três gráficos, (a), (b) e (c), representando o efeito sobre a taxa de mortalidade, a idade média de morte dado o câncer e expectativa de vida dado o câncer. O mesmo é válido para a apresentação segundo painel, com sub figuras (d), (e) e (f). Essa condição só ocorre caso todos os efeitos forem significantes, mas não necessariamente a ordem as subfiguras será a mesma por conta da possibilidade de não significância.

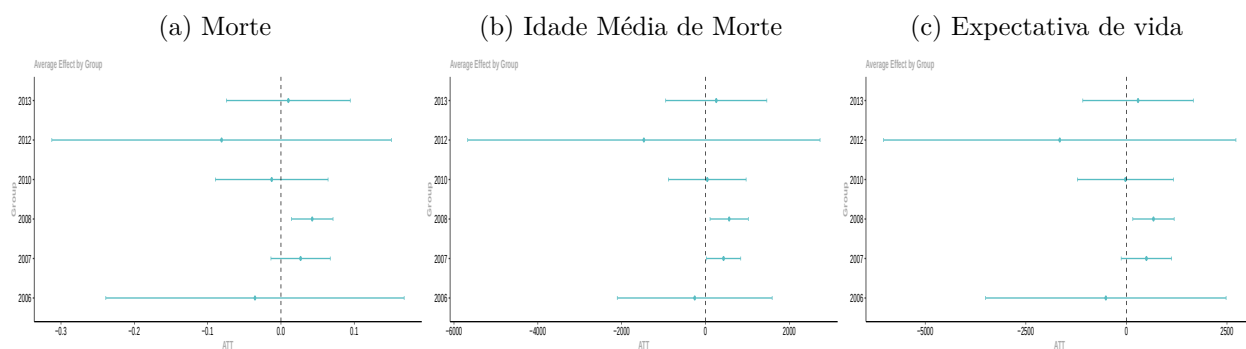
B.3.5.1 Impacto causal do PNPB em crianças de 0 a 14 anos

Figura B.64 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cérebro



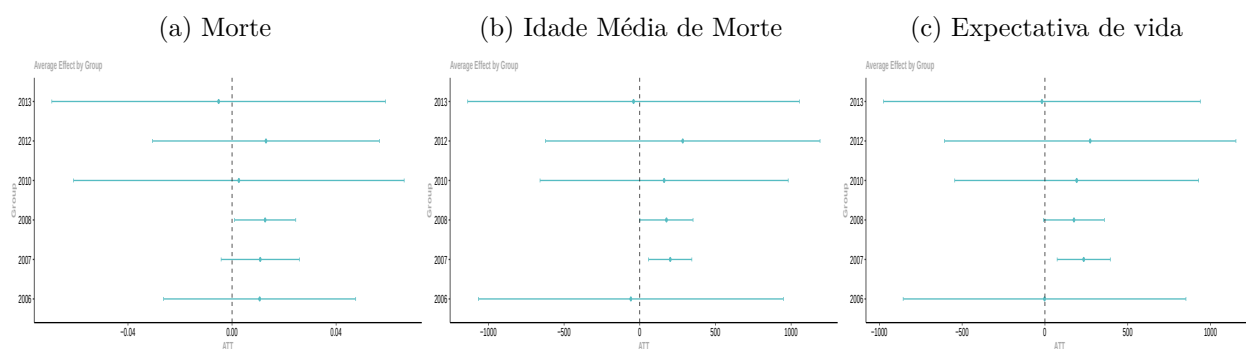
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.65 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia



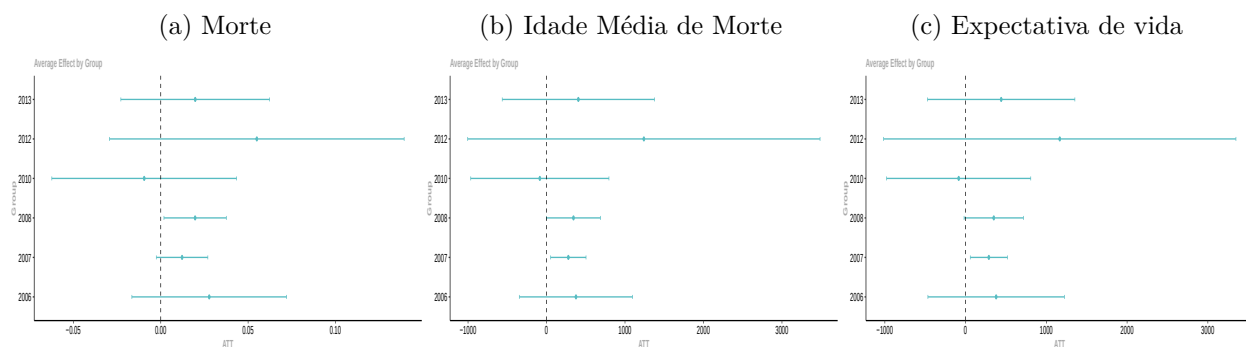
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.66 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Não Hodgkin



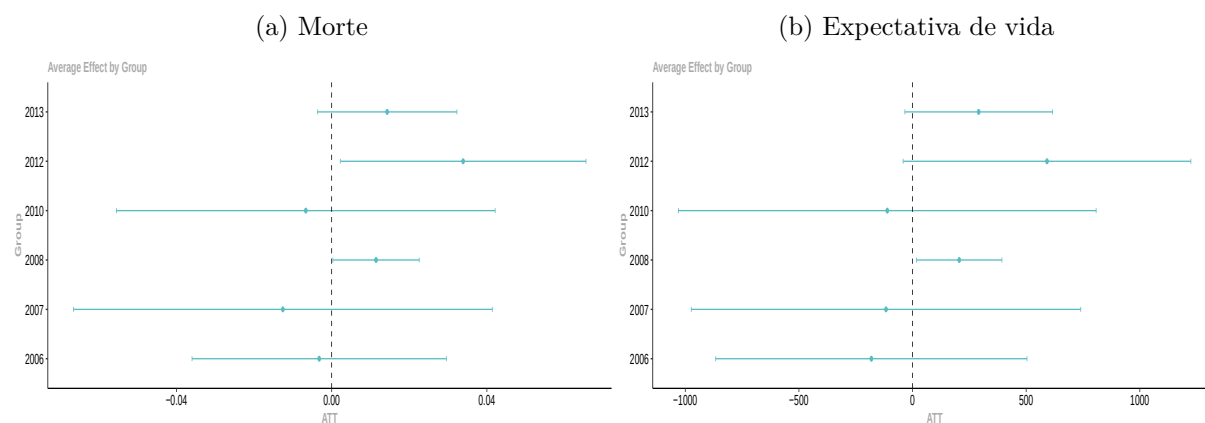
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.67 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins



Fonte: Elaborado pelo autor.

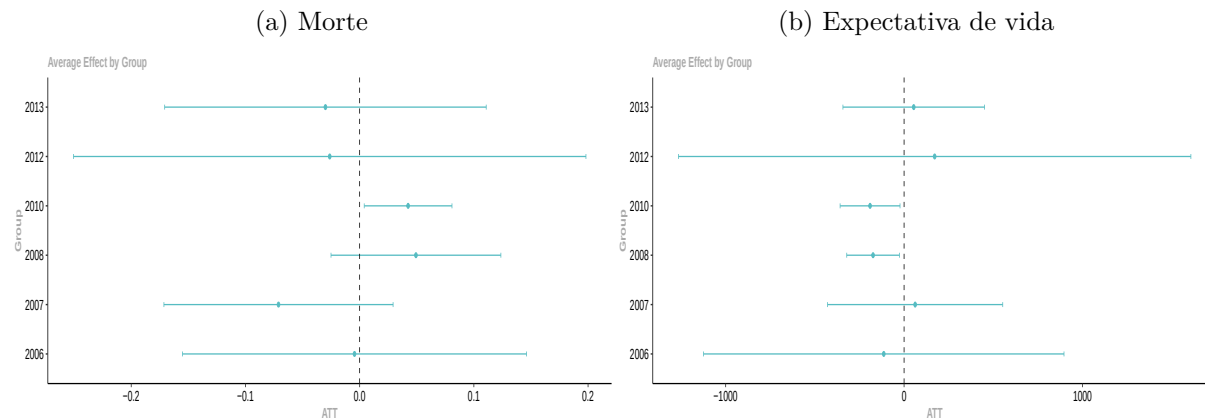
Figura B.68 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer dos Tecidos Moles



Fonte: Elaborado pelo autor.

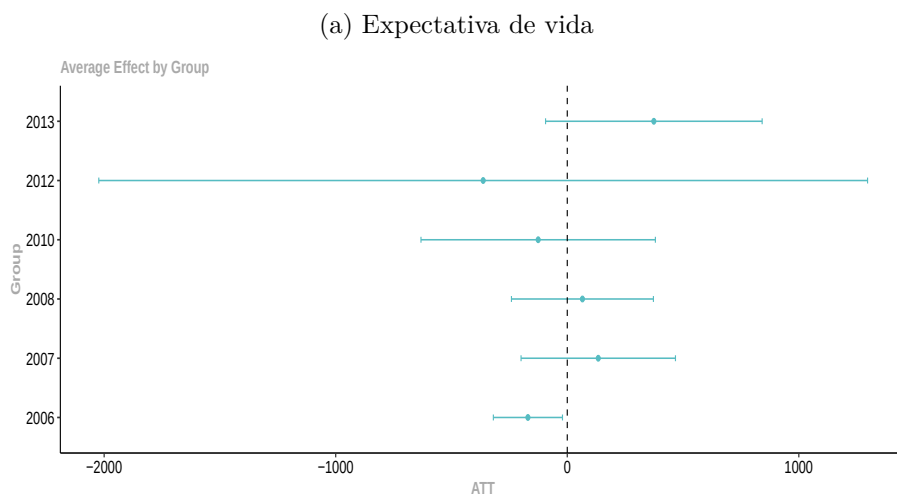
B.3.5.2 Impacto causal do PNPB na População agrícola

Figura B.69 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga



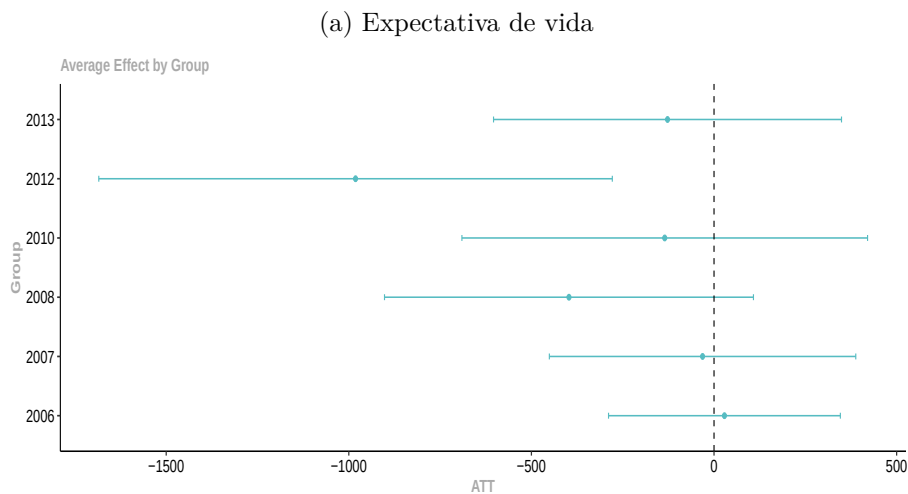
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.70 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia



Fonte: Elaborado pelo autor.

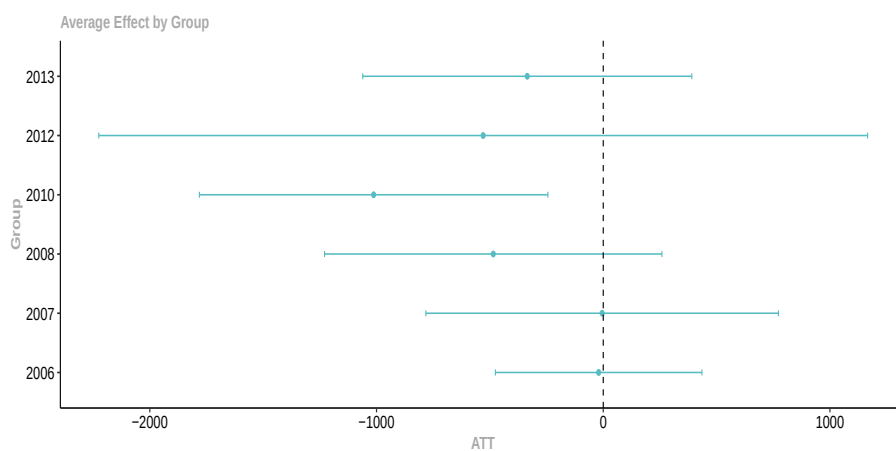
Figura B.71 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pâncreas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.72 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Próstata

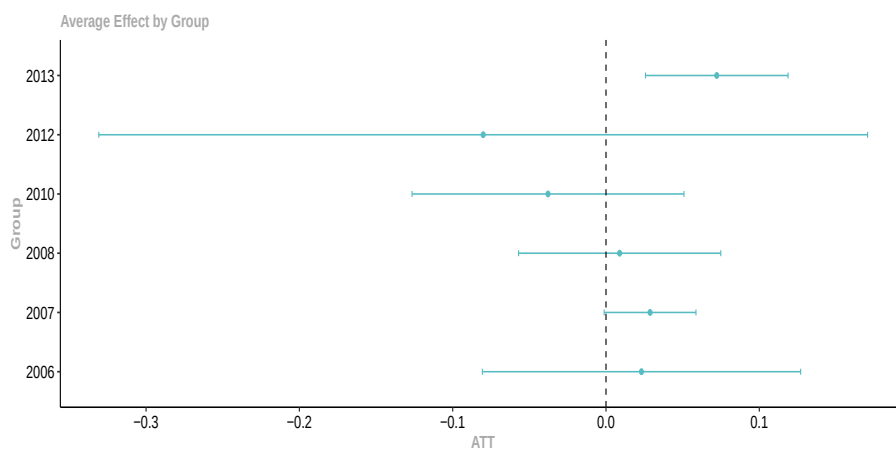
(a) Expectativa de vida



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.73 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins

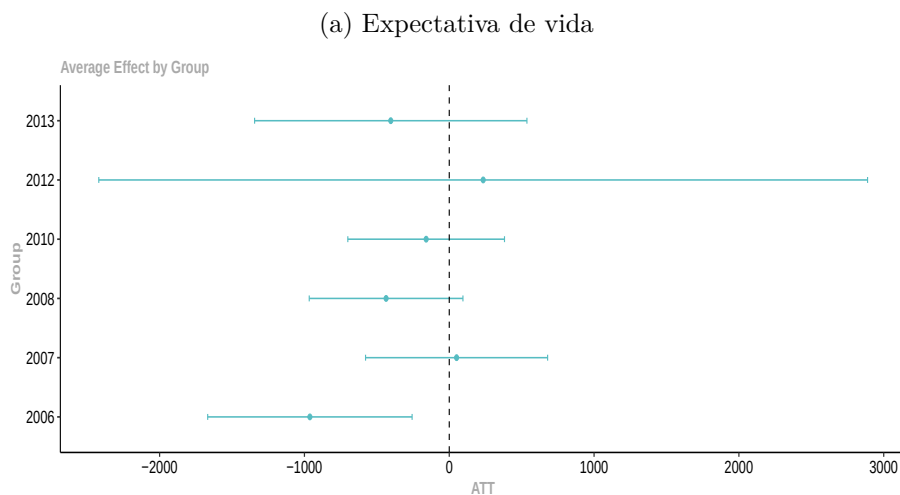
(a) Morte



Fonte: Elaborado pelo autor.

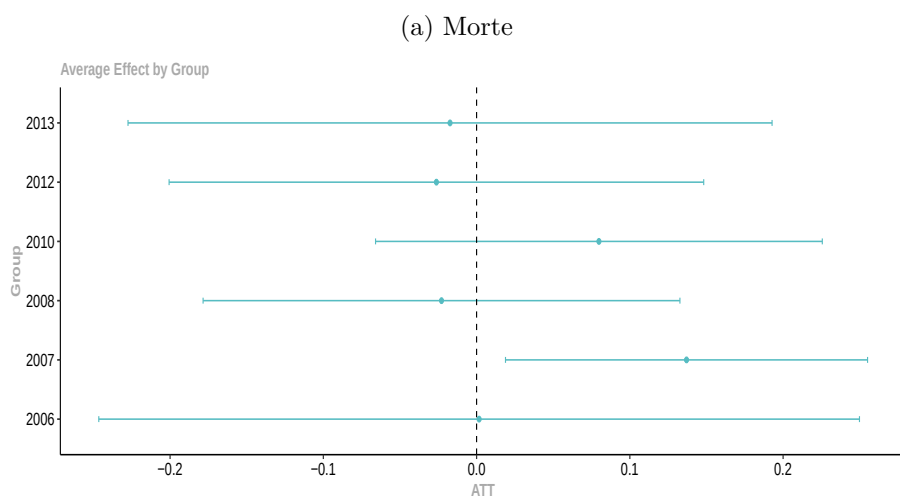
B.3.5.3 Impacto causal do PNPB na População Geral

Figura B.74 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Bexiga



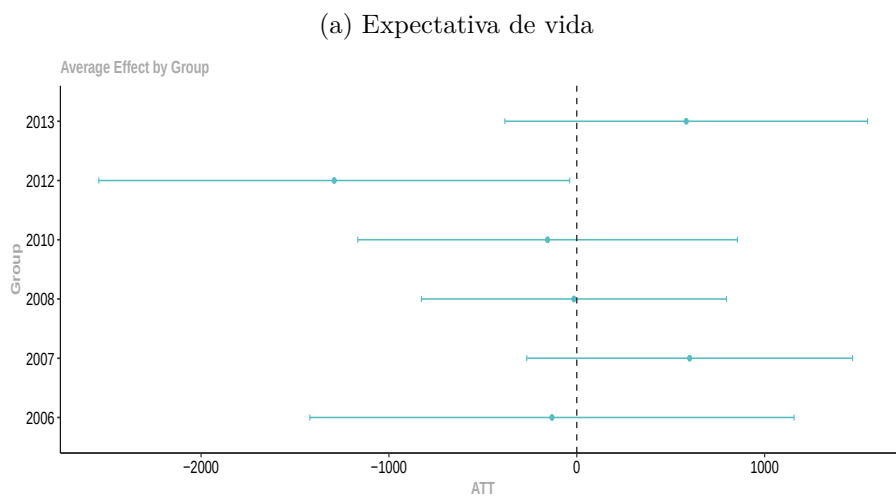
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.75 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cérebro



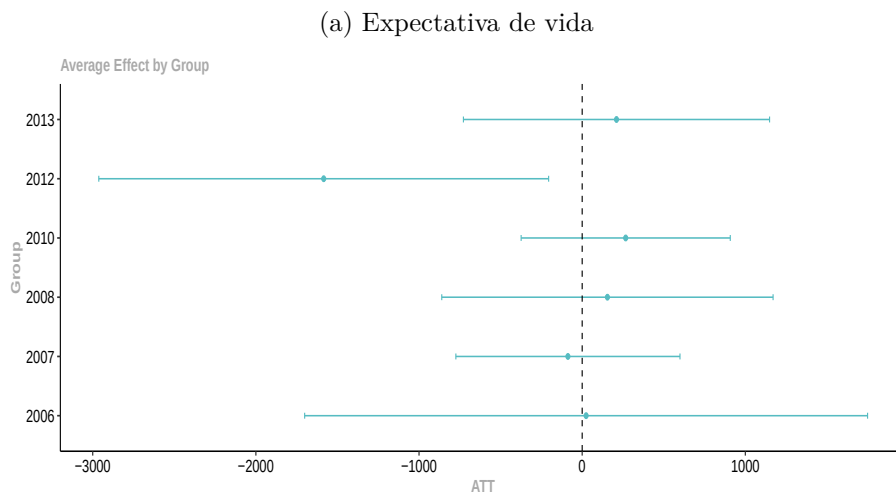
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.76 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Cólon



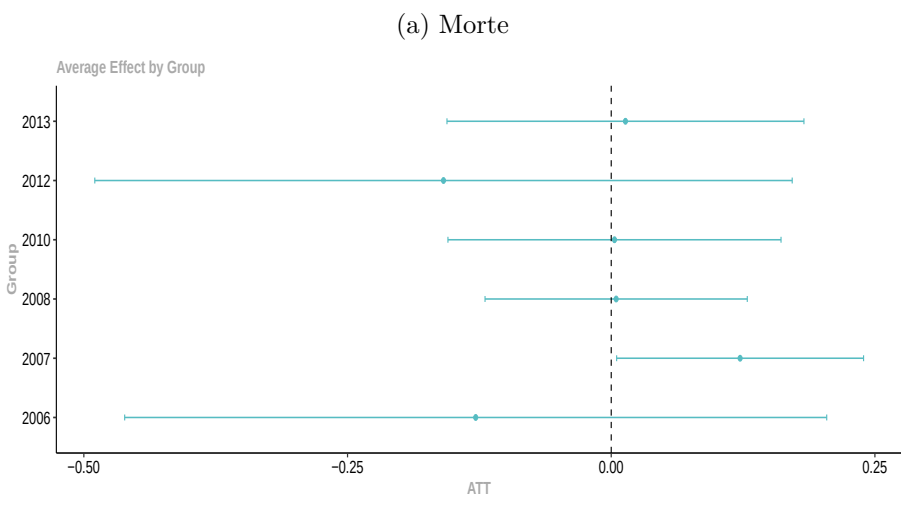
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.77 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Fígado



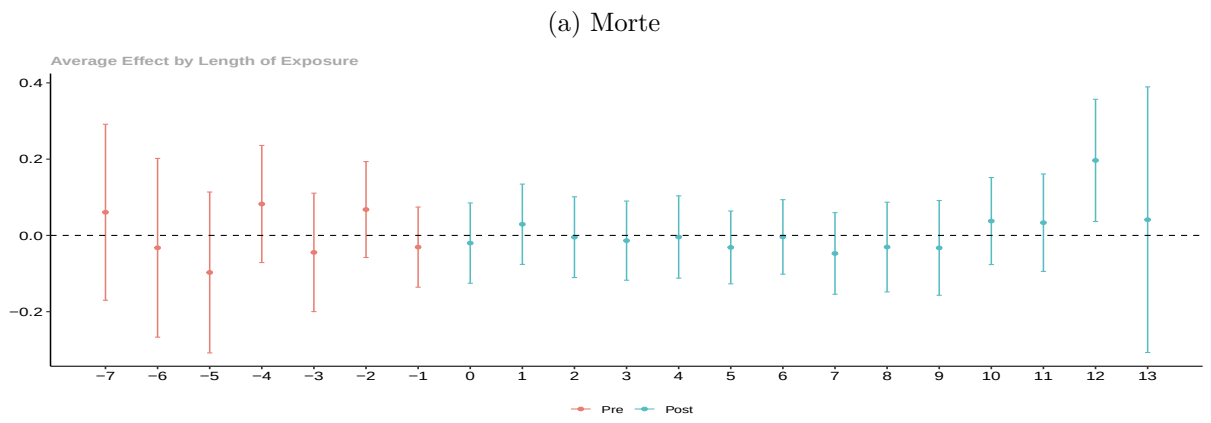
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.78 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Leucemia



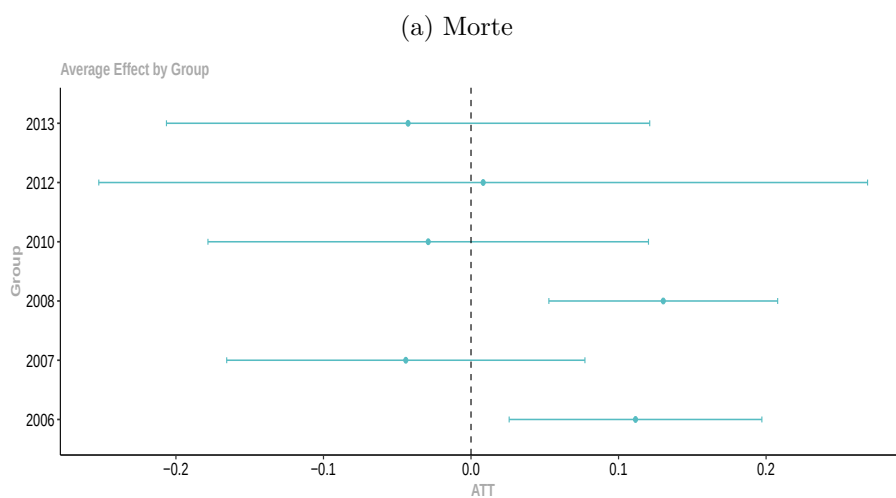
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.79 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Linfoma Não Hodgkin



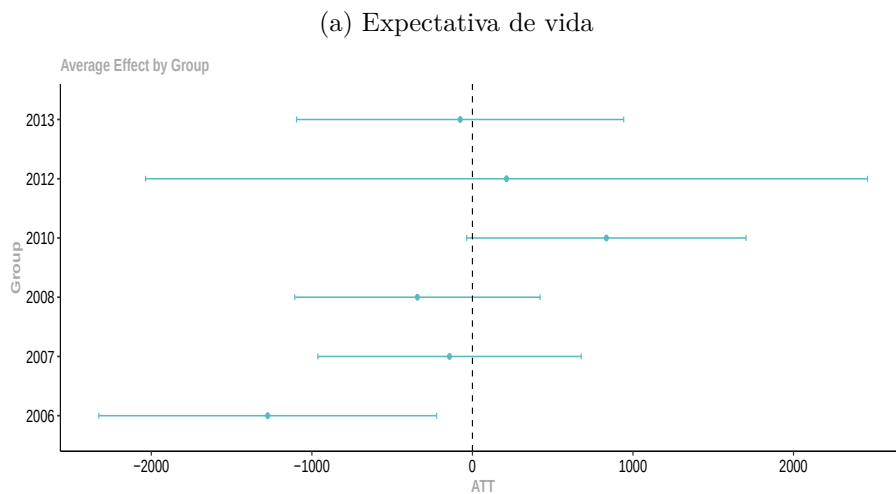
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.80 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Ovário



Fonte: Elaborado pelo autor.

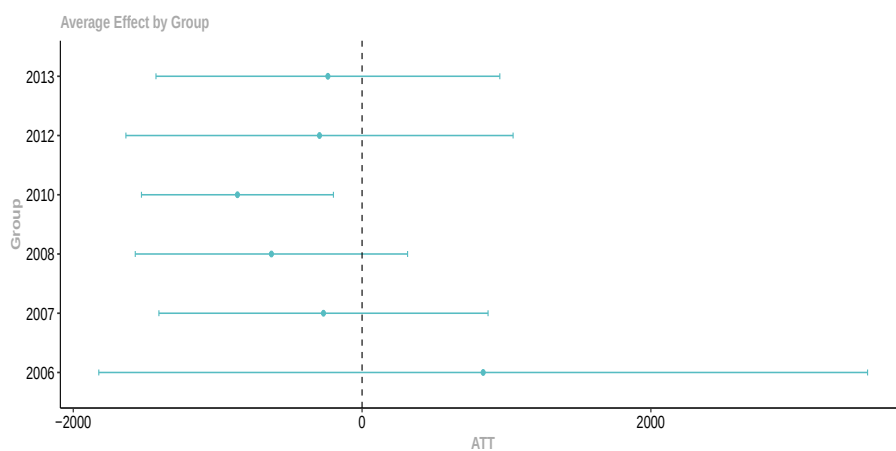
Figura B.81 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Pâncreas



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.82 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Próstata

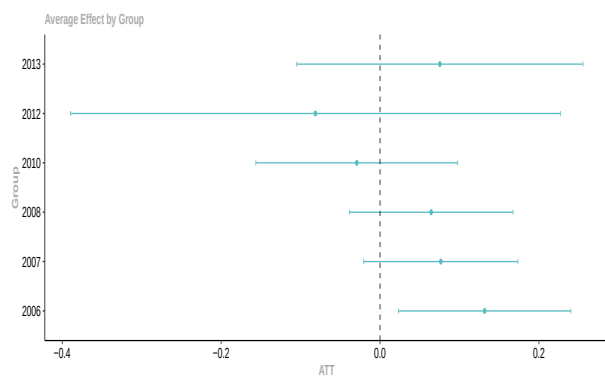
(a) Expectativa de vida



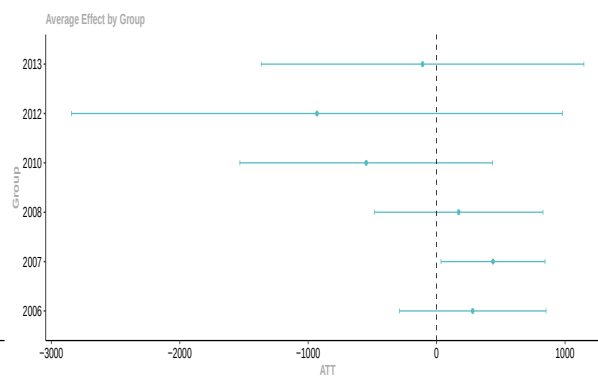
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.83 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Rins

(a) Morte



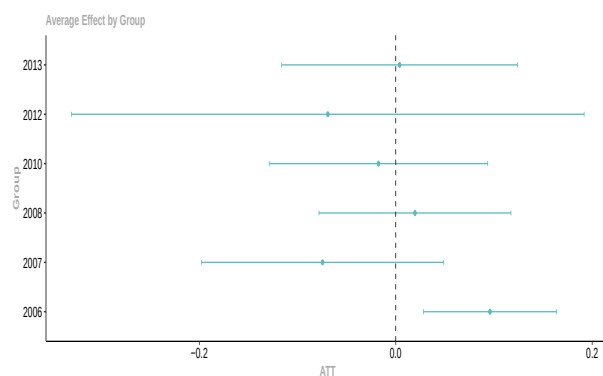
(b) Expectativa de vida



Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.84 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Tecidos Moles

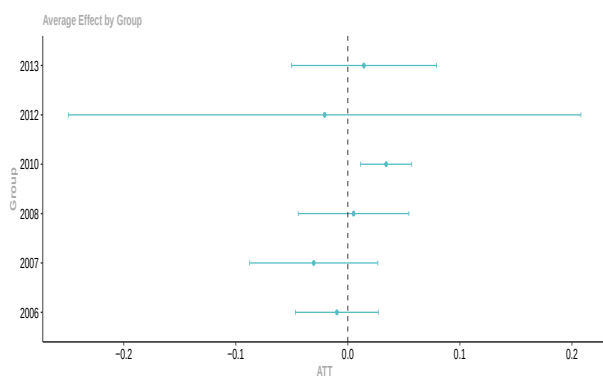
(a) Morte



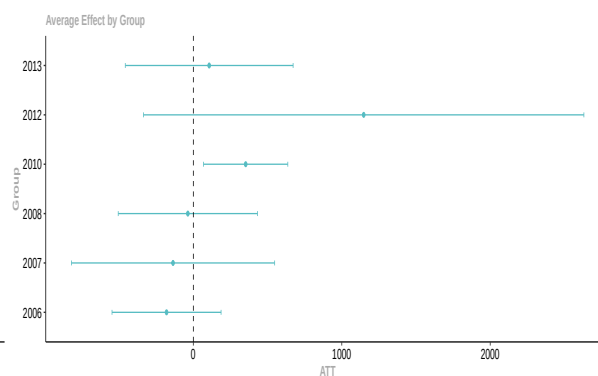
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.85 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Câncer de Testículo

(a) Morte



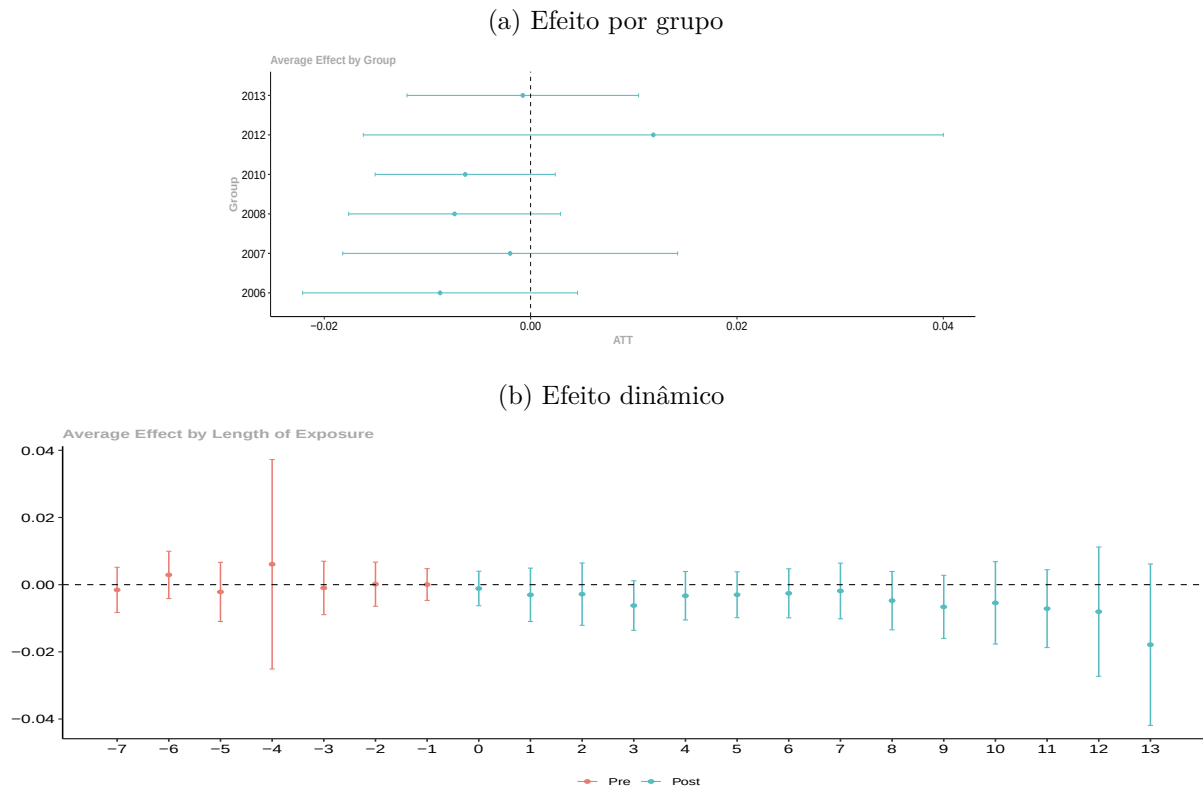
(b) Expectativa de vida



Fonte: Elaborado pelo autor.

B.3.6 Efeitos Heterogêneos para Covariáveis, Variáveis Correlacionadas e Não Correlacionadas com o Câncer

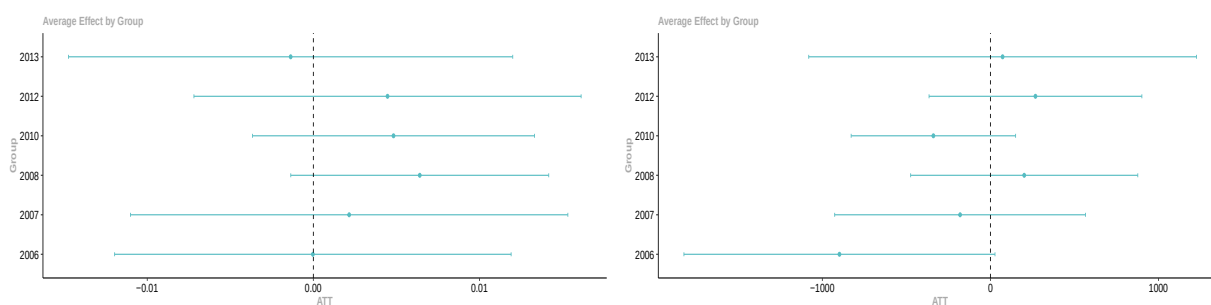
Figura B.86 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre as Despesas Totais em Saúde



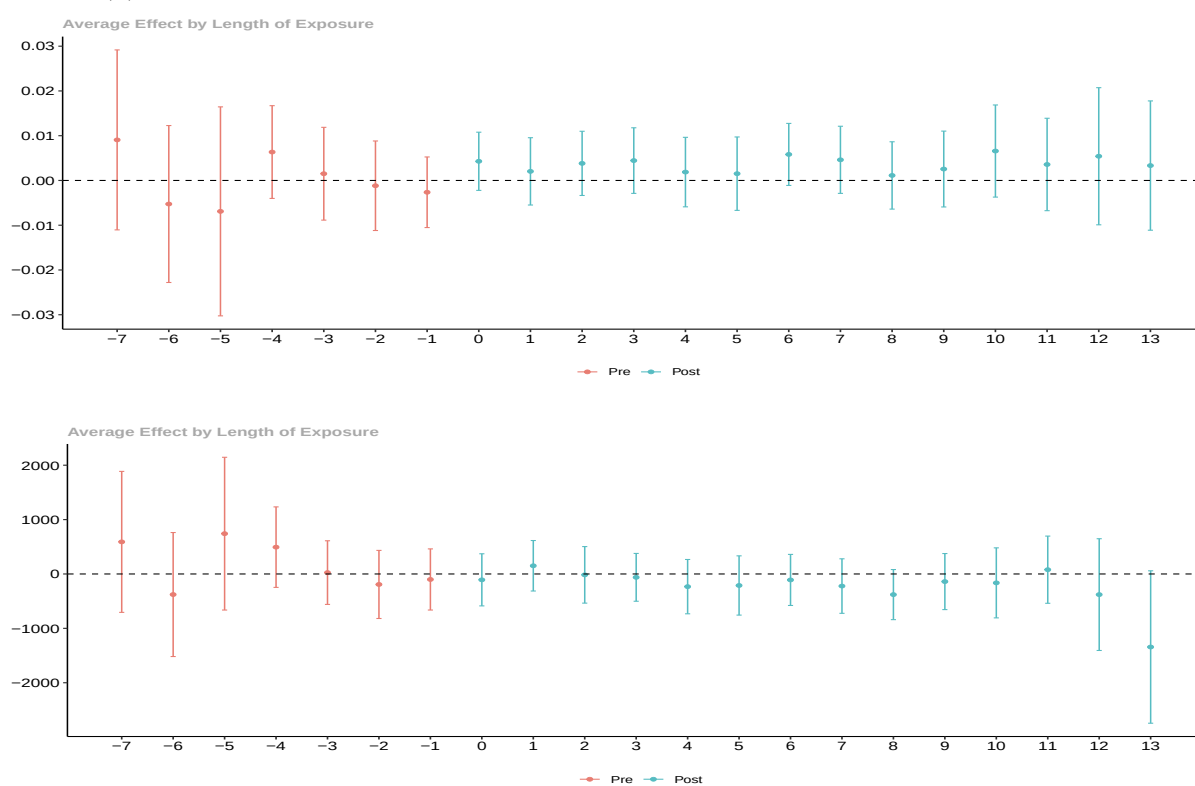
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.87 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre as Mortes, Exceto as Relacionadas ao Câncer

(a) Efeito por grupo para, respectivamente, a taxa de mortalidade e expectativa de vida



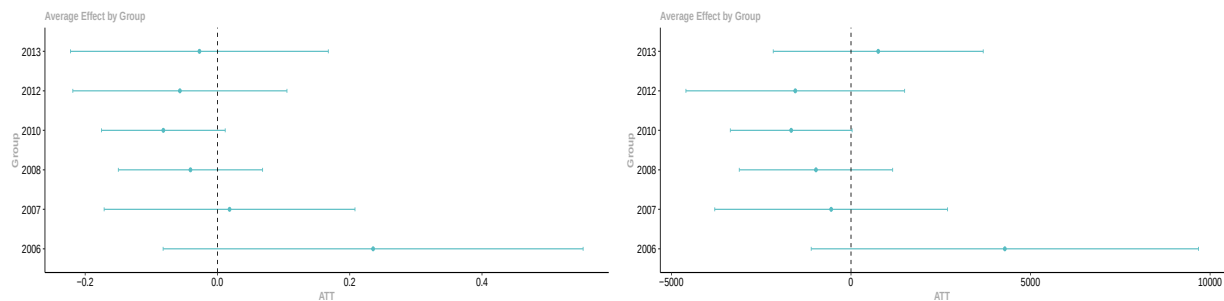
(b) Efeito dinâmico para, respectivamente, a taxa de mortalidade e expectativa de vida



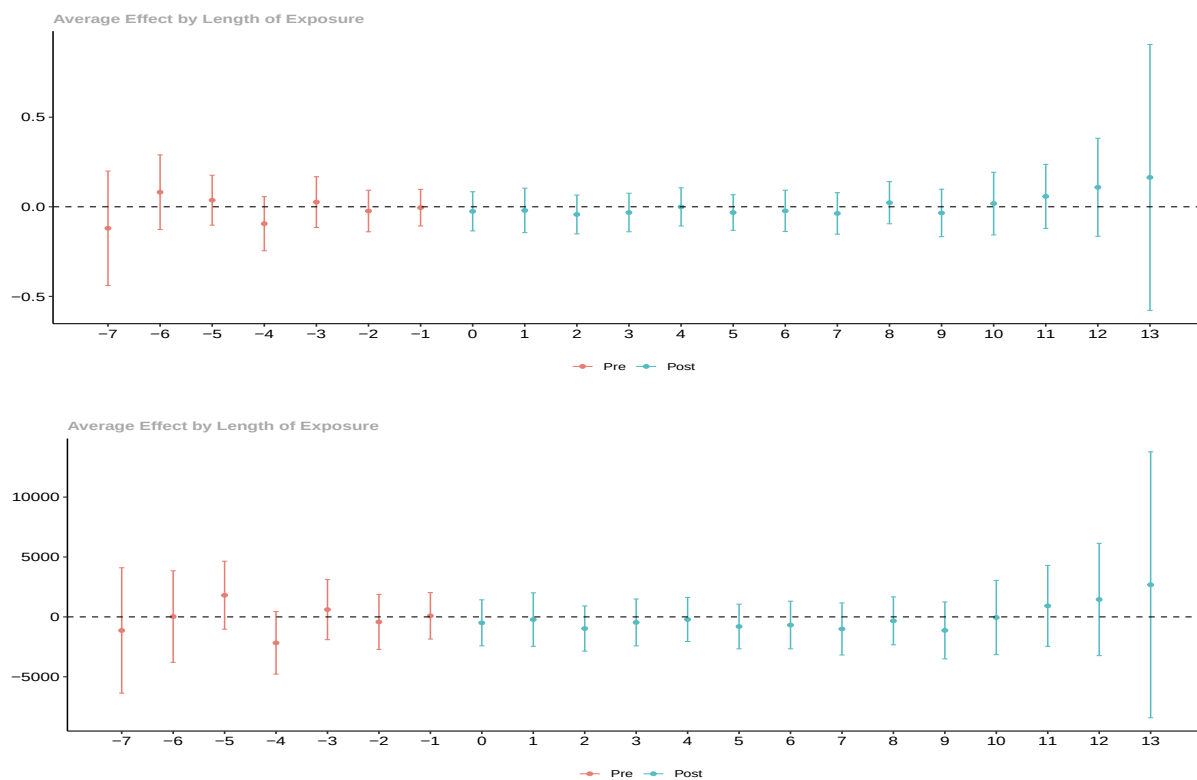
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.88 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre o Total de Cânceres, Exceto os Relacionados aos Cânceres Estudados

(a) Efeito por grupo para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



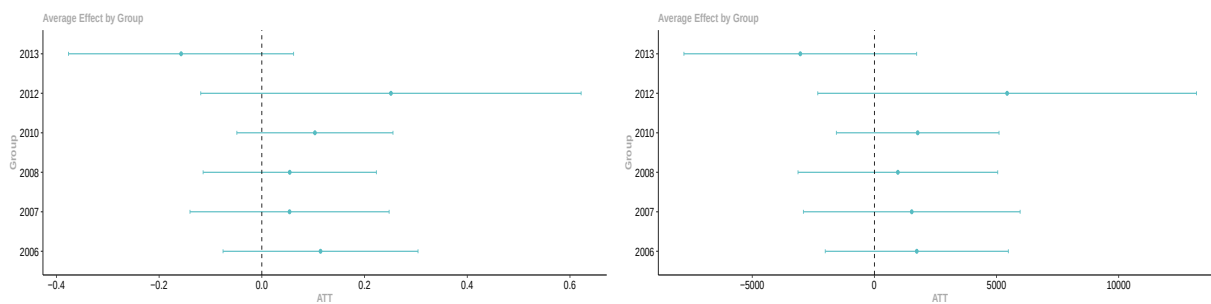
(b) Efeito dinâmico para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



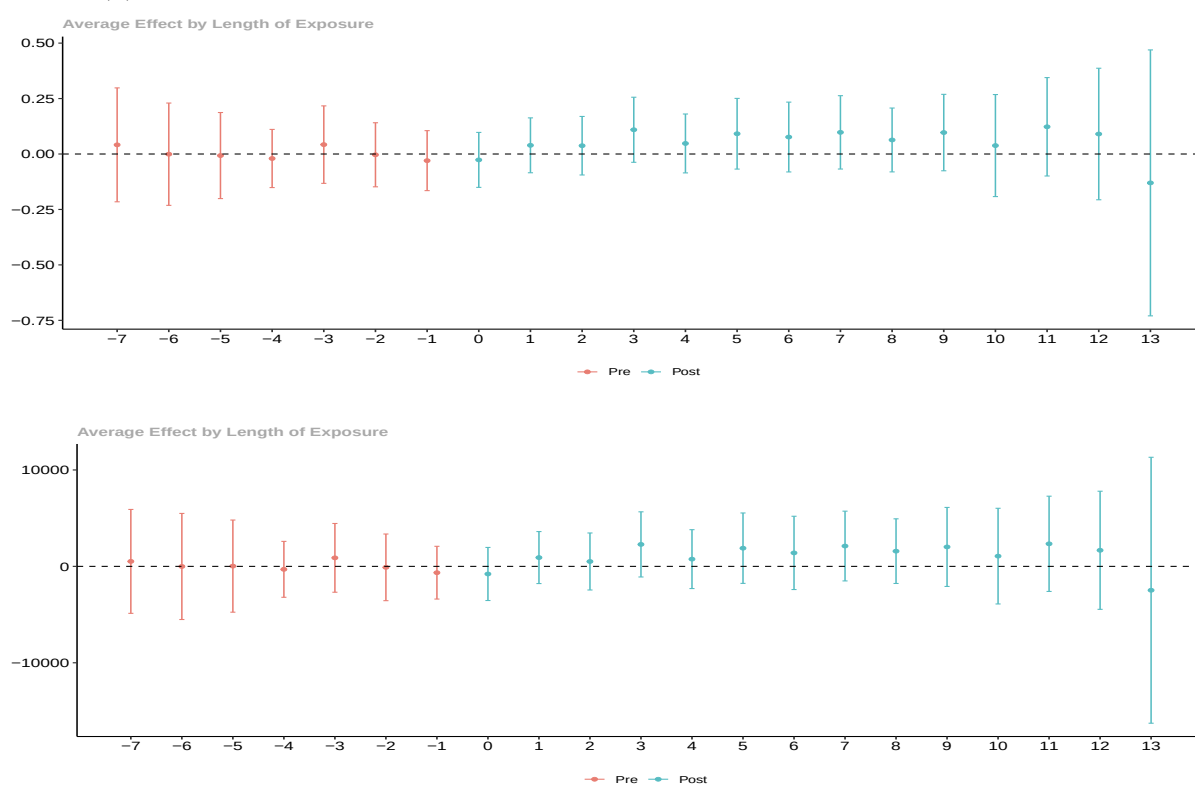
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.89 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Diabetes Tipo II

(a) Efeito por grupo para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



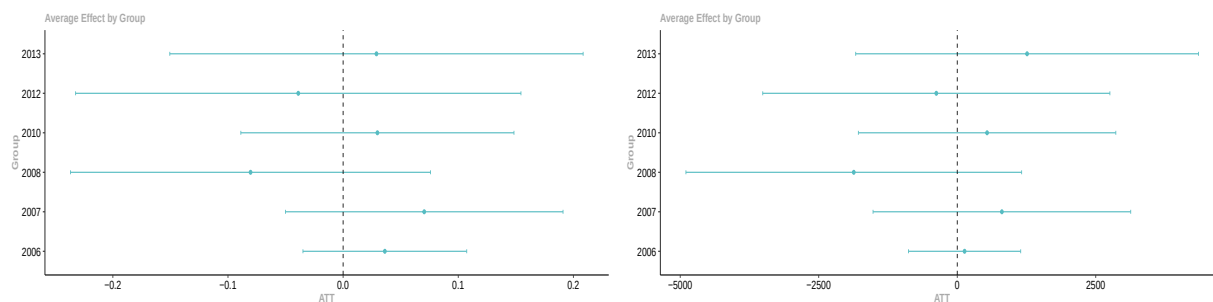
(b) Efeito dinâmico para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



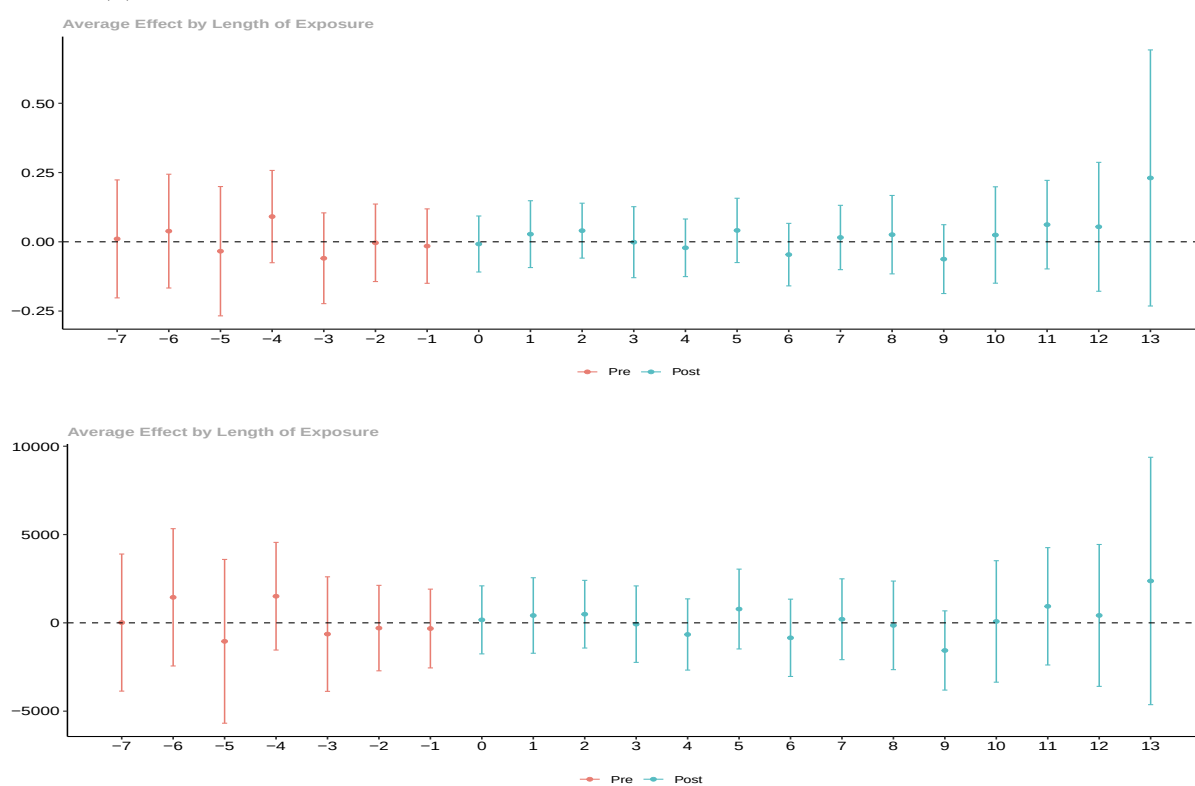
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.90 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Obesidade

(a) Efeito por grupo para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



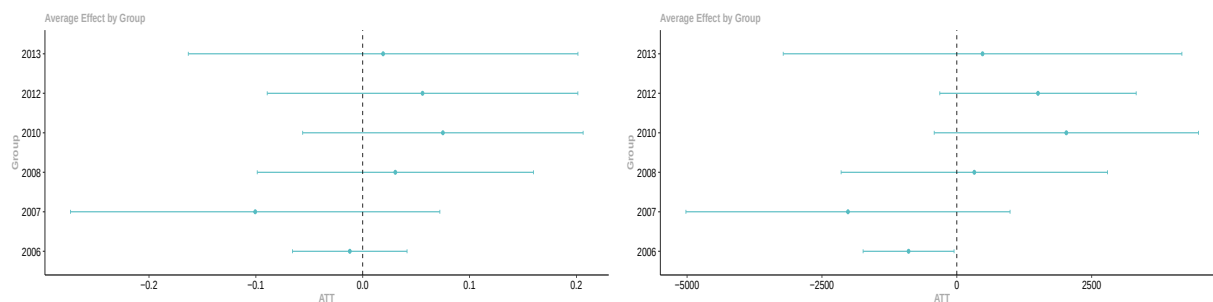
(b) Efeito dinâmico para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



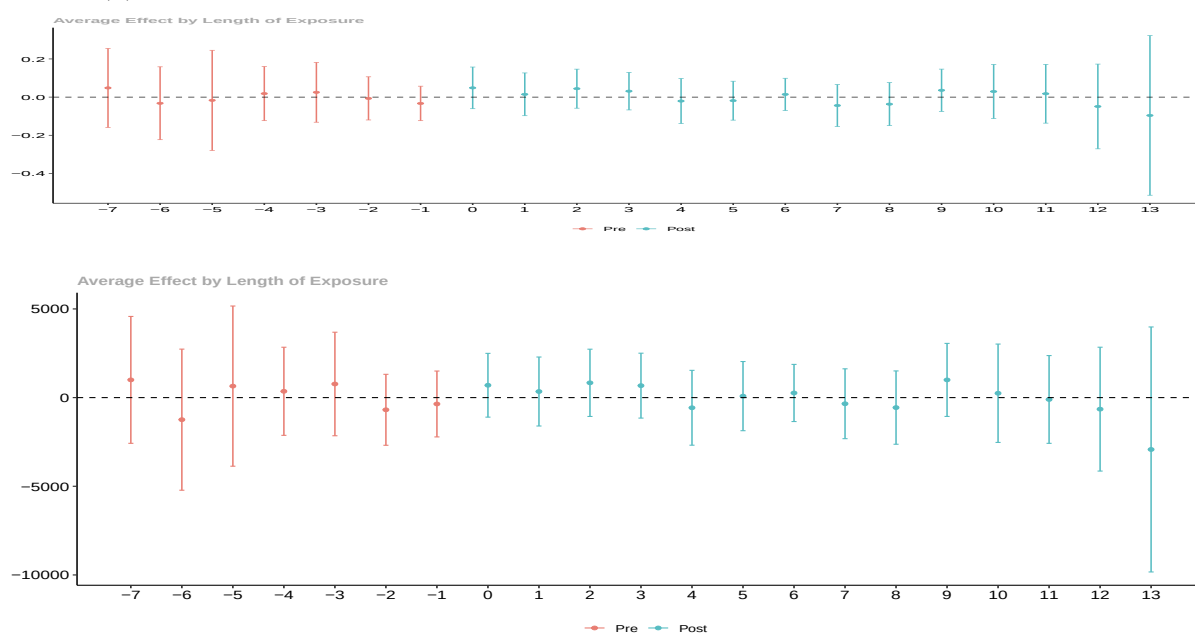
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.91 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre Doenças Cardíacas Coronárias

(a) Efeito por grupo para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



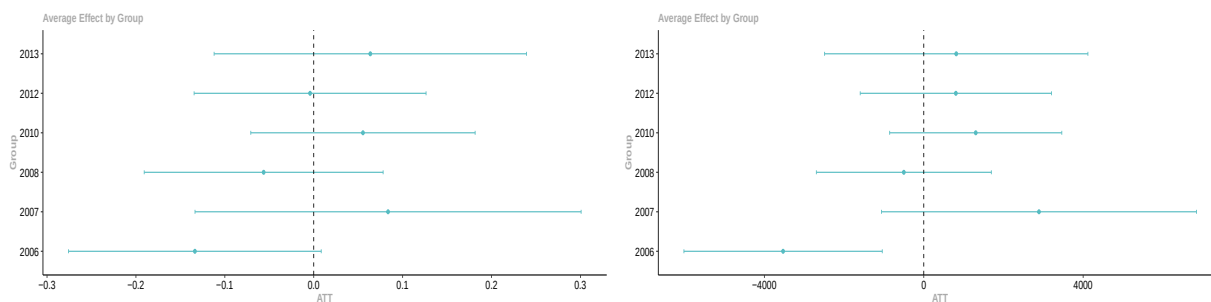
(b) Efeito dinâmico para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



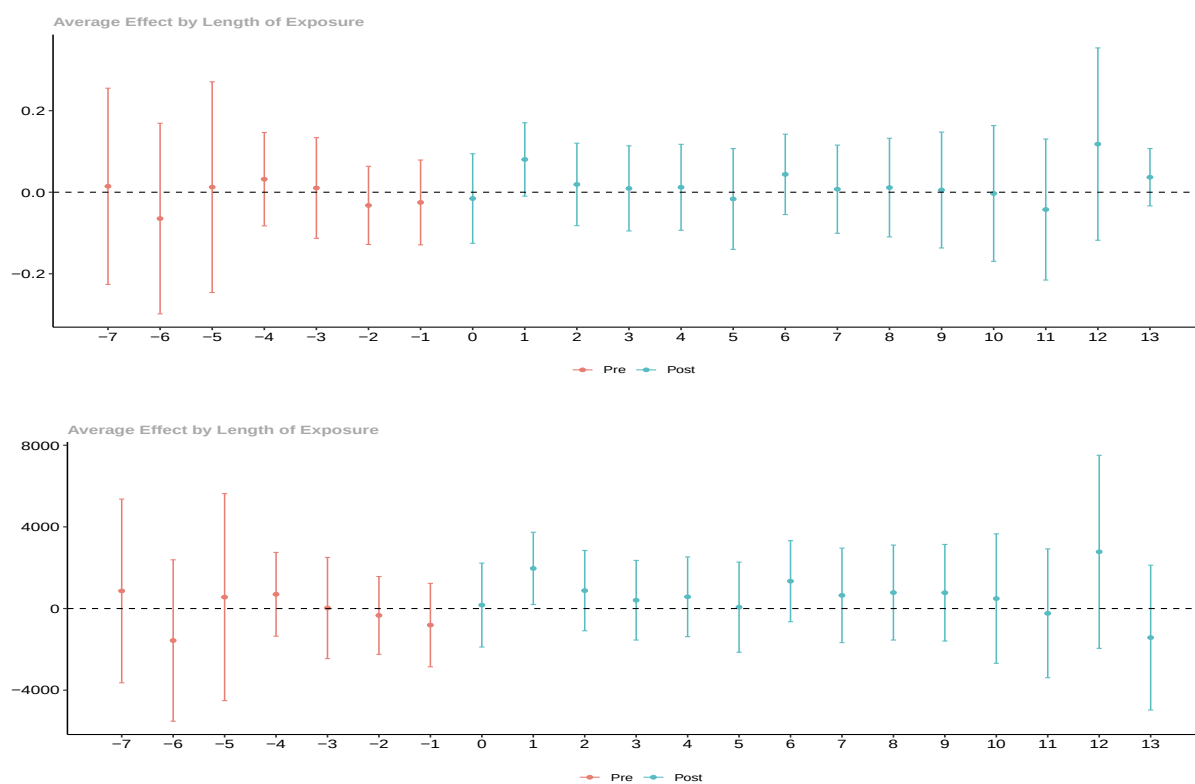
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.92 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre Acidente Vascular Cerebral

(a) Efeito por grupo para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



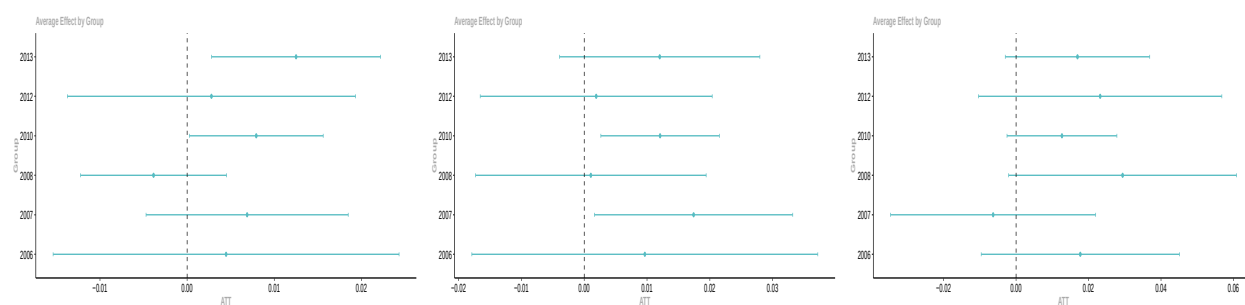
(b) Efeito dinâmico para, respectivamente, taxa de mortalidade e idade média de morte



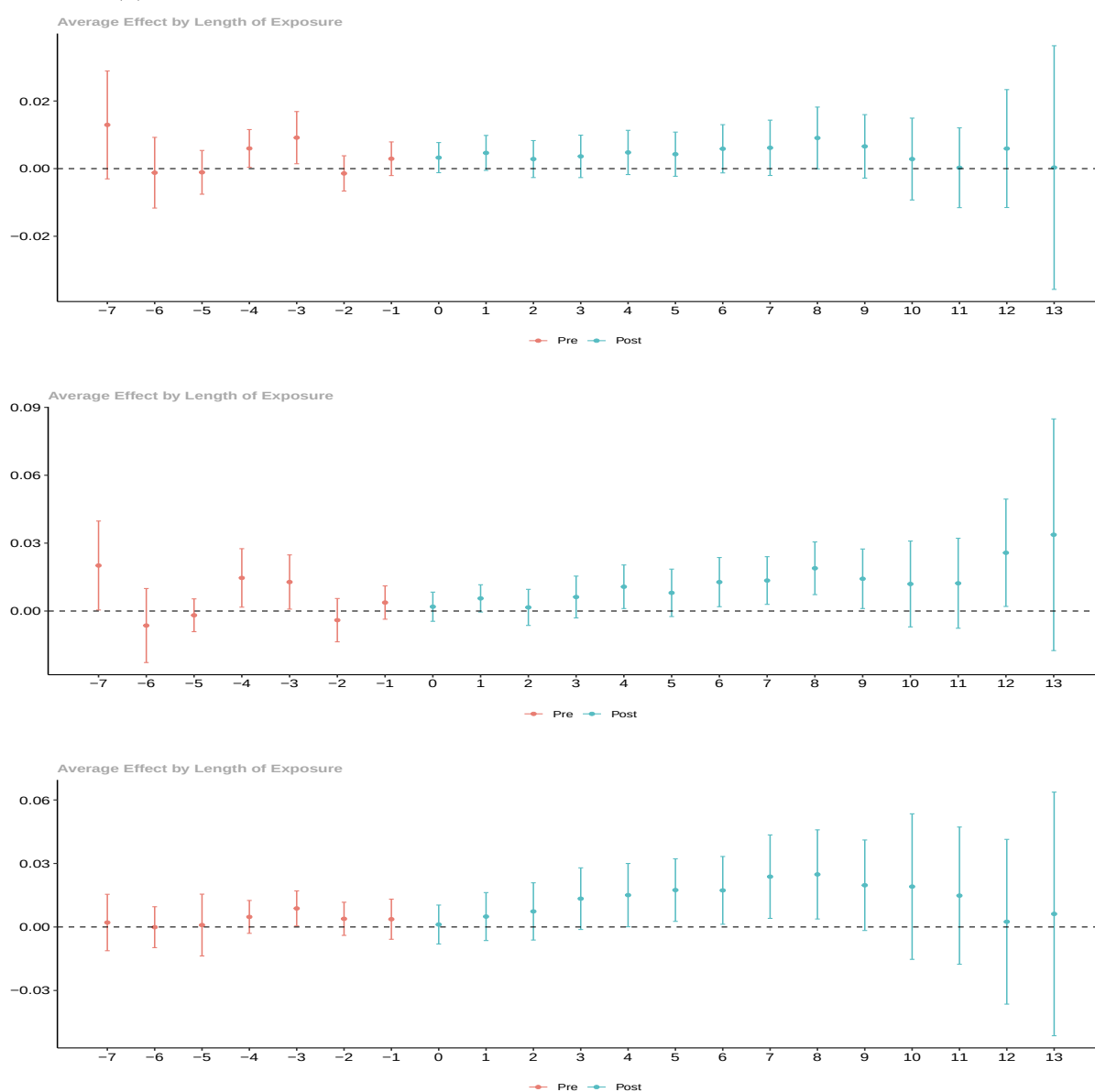
Fonte: Elaborado pelo autor.

Figura B.93 – Impacto Causal da Instalação de Usinas Produtoras de Biodiesel a Partir da Soja Sobre a Economia

(a) Efeito por grupo para, respectivamente, sobre o PIB, VAB da Agropecuária e o VAB da Indústria



(b) Efeito dinâmico para, sobre o PIB, VAB da Agropecuária e o VAB da Indústria



Fonte: Elaborado pelo autor.