

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ORGANIZAÇÕES E MERCADOS



Tese

Ensaio em economia da energia

Magnus Kelly de Oliveira Pinheiro

Pelotas

2023

Magnus Kelly de Oliveira Pinheiro

Ensaio em economia da energia

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Daniel de Abreu Pereira Uhr

Pelotas

2023

Universidade Federal de Pelotas / Sistema de Bibliotecas
Catalogação da Publicação

P654e Pinheiro, Magnus Kelly de Oliveira

Ensaio em economia da energia [recurso eletrônico] / Magnus Kelly de Oliveira Pinheiro ; Daniel de Abreu Pereira Uhr, orientador. — Pelotas, 2023.

103 f. : il.

Tese (Doutorado) — Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados, Instituto de Ciências Humanas, Universidade Federal de Pelotas, 2023.

1. Pequenas Centrais Hidrelétricas. 2. Parques eólicos. 3. Nordeste. 4. Crescimento econômico. 5. Desigualdade de renda. I. Uhr, Daniel de Abreu Pereira, orient. II. Título.

CDD 330

Magnus Kelly de Oliveira Pinheiro

Ensaio em economia da energia

Tese aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia Aplicada, Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas.

Data da defesa: ____/____/____

Banca examinadora:

Professor Doutor Daniel de Abreu Pereira Uhr (Orientador)

Professora Doutora Júlia Gallego Ziero Uhr

Professor Doutor Regis Augusto Ely

Professor Doutor Vinícius Halmenschlager (UFRGS)

**Pelotas
2023**

DEDICATÓRIA

*Dedico esta Tese aos meus pais, e em especial a Wigna,
minha esposa, e a Luiza e Lizy, minhas filhas.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiro e especialmente a minha esposa, Wigna, que esteve sempre ao meu lado, sendo a maior incentivadora para que eu não desistisse dos meus sonhos.

As minhas filhas queridas, Luiza e Lizy, pelo carinho e pela força que me dão para continuar sempre.

Aos meus pais, pela minha existência e por acreditarem que a educação é capaz de transformar e possibilitar uma melhor condição de vida.

À toda minha família e a família da minha esposa, pelo incentivo.

E a Deus, por ter me concedido o privilégio de construir uma família maravilhosa e realizar este grande desafio.

Obrigado!

LISTAS DE FIGURAS

Figura 1 – Mudanças na quantidade de parques eólicos operando ao longo do tempo	57
Figure 2 – GDP per capita of João Câmara and Synthetic João Câmara.....	93
Figure 3 – Placebo Test.....	96

LISTAS DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas	26
Tabela 2 – Resultados do impacto das Pequenas Centrais Hidrelétricas na renda por setores	35
Tabela 3 – Efeito médio desagregado das PCHs.....	38
Tabela 4 – Resultados dos impactos das PCHs	41
Tabela 5 – Estatísticas descritivas	60
Tabela 6 – Resultados do impacto da energia eólica na renda por setores	67
Tabela 7 – Efeito médio desagregado das eólicas.....	70
Tabela 8 – Resultados do impacto da energia eólica na renda por setores	73
Table 9 – Optimal Weights.....	92
Table 10 – Predictors Balance in the Pre-Treatment Period.....	92
Table 11 – Post-Treatment Forecast Results	94
Table 12 – Average Effect of Wind Farm Installation on João Câmara's GDP per capita	97
Tabela A 1 – Efeito das PCHs por grupo	48
Tabela A 2 – Efeito das PCHs por ano calendário	49
Tabela A 3 – Efeito das PCHs por tempo decorrido (Efeitos dinâmicos).....	50
Tabela A 4 – Efeito das eólicas por grupo.....	80
Tabela A 5 – Efeito das eólicas por ano calendário	81
Tabela A 6 – Efeito das eólicas por tempo decorrido (Efeitos dinâmicos)	82

SUMÁRIO

1 Introdução geral	11
2 Análise do efeito da construção de pequenas centrais hidrelétricas no crescimento econômico dos municípios brasileiros	15
2.1 Introdução	16
2.2 Revisão da literatura.....	18
2.2.1 Breve histórico da instalação e das políticas de incentivo à construção de pequenas centrais hidrelétricas no Brasil.....	18
2.2.2 Mecanismos econômicos e literatura empírica.....	20
2.3 Dados e método	25
2.3.1 Dados	25
Tabela 1 – Estatísticas descritivas.....	26
2.3.2 Método.....	26
2.4 Resultados e discussão.....	32
Tabela 2 – Resultados do impacto das Pequenas Centrais Hidrelétricas na renda por setores.....	35
Tabela 3 – Efeito médio desagregado das PCHs.....	38
2.5 Análise de robustez	40
2.5.1 Resultados de DID escalonado com efeitos de tratamento heterogêneos	40
Tabela 4 – Resultados dos impactos das PCHs.....	41
2.6 Conclusões e implicações políticas.....	42
2.6.1 Implicações de políticas e caminhos para pesquisas futuras	43
Referências	44
Apêndices	48
Tabela A 1 – Efeito das PCHs por grupo	48
Tabela A 2 – Efeito das PCHs por ano calendário	49
Tabela A 3 – Efeito das PCHs por tempo decorrido (Efeitos dinâmicos)	50
3 Ventos de mudança: avaliando o impacto econômico dos parques eólicos nos municípios do nordeste brasileiro	52
3.1 Introdução	53
3.2 Revisão da literatura.....	54
3.3 Dados e método	59
3.4 Resultados e discussão.....	66
3.5 Análise de robustez	72
3.6 Conclusões, implicações políticas e caminhos para pesquisas futuras.....	73

Referências	75
Apêndices.....	80
Tabela A 4 – Efeito das eólicas por grupo	80
Tabela A 5 – Efeito das eólicas por ano calendário.....	81
Tabela A 6 – Efeito das eólicas por tempo decorrido (Efeitos dinâmicos)	82
4 Wind power and local finances: a synthetic control approach to investigate the economic impacts in João Câmara municipality	83
4.1 Introduction	84
4.2 The Economic Impact of Wind Energy Implementation.....	86
4.3 Data and Methodology	89
4.4 Results and Discussions.....	91
4.5 Robustness Analysis	95
4.5.1 Placebo Tests	95
4.5.2 Synthetic Difference in Differences Method	96
4.6 Final Remarks and Policy Implications.....	97
References	99
5 Considerações finais	102

1 Introdução geral

A matriz energética mundial é altamente dependente das fontes de energia não renováveis, como petróleo, carvão e gás natural, que foram responsáveis por 80% da energia gerada no mundo em 2020 (IEA, 2020). Cabe destacar que essas fontes de energia emitem grandes quantidades de gases de efeito estufa (GEE). Devido a isso, nos últimos anos, intensificou-se o discurso acerca da importância e da necessidade urgente da transição energética, como forma de mitigar os problemas ambientais gerados pela emissão dos GEE. Inclusive, a ampliação da produção e do acesso, por todos, a energias renováveis é um dos objetivos do desenvolvimento sustentável. Esses fatos contribuem para a uma maior aceitação de ações governamentais cujo objetivo é conceder maior acesso à energia, em especial renovável.

O Brasil é uma exceção nesse cenário, visto que desde o início sua matriz energética é baseada em fontes renováveis. Como relata a literatura, o Brasil, no fim do século XIX e nas duas primeiras décadas do século XX, é marcado pelo surgimento das primeiras fontes de energia, as Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCHs). Destaque-se que essa fonte de energia é renovável. A partir de 1950, com a intervenção do Governo, passou-se a priorizar os projetos de Grandes Centrais Hidrelétricas, cuja política durou até 1984. A partir desse momento, vários programas de incentivo ao aumento da oferta de energia com base em fontes renováveis, não só mais a hidráulica, surgiram. Destacamos o Programa Nacional de Pequenas Centrais Hidrelétricas (PNPCH), o Programa Nacional de Centrais Elétricas (PNCE), em 1996, e, em 1998, o Programa de Desenvolvimento e Comercialização de Energia Elétrica de Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCH-COM). No entanto, foi o Programa de Incentivos às Fontes Alternativas de Energia (PROINFA), criado pela Lei nº 10.438, de 26 de abril de 2002 (Brasil, 2002), quem possibilitou a diversificação e expansão da matriz energética brasileira, incentivando o uso da energia eólica das pequenas centrais hidrelétricas (PCH) e de biomassa (Andrade, 2007; Bezerra, 2019; Funchal, 2008).

Esses programas tornaram o Brasil um dos maiores produtores de energia renovável. A matriz energética do Brasil difere da mundial, pois, em 2023, 83,85% da nossa matriz energética tem origem em fontes renováveis, de acordo com a Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) (2023). No entanto, apesar do cenário favorável à expansão da indústria e da produção de energias renováveis, vários são os desafios

a serem enfrentados pelos entes econômicos. Entre esses desafios, está saber quais os impactos econômicos de longo prazo causados pelo setor. No contexto brasileiro, as fontes de energia mais proeminentes entre todas (renováveis/não renováveis) são as de origem hídrica e eólica. Do total de energia produzida com base em fontes renováveis, 83,85%, a de origem hídrica representa, aproximadamente, 55,87%, dos quais 2,94% são produzidos em 427 Pequenas Centrais Hidrelétricas, e a eólica representa, aproximadamente, 14% da energia produzida em 972 parques eólicos espalhados pelo Brasil. Cabe destacar que a maior parte dos parques eólicos está localizada na região Nordeste, cerca de 91%, e as Pequenas Centrais Hidrelétricas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (ANEEL, 2023).

Cabe salientar que o cenário atual é fruto de mudanças significativas no setor elétrico brasileiro ao longo de seu desenvolvimento. Mudanças essas que afetaram sua estrutura e regulamentação. Essas mudanças no setor elétrico brasileiro se intensificaram em meados da década de 1990, quando da implantação do Plano Nacional de desestatização (PND). Esse programa buscou privatizar empresas estatais de energia, alterando suas estruturas, culminando, segundo Ramalho e Andrade (2002, p. 2), “no fracionamento dos processos e serviços em quatro grandes blocos: geração, transmissão, distribuição e comercialização, instituindo a competição nos segmentos de geração e comercialização, e mantendo a estrutura de integralização do sistema de transmissão”. Essa reforma do setor elétrico brasileiro objetivou mudar a forma de funcionamento do mercado nesse setor, promovendo a competição nos segmentos de geração e comercialização de energia, que passaram a apresentar novos agentes após a Resolução 265, de 13 de agosto de 1998 (Brasil, 1998), que estabeleceu as condições para o exercício da atividade de comercialização de energia elétrica no mercado concorrencial. Dessa maneira, o mercado do setor passou a apresentar novos agentes – como o Produtor Independente de Energia (PIE), o Autoprodutor, o Comercializador, o Exportador e o Importador de energia –, extinguindo a exclusividade das concessionárias. Além disso, essa reestruturação assegurava a criação, no futuro, de agentes mais afeitos à comercialização dos serviços auxiliares, com vistas a operar o sistema. Ademais, essa reestruturação buscou incentivar a eficiência produtiva dos segmentos de transmissão e distribuição,

os quais, ainda, atuam como monopólio natural, além de aumentar os investimentos no setor (Pires, 1999; Lorenzo, 2001; Ramalho; Andrade, 2002)¹.

Diante dessa realidade e do fato de que o Brasil figura entre os maiores produtores de energia renovável do mundo, fica evidente a importância desse setor para a economia do país. Em vista dos argumentos apresentados, esta tese tem como objetivo avaliar os impactos da instalação de fontes geradoras de energia renovável, notadamente a construção de Pequenas Centrais Hidrelétricas e a instalação de Parques Eólicos, na economia dos municípios que acolheram esses empreendimentos.

No primeiro ensaio, fornecemos evidências novas e representativas do impacto causal da construção de Pequenas Centrais Hidrelétricas – PCHs no PIB, no PIB per capita, no Valor Adicionado Bruto – VAB (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), nos impostos e na desigualdade de renda dos municípios brasileiros. Para esse objetivo foi aplicada a abordagem (DID) proposta por Callaway e Sant’Anna (2021) a um painel de dados com informações oriundas da ANEEL, da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), do Censo Demográfico do Brasil e do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), ambos extraídos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), dispostas para o período compreendido entre 2002 e 2020, sobre as variáveis supracitadas mais população e nível educacional. Além disso, estimamos o modelo de diferença em diferenças proposto por De Chaisemartin e D’Haultfoeuille (2021) como forma de analisar a robustez dos resultados.

No que diz respeito ao segundo ensaio, usamos um painel de dados com informações extraídas do SINDRA/IBGE, RAIS e ANEEL para o período de 2001 a 2020, também, aplicados ao método de Diferença em diferenças proposto por Callaway e Sant’Anna (2021) a fim de avaliarmos o impacto causal da instalação de parques eólicos na renda média (geral e por setor), na arrecadação de impostos e na desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini dos municípios nordestinos. De Chaisemartin e D’Haultfoeuille (2021b) também foi a estratégia de robustez usada para validar os resultados.

Quanto ao terceiro ensaio, adotamos o método de controle sintético, proposto por Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) aplicado a

¹ Para mais informações sobre a reforma ocorrida no setor elétrico brasileiro e como esse sistema funciona, ver [Pires, 1999; Lorenzo, 2001; Ramalho; Andrade, 2002].

uma base de dados em painel com informações sobre o PIB, PIB per capita, população e ano de instalação dos parques eólicos para estimar o impacto no PIB per capita do município de João Câmara, no período de 2012 a 2020, decorrente da instalação de parques eólicos. Os dados utilizados se referem a todos os municípios potiguares para o período de 2001–2020 e foram extraídos do IBGE e da ANEEL. Como análises de robustez, foram realizados o teste de placebo e estimado o método de Diferença em Diferenças sintético (SDD) proposto por Arkhangelsky *et al.* (2021). Os resultados sugerem, e a análise de robustez corrobora, que a instalação de parques eólicos no município de João Câmara elevou, de forma estatisticamente significativa, o PIB per capita em R\$ 11.942,09.

Os resultados evidenciados no primeiro ensaio nos permitiram inferir que a construção das PCHs aumenta o PIB, o PIB per capita, os VAB (da indústria e dos serviços) e reduz a arrecadação de impostos e a desigualdade de renda. Os resultados do segundo ensaio mostram que a instalação de parques eólicos afetou positiva e significativamente a renda média geral, a renda média da agricultura, a renda média da construção e a renda média dos serviços, assim como reduziu a desigualdade da renda. No que diz respeito ao terceiro ensaio, os resultados sugerem, e a análise de robustez corrobora, que a instalação de parques eólicos no município de João Câmara elevou, de forma estatisticamente significativa, o PIB per capita. Todas as análises apontam para um impacto econômico positivo e estatisticamente significativo decorrente da instalação de fontes renováveis de energia.

2 Análise do efeito da construção de pequenas centrais hidrelétricas no crescimento econômico dos municípios brasileiros

Resumo

O objetivo deste artigo é fornecer evidências novas e representativas sobre o impacto causal da construção de Pequenas Centrais Hidrelétricas – PCHs no PIB, no PIB *per capita*, no Valor Adicionado Bruto – VAB (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), nos impostos e na desigualdade de renda dos municípios brasileiros. Para tanto, foi usado um painel de dados em âmbito municipal com informações sobre população, nível educacional, PIB, PIB *per capita*, Valor Adicionado Bruto (VAB) (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública) e impostos oriundos do IBGE para o período de 2002 a 2020, aplicados à abordagem DID proposta por Callaway e Sant’Anna (2021). Como análise de robustez, foi estimado o modelo DID proposto por de Chaisemartin e D’Haultfœuille (2023). Os resultados sugerem que a construção das PCHs aumenta o PIB, o PIB *per capita*, os VAB (da indústria e dos serviços) e reduz a arrecadação de impostos.

Palavras-chave: Pequenas Centrais Hidrelétricas; PIB *per capita*; Valor Adicionado Bruto; Crescimento Econômico.

Classificação JEL: C21. O11. O54. Q43.

Abstract

The objective of this article is to provide new and representative evidence on the causal impact of the construction of Small Hydroelectric Power Plants – SHPs on GDP, GDP *per capita*, Gross Added Value – GVA (of agriculture, industry, services and public administration), in the taxes and income inequality of Brazilian municipalities. To do so, we used a data panel at the municipal level with information on population, educational level, GDP, GDP *per capita*, Gross Added Value (GVA) (from agriculture, industry, services and public administration) and taxes from the IBGE to the period from 2002 to 2020, applying the approach DID proposed by Callaway e Sant’Anna (2021). As a robustness analysis, we estimated the model DID proposed by de Chaisemartin and D’Haultfœuille (2023). Our results suggest that the construction of PCHs increases GDP, *per capita* GDP, GVA (industry and services) and reduces tax collection.

Keywords: Small Hydroelectric Plants; GDP *per capita*; Gross Added Value; Economic Growth.

JEL Code: C21. O11. O54. Q43.

2.1 Introdução

No fim do século XIX e nas duas primeiras décadas do século XX, surgiram no Brasil as primeiras Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCHs) voltadas ao fornecimento de energia para serviços públicos de iluminação e para atividades econômicas. Devido aos investimentos privados realizados pela *Tramway Light and Power*, criada em Toronto, Canadá, em 1904, e a norte-americana *American and Foreign Power* (AMFORP), cerca de 77,8% dos 475,7MW de energia instalados em 1920 eram de origem hídrica. A expansão do setor energético por meio do crescimento da construção de novas PCHs se deu até 1941. Nesse período, existiam mais de 1.000 PCHs operando no território nacional. Entretanto, a partir de 1950, o Governo brasileiro passou a intervir no setor, priorizando a construção de grandes plantas de geração de energia, como FURNAS (Andrade, 2007; Funchal, 2008).

Essa política durou até 1984, quando se implementou o Programa Nacional de Pequenas Centrais Hidrelétricas (PNPCH), sendo essa a primeira tentativa de resgatar a importância das PCHs no cenário energético nacional. Nessa mesma linha, em 1996, foi lançado o Programa Nacional de Centrais Elétricas (PNCE), e em 1998, o Programa de Desenvolvimento e Comercialização de Energia Elétrica de Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCH-COM), ambos da Eletrobrás. No entanto, foi o Programa de Incentivos às Fontes Alternativas de Energia (PROINFA), criado pela Lei nº 10.438, de 26 de abril de 2002 (Brasil, 2002), quem possibilitou a retomada da importância das PCHs na geração de energia do país, visto que esse programa tem como objetivo diversificar a matriz energética brasileira, incentivando o uso da energia eólica, das PCHs e de biomassa (Andrade, 2007; Bezerra, 2019; Funchal, 2008). A capacidade instalada de geração de energia de origem hídrica a partir das PCHs cresceu vertiginosamente, passando de 370,09MW instalados em 1920 para 5.364,32MW em 2020. Como grande parte dessas PCHs destinam sua produção de energia para as indústrias, acredita-se que elas potencializam o desenvolvimento econômico (ANEEL, 2023; Inglesi-Lotz, 2016; Londoño, 2017; Yükses; Kaygusuz, 2006).

Embora exista uma literatura robusta sobre o impacto da instalação de fontes de energia renovável na economia (Apergis, 2015; Apergis; Payne, 2010; Armeanu; Vintilă; Gherghina, 2017; Jebli; Farhani; Guesmi, 2020; Chien; Hu, 2008; Fang, 2011; Fotio et al., 2022; Inglesi-Lotz, 2016; Keček; Mikulić; Lovrinčević, 2019; Magazzino; Mele; Morelli, 2021; Topcu; Tugcu, 2020, entre outros), uma literatura que trate

especificamente da construção de PCHs e seu impactos econômicos é escassa. Keček; Mikulić; Lovrinčević (2019), Londoño (2017) e Tiago Filho *et al.* (2008) são alguns exemplos. A maior parte dessa literatura concentrou esforços na análise da relação entre consumo de energia, emprego e renda, ou no nexos energia-renda-emissões. Para essas análises, as metodologias geralmente empregadas são: o modelo de análise de decomposição de variância de erro de previsão, o modelo de correção de erro bivariado, o procedimento Toda–Yamamoto dentro de uma estrutura de função de produção e o modelo de correção de erro multivariada dentro de uma estrutura de função de produção (Pao; Fu, 2013).

Frente a isso, este trabalho contribui para a literatura ao utilizar uma metodologia diferente. Trata-se de um estimador que, além de adequado para avaliação com poucos tratados, valendo-se de ampla disponibilidade de dados para melhor verificar o impacto da construção de PCHs nos municípios brasileiros, é robusta a heterogeneidade da construção dessas PCHs, isto é, o estimador verifica o impacto de forma agregada de todos os municípios que as construíram, considerando o escalonamento do período de construção.

Assim, o objetivo deste artigo é fornecer evidências novas e representativas sobre o impacto causal da construção de Pequenas Centrais Hidrelétricas – PCHs no PIB, no PIB *per capita*, no Valor Adicionado Bruto (VAB) (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), nos impostos e na desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini) dos municípios brasileiros. Para tanto, consideramos a variação na localização e no tempo de adoção da construção das PCHs entre os municípios brasileiros para fornecer novas evidências sobre como essas construções afetam o PIB, o PIB *per capita*, o Valor Adicionado Bruto (VAB) (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), os impostos e a desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini) desses municípios. Para esse fim, combinamos dados sobre ano de construção das PCHs nos municípios brasileiros oriundos da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) com dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), do Censo Demográfico do Brasil e do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), ambos extraídos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de uma série de medidas anuais em âmbito municipal relacionadas ao desenvolvimento econômico, a saber: i) população; ii) PIB; iii) PIB *per capita*; Valor Adicionado Bruto (VAB) (da agricultura, da indústria, dos serviços e da administração pública); iv) série histórica do IPCA; v) nível

educacional da população dos municípios brasileiros (média de analfabetos, média do Ensino Fundamental, média do Ensino Médio e média do Ensino Superior); vi) impostos; e vii) Índice de Gini. Todas as informações estão disponíveis para o período de 2002 a 2020.

Para alcançar o objetivo proposto, primeiro estimamos o modelo de diferença em diferenças proposto por Callaway e Sant'Anna (2021) não paramétricos que nos permitem examinar a evolução de nossos resultados antes e depois da construção das PCHs nos municípios. Em seguida, estimamos, como análise de robustez, o modelo de diferença em diferenças (DID) proposto em De Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2023). Apesar de apresentarmos uma descrição mais detalhada a seguir, nossos resultados mostram que a construção das PCHs gera benefícios econômicos significativos nos municípios que as construíram. Assim, quando os formuladores de políticas, profissionais e autoridades locais considerarem os benefícios potenciais da construção das PCHs, é importante considerar sua própria base econômica atual, o nível educacional da população, além de usar as experiências de municípios semelhantes para fundamentar suas decisões.

Além dessa introdução, o documento apresenta, na Seção 2, um histórico das PCHs no Brasil e a literatura relacionada. Enquanto a Seção 3 descreve o desenho do modelo, a seleção da amostra e as estatísticas descritivas das variáveis essenciais. Já a Seção 4 apresenta e analisa os resultados do modelo DID. A Seção 5 discute os resultados dos testes de robustez, e a Seção 6 relata as conclusões e implicações políticas.

2.2 Revisão da literatura

2.2.1 Breve histórico da instalação e das políticas de incentivo à construção de pequenas centrais hidrelétricas no Brasil

Segundo a Resolução Normativa n° 875, de 10 de março de 2020 (Brasil, 2020), podemos caracterizar as PCHs como sendo aproveitamentos hidrelétricos cuja potência instalada é superior a 5MW e igual ou inferior a 30MW e com área de reservatório de, no máximo, 13km² (Brasil, 2020). As primeiras PCHs construídas no Brasil datam do fim do século XIX. Eram pequenas usinas destinadas principalmente a usos econômicos privados. Durante as duas primeiras décadas do século XX

surgiram os primeiros sistemas elétricos do Brasil compostos por PCHs e tinham como objetivo fornecer iluminação pública. O momento econômico e as transformações demográficas aliados ao potencial hidroelétrico brasileiro incentivaram a construção de unidades hidrelétricas no país. Frente à crescente demanda, o Governo Federal ampliou os investimentos em médias e grandes usinas hidrelétricas (Nilton, 2009). Assim, de acordo com Damasceno (2014), as PCHs buscavam, nesse período, atender às necessidades do crescimento populacional e industrial. Desse modo, o surgimento de pequenas usinas geradoras está atrelado à necessidade de fornecimento de energia elétrica para serviços públicos de iluminação e para atividades econômicas (Andrade, 2007).

A expansão da capacidade geradora de energia de origem hídrica alcançou cerca de 77,8% dos 475,7MW instalados em 1920. Essa expansão se deve aos investimentos privados, em particular a Rio de Janeiro *Tramway Ligth and Power* criada em Toronto, Canadá, em 1904, e à norte americana *American and Foreign Power* (AMFORP). Esse crescimento vertiginoso se deu até 1941, período em que existiam centenas de PCHs no Brasil. No entanto, a partir da década de 1950, o sistema de geração brasileiro, agora com intervenção direta do Estado, passou a priorizar as grandes plantas de geração. Essa política perdurou até 1984, quando, pela primeira vez, buscou-se resgatar as PCHs através do Programa Nacional de Pequenas Centrais Hidrelétricas (PNPCH), considerando-a como um importante agente de desenvolvimento social (Andrade, 2007; Funchal, 2008).

Na década de 1990, o Governo desenvolveu várias ações com o intuito de proporcionar condições para a expansão do Programa de PCH. Entre as ações desenvolvidas, destacam-se a criação e o lançamento do PNPCH e do Programa de Desenvolvimento e Comercialização de Energia Elétrica de Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCH-COM), ambos da Eletrobrás, em 1996 e 1998, respectivamente. O programa PCH-COM, na prática, não deu resultados, no entanto, criou a base referencial que possibilitou os ajustes necessários que viabilizaram a criação do Programa de Incentivos às Fontes Alternativas de Energia (PROINFA) (Andrade, 2007; Funchal, 2008).

Desde o fim do século XIX, a capacidade instalada de geração de energia de origem hídrica a partir das PCHs, apesar do período em que se priorizou as grandes plantas de geração de energia hidrelétrica, cresceu de maneira extraordinária, passando de 370,09MW instalados em 1920 para 5364.32MW em 2020. Em 1920, a

produção de energia a partir das PCHs concentrava-se na região Sudeste do país. Já em 2020, o número de PCHs operando se expandiu, alcançando outros Estados e regiões do país, sendo as regiões Sul e Centro-Oeste as que mais construíram PCHs, o que levou ao aumento da capacidade instalada de geração de energia a partir das PCHs, que agora estão presentes em 334 municípios de 17 Estados diferentes (Andrade, 2007; ANEEL, 2023).

2.2.2 Mecanismos econômicos e literatura empírica

A literatura empírica sobre energia forneceu um grande número de evidências sobre o impacto favorável da instalação de energia renovável em variáveis macroeconômicas, como PIB e PIB *per capita* (Apergis; Payne, 2010; Armeanu; Vintilă; Gherghina, 2017; Chien; Hu, 2008; Fang, 2011; Inglesi-Lotz, 2016; Magazzino; Mele; Morelli, 2021) e Valor Adicionado Bruto (VAB) (Jebli; Farhani; Guesmi, 2020; Fotio *et al.*, 2022; Keček; Mikulić; Lovrinčević, 2019). Quanto aos impostos e à desigualdade de renda, um grande número de estudos investigou os seus impactos na implantação e no consumo de energia renovável. No entanto, este estudo segue na contramão da maior parte dessa literatura, estabelecendo um novo rumo para a atuação das fontes renováveis de energia, na qual elas têm um papel de protagonismo, sendo assim, responsáveis por gerar mudanças na economia. Por isso, investigaremos o impacto da construção de instalações de energias renováveis, especificamente a instalação de PCHs, nos impostos e na desigualdade de renda. Cabe salientar que estudos sobre o impacto na desigualdade de renda causado pela instalação de fontes de energia renováveis são poucos, dos quais temos conhecimento apenas Apergis (2015), Topcu e Tugcu (2020).

Entretanto, a maior parte da literatura supracitada trata do impacto, agregado, das várias fontes de energias renováveis nessas variáveis macroeconômicas. Porém, neste estudo examinaremos o impacto que uma fonte específica de energia renovável (PCHs) tem sobre essas variáveis, algo que ainda não recebeu atenção. Não temos conhecimento de algum estudo que investigue o impacto da construção de PCHs nas variáveis supracitadas. O que acreditamos ser relevante, visto que Inglesi-Lotz (2016), Londoño (2017) e Yükses e Kaygusuz (2006) apontam a construção de PCHs como responsável por causar efeitos econômicos positivos, além de benefícios ambientais. Os trabalhos de Keček; Mikulić; Lovrinčević (2019), Londoño (2017), e Tiago Filho *et*

al. (2008) são alguns dos poucos que examinaram o impacto da construção de PCHs na economia. Por exemplo, Keček, Mikulić e Lovrinčević (2019), objetivando quantificar os efeitos econômicos da implantação de diferentes fontes de energia renováveis na Croácia, por meio de um modelo de *input–output*, encontraram que, no total, usinas hidrelétricas de pequena porte induziram a geração de 26 empregos. Já Londoño (2017) realizou um estudo no qual buscou analisar os impactos ambientais, sociais e econômicos das PCHs na Antioquia, por meio de uma revisão bibliográfica e documental. O autor concluiu que cada MW produzido por uma PCH gera 25 empregos, dos quais 21 são gerados no período de construção e 4 no de operação.

No que diz respeito à literatura brasileira acerca de PCHs, essa trata, em sua maioria, dos impactos ambientais por elas causados, assim como de sua viabilidade econômico-financeira. Como esse não é o foco deste texto, não discutiremos essa literatura. Uma exceção é o trabalho de Tiago Filho *et al.* (2008), cujo objetivo foi o de examinar a formação de empregos diretos e indiretos gerados pelo Proinfa em seus diversos estágios. A metodologia utilizada no trabalho foi desenvolvida com base no Modelo de Geração de Emprego criado pelo BNDES. A partir dela, os autores concluíram que as PCHs têm potencial para gerar 320 mil postos de emprego. Como a literatura que trata, especificamente, dos impactos das PCHs em variáveis macroeconômicas é escassa, optamos por discutir nossos resultados à luz dos resultados oriundos da literatura das fontes de energias renováveis.

Frente ao exposto, a literatura presente neste estudo expõe *insights* de vários estudos que têm fornecido evidências da repercussão de várias fontes de energias renováveis na economia. Um desses estudos foi desenvolvido por Apergis e Payne (2010), com o objetivo de examinar a relação entre o consumo de energia renovável e o crescimento econômico. Para tanto, os autores usaram um painel de 20 países da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE), considerando o período de 1985 a 2005, dentro de uma estrutura multivariada. Para inferir a relação causal, foi adotado um modelo de cointegração de painel e correção de erros. Os resultados do teste de cointegração mostram uma relação de equilíbrio de longo prazo entre Produto Interno Bruto (PIB) real e consumo de energia renovável. Essa relação sugere que um aumento de 1% no consumo de energia renovável aumenta o PIB real em 0,76%.

Ainda nessa perspectiva, Armeanu, Vintilă e Gherghina (2017) exploraram a influência e a relação causal entre a energia renovável, tanto em geral quanto por tipo,

e o crescimento econômico sustentável para 28 países da União Europeia (UE) para o período 2003-2014. Para alcançar tal objetivo, o trabalho fez uso do modelo de regressão de efeitos fixos de dados em painel e da causalidade de Granger baseada no modelo de correção de erro de vetor de painel (PVECM). Os resultados confirmam a influência positiva relacionada à produção primária de energias renováveis no crescimento econômico, sinalizando que um aumento de 1% na produção primária de energias renováveis aumentou entre 0,05% – 0,06% o PIB *per capita*.

Já Chien e Hu (2008) analisaram os efeitos da energia renovável no PIB de 116 economias em 2003, por meio da abordagem de Modelagem de Equações Estruturais (SEM). Os resultados SEM mostram que as energias renováveis influenciam positiva e significativamente apenas na formação de capital, canal pelo qual se confirma uma relação positiva entre energia renovável e PIB. Agora, buscando avaliar o papel da quantidade e da participação do consumo de energia renovável no bem-estar econômico, Fang (2011) fez uso de funções de produção do tipo Cobb-Douglas através dos softwares multivariados OLS e SPSS para a China no período de 1978 a 2008. Os resultados mostram que um aumento de 1% no consumo de energia renovável aumenta o PIB real em 0,12%, o PIB *per capita* em 0,162% e a renda anual *per capita* dos domicílios rurais em 0,444%.

Enquanto isso, Inglesi-Lotz (2016), com o objetivo de estimar o impacto do consumo de energia renovável no bem-estar econômico em todos os países da OCDE, usando técnicas de dados em painel, encontra em seus resultados que a influência do consumo de energia renovável ou sua participação no mix total de energia para o crescimento econômico é positiva e estatisticamente significativa. Isso implica que, um aumento de 1% no consumo total de energia renovável eleva o PIB em 0,105% e o PIB *per capita* em 0,1%. Caso o aumento de 1% seja na parcela de energia renovável em relação ao consumo total de energia, o aumento no PIB e no PIB *per capita* será de, respectivamente, 0,089% e 0,09%. O autor argumenta ainda que incentivar políticas de promoção das energias renováveis beneficia não só a economia dos países, mas também o meio ambiente.

Analisando o caso brasileiro, deparamo-nos com Magazzino, Mele e Morelli (2021), que em seu artigo tentam, por meio de um experimento de Redes Neurais Artificiais (ANNs) em *Machine Learning*, verificar se o uso mais intensivo de energia renovável poderia gerar uma aceleração positiva do PIB no Brasil, ou seja, eles examinam a relação entre consumo de energia renovável e crescimento econômico

no Brasil, na pandemia de covid-19. Achados empíricos mostram que, através de um modelo de RNAs, o consumo crescente de energias renováveis acelera o PIB.

A literatura trata ainda de casos em que as fontes de energias renováveis afetam o valor adicionado bruto. Podemos, por exemplo, citar Jebli, Farhani e Guesmi (2020), os quais, em seu estudo, exploraram a relação entre emissões de CO₂, crescimento econômico, consumo de energia renovável, valor agregado industrial e valor agregado de serviço durante o período 1990-2015, usando dados anuais de 102 países classificados por níveis de renda. Para tanto, fizeram uso metodológico do sistema *Generalized Method of Moments* e o teste de causalidade Granger. Os resultados revelaram que, um aumento de 1% no consumo de energia renovável *per capita* aumenta o valor adicionado da indústria em 0,07% e reduz o valor adicionado dos serviços em 0,02%. Esses resultados se assemelham para países de baixa renda e de renda média baixa. Fotio *et al.* (2022) examinam o efeito da energia renovável no valor agregado nos setores agrícola, industrial e de serviços em uma amostra selecionada de 12 países da África Subsaariana de 1985 a 2017 usando o modelo PMG – ARDL, cujas descobertas mostram que a energia renovável melhora significativamente o valor agregado nesses setores em longo prazo, com o maior impacto no setor de serviços. Os resultados obtidos pelos autores sugerem, por exemplo, que um aumento de 1% em energia renovável aumenta o valor agregado nos setores da indústria e serviços em 0,0668% e 0,0934%, respectivamente. Buscando quantificar os efeitos econômicos da implantação de fontes de energia renováveis implantação na Croácia, Keček, Mikulić e Lovrinčević (2019) utilizaram um modelo de *input-output*. Os resultados sugerem que os investimentos em energias renováveis resultam no maior valor adicionado bruto. Destacamos aqui os resultados para as PCHs, que para um investimento induzido de 1 milhão de euros gera efeitos no VAB de 647 mil euros.

Quanto aos estudos que tratam dos impactos da instalação de fontes de energia renovável nos impostos, como mencionado anteriormente, não temos conhecimento. A literatura a esse respeito está voltada, em sua maioria, para o estudo do impacto dos impostos na implantação e consumo de energia renovável. No que diz respeito a como a desigualdade de renda é afetada pela instalação de fontes de energia renovável, Topcu e Tugcu (2020) investigaram o impacto do consumo de energia renovável na desigualdade de renda em um painel de economias desenvolvidas no período 1990-2014, usando o método de painel generalizado de

momentos em que os coeficientes de inclinação não podem variar, e o estimador dinâmico de efeitos comuns correlacionados em que a heterogeneidade e a dependência transversal é levado em consideração. Como resultados, os autores encontraram que ambos os estimadores apontam para uma diminuição na desigualdade de renda causada pelo aumento no consumo de energia renovável. Especificamente, considerando os resultados do GMM, um aumento de 1% no consumo de energia renovável diminui a desigualdade de renda em 0,014% em curto prazo e 0,246% em longo prazo. Considerando os estimadores DCCE, os resultados sugerem que um aumento de 1% no consumo de energia renovável diminui a desigualdade de renda em 0,120% em curto prazo e 0,197% em longo prazo. Outro que investigou empiricamente o impacto da produção de energia renovável na desigualdade de renda foi Apergis (2015). Para tanto, ele considerou um painel de países da OCDE, abrangendo o período de 1998 a 2013, e aplicou uma estrutura metodológica de painel. Como resultado, ele obteve que o efeito da produção de energia renovável sobre a desigualdade de renda é positivo e consistentemente robusto em tipos alternativos de energias renováveis.

Como podemos observar, a literatura sobre o impacto da instalação de fontes de energia renovável sobre indicadores macroeconômicos como PIB, PIB *per capita* e VAB (agricultura, indústria e serviços) é vasta. No entanto, a literatura que estuda o impacto específico da construção de PCHs sobre essas variáveis, é escassa. No que se refere aos impostos, não encontramos literatura que trate dos impactos da instalação de fontes de energia renovável e, menos ainda, de forma específica, das construções de PCHs. Já para a desigualdade de renda, apresentamos duas referências.

Assim, nossa contribuição para a literatura ocorre pelos seguintes aspectos. Primeiro, fornecemos uma análise baseada no uso de uma metodologia que leva em consideração a heterogeneidade da amostra resultante do tratamento escalonado sofrido pelos municípios; a segunda contribuição reside na análise das variáveis impostos e desigualdade de renda, as quais apresentam poucas ou nenhuma literatura a respeito que trate do impacto por elas sofridas em virtude da instalação de fontes de energia renovável, em especial da construção de PCHs. E por fim, contribuimos para a literatura ao realizar um estudo, aparentemente inédito para o Brasil, em que se avalia como a implementação do Proinfa contribui para o crescimento econômico, o que é extremamente relevante, dada a posição do Brasil

como produtor mundial de energia a partir de fontes renováveis e dos objetivos de desenvolvimento sustentável proposto pela Organização das Nações Unidas (ONU) em 2016.

2.3 Dados e método

2.3.1 Dados

Buscando avaliar os impactos da construção das PCHs sobre o PIB, PIB *per capita* e VAB (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), dos impostos e da desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini) dos municípios brasileiros, construímos um painel de dados, de âmbito municipal, contendo, além de informações das variáveis supracitadas, informações referentes à população e ao nível educacional. As informações estão disponíveis para o período que se estende de 2001 a 2020.

As informações a respeito da identificação dos municípios que construíram PCHs e o ano em que o fizeram foram coletadas na ANNEL. Quanto aos dados sobre população, educação, PIB, PIB *per capita*, VAB, impostos e o índice de Gini, esses foram obtidos no IBGE.

Destacamos que as variáveis PIB, PIB *per capita*, VABs, impostos e o índice de Gini foram utilizadas como variáveis de resposta. Cabe salientar que essas variáveis estão dispostas a preços constantes de 2020 (último ano de análise do painel de dados). Para tanto, fez-se uso da série histórica do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), extraída do SIDRA/IBGE. De posse dessa informação, procedemos com o deflacionamento das variáveis de resposta. Essas variáveis são medidas em logaritmos naturais para que as estimativas possam ser interpretadas como taxas de retorno. Como variáveis independentes, foram utilizadas as informações sobre população e nível educacional (analfabetos, ensinos Fundamental, Médio e Superior completo).

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Tratado		Controle		Amostra Completa	
	Média	S.D.	Média	S.D.	Média	S.D.
Variáveis dependentes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnPIB	12.23	1.97	11.60	1.80	11.63	1.81
LnPIBpc	10.22	0.65	9.66	0.75	9.68	0.75
LnVABAgr	10.92	1.43	10.18	1.26	10.21	1.28
LnVABInd	11.01	2.01	9.85	1.96	9.90	1.97
LnVABSer	11.91	1.66	11.15	1.50	11.18	1.52
LnVABAP	11.24	1.19	10.78	1.14	10.80	1.15
LnImpos	10.94	2.27	9.48	2.46	9.54	2.47
Gini	0.32	0.05	0.30	0.07	0.30	0.07
Variáveis independentes						
População	37017.86	69923.05	34538.94	208428.6	34640.25	204614.7
Média dos Analfabetos	0.01	0.02	0.01	0.03	0.01	0.02
Média Fundamental	0.39	0.15	0.38	0.17	0.39	0.17
Média do Médio	0.46	0.12	0.44	0.15	0.44	0.15
Média Superior	0.14	0.06	0.15	0.10	0.15	0.10

Nota: Esta tabela relata as estatísticas descritivas do grupo tratado, grupo controle e amostra completa (média e desvio padrão – S.D.)

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023)

Nossa amostra é formada por 5.579 municípios, dos quais 334 construíram, em algum momento, PCH durante o período de 2002 a 2020. A Tabela 1 fornece estatísticas descritivas para nossas variáveis de resultados primários (painel superior) e variáveis de controle (painel inferior). Apresentamos estatísticas descritivas separadas (média e desvio padrão) para o grupo tratado, grupo controle e para amostra completa de municípios nas Colunas 1 a 6. Como mostra a Tabela 1, ao compararmos os valores médios para as variáveis de resultado, percebemos que elas se assemelham entre os grupos tratado, controle e a amostra completa. Isso sugere que esses grupos representam uma boa base de comparação. Quanto às variáveis independentes, na Tabela 1, é possível notar que na média essas variáveis, também, se assemelham.

2.3.2 Método

O método usado para alcançar o objetivo proposto foi o de diferença em diferenças (DID) com múltiplos períodos de tempo. A construção escalonada das PCHs gerou heterogeneidade na amostra, problema que o modelo de regressão em

painel de dados com efeitos fixos dos estimadores tradicionais de DID não contorna de maneira satisfatória. A atual literatura econométrica argumenta que, se o efeito do tratamento não é homogêneo, essa abordagem produz estimativas tendenciosas (Athey; Imbens, 2022; Callaway; Sant’Anna, 2021; Goodman-Bacon, 2021; Sun; Abraham, 2021).

Isso ocorre porque os estimadores tradicionais comparam as unidades recém-tratadas com as já tratadas. Assim, dado que a intervenção pode alterar o nível e a dinâmica das variáveis de interesse, as unidades já tratadas se constituem um grupo de controle problemático. Isso pode afetar o isolamento consistente do efeito causal da política adotada. Por exemplo, o efeito do tratamento pode ser positivo para todas as unidades e períodos e, no entanto, os estimadores tradicionais podem retornar um efeito negativo do tratamento. Dessa forma, as unidades tratadas no horizonte temporal analisado têm, de maneira viciosa, imputados pesos negativos e maiores pelo estimador com efeito fixo, especialmente na presença de grandes variações entre os pesos, ou seja, o estimador DID tradicional tende a ser viesado, o que faz com que o uso de um estimador robusto à heterogeneidade do tratamento seja necessário (Callaway; Sant’Anna, 2021; Goodman-Bacon, 2021; Sun; Abraham, 2021).

Diante disso e visando a superar esse problema, empregamos o estimador *Difference-in-Differences with multiple time periods*, o qual permite estimar o efeito médio do tratamento de maneira flexível, consistente e robusto à presença de heterogeneidade e múltiplos períodos, além de ser robusto sob as hipóteses de tendências paralelas condicionais e incondicionais no período de pré-tratamento (Callaway; Sant’Anna, 2021). Neste trabalho, o modelo básico assume a condição de tendências paralelas condicionais.

A análise aqui realizada será desenvolvida no âmbito municipal, sendo o município i considerado tratado, $D_i = 1$, no ano g , ano em que foi construída a primeira PCH no município e, esse município permanece sendo tratado até o fim do período analisado ($D_i = 1$ para todo $t \geq g$). Nos anos t antes de g , o município é considerado não tratado ($D_i = 0$ para $t < g$). Assim, o *ATT* dá estimação do efeito da construção das PCHs sobre o PIB, PIB *per capita*, VAB (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), dos impostos e da desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini) seria calculado da seguinte forma:

$$ATT = \mathbb{E}[Y_t(1) - Y_t(0)|D = 1] \quad (3.1)$$

Isto é, em termos de resultados potenciais, o ideal seria calcular o *ATT* como a diferença de resultados potenciais da média dos tratados, $Y_t(1)$, e não tratados, $Y_t(0)$, para unidades no grupo tratado, $D = 1$. No entanto, uma vez que só observamos um desses resultados potenciais para cada um dos municípios, isso não é viável. Por isso, precisamos construir um contrafactual, que será um grupo de municípios que não construíram PCHs. Esse grupo representa o que teria acontecido com os municípios que construíram PCHs caso não o tivessem feito, ou seja, caso não tivessem sido tratados.

Configuramos o problema de inferência causal desse estimador da seguinte maneira: supõe-se que existem T períodos em que $t = 1, 2, \dots, T$, sendo D_t uma variável binária igual a 1 quando um município constrói um PCH no ano (t) e 0 caso contrário. Também é definido G_g igual a 1 quando um município é tratado pela primeira vez no período de análise e 0 caso contrário. Além disso, define-se C como uma variável binária igual a 1 para os municípios que nunca são tratados. Dessa forma, cada município da amostra tem um G_g ou C igual a 1.

Assim, o método identifica o efeito do programa sobre os tratados para cada combinação (g, t) , em que a variável g representa as coortes de entrada e a variável t o tempo calendário. O escore de propensão generalizado, denotado por $P_g(X) = P(G_g = 1 | X, G_g + C = 1)$, representa a probabilidade de que um município seja tratado sob a condição de ter covariáveis (X) e de pertencer ao grupo de tratamento (g) ou de controle (C). O escore de propensão é estimado para cada coorte dos municípios tratados (g), flexibilizando assim a obtenção das características semelhantes entre controles e para cada grupo de municípios tratados. Ao assumir a hipótese de tendências paralelas condicionais neste trabalho, naturalmente, a matriz de covariáveis (X) passa a ser uma constante. O resultado observado em cada período (t) é estimado da seguinte forma:

$$Y_t = D_t Y_t(1) + (1 - D_t) Y_t(0), \quad (3.2)$$

em que $Y_t(1)$ e $Y_t(0)$ são os resultados potenciais do PIB, PIB *per capita*, Valor adicionado bruto (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), dos impostos e da desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini) no tempo (t), com e sem tratamento, respectivamente.

Diferentemente de uma abordagem tradicional de DID, o principal parâmetro de interesse causal aqui é um efeito médio do tratamento em grupo, dado por $ATT(g, t)$, sendo uma função do grupo de tratamento (g) e do período (t), no qual o município constrói, pela primeira vez, a PCH. Neste trabalho, existem 19 grupos distintos de unidades tratadas pela primeira vez (2002 a 2020) e o tempo (t). Presumindo tendências paralelas condicionais ou incondicionais, tratamento escalonado, irreversibilidade do tratamento e sobreposição de covariável², define-se a estimativa do efeito médio do tratamento em grupo da seguinte maneira:

$$ATT(g, t) = \mathbb{E}[Y_t(g) - Y_t(0)|G = g] \quad (3.3)$$

Considerando-se a estrutura de dados em painel balanceado, o ATT para o grupo (g) no período (t) pode então ser estimado de forma semiparamétrica como:

$$ATT(g, t) = \mathbb{E} \left[\left(\frac{G_g}{\mathbb{E}[G_g]} - \frac{\frac{p_g(X)C}{1 - p_g(X)}}{\mathbb{E} \left[\frac{p_g(X)C}{1 - p_g(X)} \right]} \right) (Y_t - Y_{g-1}) \right], \quad (3.4)$$

em que os erros-padrão são calculados através de um procedimento de *bootstrap*, com ajustamento para autocorrelação e agrupamento (*clustering*), permitindo a realização de uma inferência assintoticamente válida, o subscrito g representa: (i) o grupo ao qual os municípios tratados pertencem no tempo e (ii) o primeiro período em que os municípios construíram uma PCH. Já p denota os pesos, isto é, os escores de propensão normalizados para somar 1. Para tanto, as covariáveis são reponderadas para que os grupos de tratamento (g) e de controle (C) estejam em equilíbrio. Além disso, por meio dessa técnica, é possível usar como grupos de controle as unidades nunca tratadas, assim como aquelas ainda não tratadas e, por fim, esse estimador permite controlar fatores não observáveis invariantes no tempo dos grupos. Portanto, essa abordagem econométrica não produz viés para estimação dos efeitos de interesse causal (Callaway; Sant'Anna, 2021; Carrillo; Feres, 2019).

Por combinar as abordagens de regressão propostas por Heckman *et al.* (1997, 1998) com a de escore de propensão proposto por Abadie (2005) para obter uma

² As premissas mencionadas são extensões naturais das suposições de identificação consideradas no caso tradicional — com dois períodos e dois grupos — para o caso de múltiplos períodos. As suposições da estratégia econométrica são discutidas e apresentadas com detalhes no trabalho de Callaway e Sant'Anna (2021).

configuração de DID com múltiplos períodos, esse procedimento de estimação é denominado duplamente robusto. Por requerer a especificação correta da modelagem da evolução dos resultados ou do modelo de escores de propensão e não de ambas, essa abordagem possui robustez adicional (Callaway; Sant’Anna, 2021; Sant’Anna; Zhao, 2020).

Uma das vantagens desse método é gerar uma gama de efeitos heterogêneos de tratamento após detectar o efeito para cada grupo g nos períodos em que $t \geq g$. Dessa forma, este estudo analisa os seguintes efeitos: o efeito médio do tratamento nos municípios tratados, o efeito médio por grupos, o efeito calendário e o efeito dinâmico. Assim sendo, o primeiro efeito a ser estimado é o efeito médio da construção da PCH, sendo este uma medida do efeito médio da exposição ao tratamento, a qual todas as unidades que já participaram do tratamento sofreram. Esse efeito é calculado da seguinte forma:

$$\theta_{sel}^0 = \sum_{g \in G} \theta_s(g) P(G = g | G \leq t) \quad (3.5)$$

Ao agregarmos cada $ATT(g, t)$ estimado a partir da equação (3.4), obtemos um parâmetro de efeito causal mais intuitivo e fácil de interpretar (Callaway; Sant’Anna, 2021). A seguir, apresentaremos o parâmetro obtido a partir desse procedimento de agregação, o qual resulta de estimativas imparciais e consistentes do efeito do tratamento de cada grupo.

A agregação dos $ATTs(g, t)$, nessa conjuntura da construção de PCHs, pode acarretar algumas desvantagens. Primeiramente, como cada empresa escolhe o momento em que cada PCH será construída em cada município, a estimativa pode ser tendenciosa devido à seletividade do tratamento. Isso implica que os municípios que tiveram a PCH construída primeiro podem ter experimentado mais cedo os efeitos do tratamento. Dessa forma, pode ser que um maior peso seja atribuído ao grupo que apresente mais observações no período pós-tratamento.

Nesse sentido, uma agregação do $ATT(g, t)$ por uma média simples, provavelmente atribuirá maior peso ao efeito do grupo que recebeu o tratamento primeiro, ou seja, com mais observação no período de pós-tratamento. Esse tipo de problema pode ser resolvido mensurando-se o $ATT(g, t)$ específico para cada grupo tratado e, em seguida, calculando a média deles, para o período de pós-tratamento, usando:

$$\tilde{\theta}_s(g) = \frac{1}{T-g+1} \sum_{t=2}^T \{t \geq g\} ATT(g, t) \quad (3.6)$$

$$\theta_s = \sum_{g=2}^T \tilde{\theta}_s(g) P(G = g) \quad (3.7)$$

em que a equação (3.6) expressa o efeito específico de cada grupo tratado no período de pós-tratamento. A equação (3.7) evidencia o efeito do tratamento geral θ_s , ou seja, da agregação do tratamento específico do grupo entre os grupos. Portanto, θ_s sumariza o efeito da construção das PCHs nos municípios brasileiros sobre o PIB, PIB *per capita*, Valor adicionado bruto (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), dos impostos e da desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini), independentemente dos problemas de seletividade do tratamento. Além disso, θ_s expressa uma estimativa imparcial e robusta do impacto da política em cada grupo tratado, que é análogo ao *ATT* do caso de dois períodos (Callaway; Sant'Anna, 2021; Teixeira; Venter, 2021).

Outra análise aqui realizada é o efeito agregado para cada ano t , o chamado efeito calendário, que pode ser calculado da seguinte forma:

$$\theta_c(t) = \sum_{g \in G} 1\{t \geq g\} ATT(g, t) P(G = g | t \geq g), \quad (3.8)$$

em que $P(G = g | t \geq g)$ representa a proporção de tratados no grupo g presentes no período. $t \geq g$ e $\theta_c(t)$ é uma média ponderada dos efeitos $ATT(g, t)$ no período t para todos os grupos tratados que construíram uma PCH antes de t . A agregação desse efeito é dada por:

$$\theta_c = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \theta_c(t) \quad (3.9)$$

Mesmo θ_s e θ_c sendo medidas adequadas para o efeito causal da construção das PCHs nos municípios brasileiros sobre o PIB, PIB *per capita*, Valor adicionado bruto (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), dos impostos e da desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini), é possível que o efeito do tratamento seja dinâmico, sendo a dinâmica do efeito do tratamento de

interesse deste estudo. Frente a isso, é normal esperar que os efeitos do tratamento sejam crescentes no período pós-tratamento.

Nesse sentido, para analisarmos como variam com o tempo os efeitos da construção das PCHs nos municípios brasileiros sobre o PIB, PIB *per capita*, Valor adicionado bruto (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), dos impostos e da desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini), calcula-se a média do *ATT* do grupo para destacar a dinâmica do efeito da intervenção sobre diferentes durações de exposição ao tratamento da seguinte forma:

$$\tilde{\theta}_D(e) = \sum_{g=2}^T \sum_{t=2}^T 1\{t - g + 1 = e\} ATT(g, t) P(G + g | t - g + 1 = e), \quad (3.10)$$

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

$$\theta_D = \frac{1}{T-1} \sum_{e=2}^{T-1} \tilde{\theta}_D(e) \quad (3.11)$$

A equação (3.11) corresponde à medida resumida do efeito dinâmico (estudo de eventos). A principal diferença entre θ_D e θ_S encontra-se nos pesos: θ_D coloca mais peso em $ATT(g, t)$ quando (g) é menor que (t). Dessa forma, grupos com tempo maior de exposição à política sofrem uma ponderação maior (Teixeira; Venter, 2021). Sendo o resultado do efeito dinâmico (estudo de eventos) o foco deste estudo, considerando a condição de tendências paralelas condicionais com o grupo de controle sendo formado por unidades nunca tratadas e por unidades ainda não tratadas.

Essa escolha de especificação decorre do fato de ela nos permitir verificar se há pré-tendências diferenciais nos resultados de interesse e julgar sua plausibilidade à suposição de identificação. De modo geral, se os municípios tratados e não tratados possuem tendências similares antes da construção das PCHs e divergem apenas após sua criação, isso sugere, de forma robusta, que tais mudanças resultam da construção das PCHs e não de características não observáveis (Carrillo; Feres, 2019).

2.4 Resultados e discussão

Na sequência, analisamos o efeito médio da construção das PCHs nos municípios brasileiros no PIB, PIB *per capita*, Valor Adicionado Bruto (agropecuária, indústria, serviços e administração pública) na arrecadação, todos são medidos em logaritmos naturais para que as estimativas possam ser interpretadas como taxas de retorno, e na desigualdade de renda (medida pelo índice de Gine). Esses resultados, baseados na Eq. (3.7), estão dispostos na Tabela 2. Todos os resultados relatados na Tabela 2 foram obtidos através do uso do estimador proposto em (Callaway; Sant'Anna, 2021). Nossos resultados são medidos a preços constantes de 2020. A população e o nível médio educacional da população para: analfabetos; Ensino Fundamental; Ensino Médio e Ensino Superior foram usados como indicadores de tratamento.

A Tabela 2 a seguir, Colunas 1 e 2, mostra que a construção das PCHs gerou aumentos (estatisticamente significativos) no PIB (0.09%), no PIB *per capita* (0.03%), no Valor Adicionado Bruto da Indústria (0.28%) e no Valor Adicionado Bruto dos Serviços (0.11%), assim como reduziu a arrecadação (0.22%) e a desigualdade da renda (0.01%), aproximadamente. Como as variáveis estão expressas em logaritmo natural, isso significa dizer que, por exemplo, um aumento de 1% na instalação de PCHs leva a um aumento de 0.09% no PIB. Conforme pode ser observado nas colunas de 3 a 6, o impacto da construção das PCHs afeta as mesmas variáveis, diferindo apenas na magnitude do valor. Por exemplo, o VAB dos serviços, quando comparamos os resultados obtidos nas colunas 1 e 2 com os estimados nas colunas 5 e 6, verificamos uma diferença na magnitude dos resultados de aproximadamente 0.01%.

Os resultados apresentados nas colunas 1 a 6 da Tabela 2 são, em sua maioria, corroborados pela literatura. Cabe salientar que as variáveis estão expressas em logaritmo natural. Disso, temos que os resultados para o PIB exibidos na Tabela 2, os quais sugerem um aumento no PIB de 0.09%, implicam dizer que um aumento de 1% na instalação de PCHs leva a um aumento de 0.09% no PIB, o que é confirmado pelos estudos de Apergis e Payne (2010), Chien e Hu (2008), Fang (2011) e Inglesi-Lotz (2016). No estudo proposto por Apergis e Payne (2010), cujo objetivo era examinar a relação entre o consumo de energia renovável e o crescimento econômico para um painel de 20 países da OCDE no período de 1985 a 2005, os resultados mostraram que um aumento de 1% no consumo de energia renovável aumenta o PIB real em 0,76%. Já Chien e Hu (2008), analisando os efeitos da energia renovável no PIB de

116 economias em 2003, por meio da abordagem de Modelagem de Equações Estruturais (SEM), descobriram que as energias renováveis influenciam positivamente o PIB, isso se dá pelo canal da formação de capital. Enquanto Fang (2011), buscando avaliar o papel da quantidade e da participação do consumo de energia renovável no bem-estar econômico através de funções de produção do tipo Cobb-Douglas para a China, no período de 1978 a 2008, descobriu que um aumento de 1% no consumo de energia renovável aumenta o PIB real em 0,12%. Inglesi-Lotz (2016) estimou o impacto do consumo de energia renovável no bem-estar econômico em todos os países da OCDE e descobriu que um aumento de 1% no consumo total de energia renovável eleva o PIB em 0,105%, e caso o aumento de 1% seja na parcela de energia renovável em relação ao consumo total de energia, o aumento no PIB será de 0,089%.

Os resultados para o PIB *per capita* expressos na Tabela 2 sugerem que um aumento de 1% na instalação de PCHs aumenta o PIB *per capita* em 0.03%. Respaldam esse resultado os estudos de Armeanu, Vintilă e Gherghina (2017), que exploraram a influência e a relação causal entre a energia renovável, tanto em geral quanto por tipo, e o crescimento econômico sustentável para 28 países da União Europeia (UE) para o período 2003-2014, usando o modelo de regressão de efeitos fixos de dados em painel e a causalidade de Granger, baseada no modelo de correção de erro de vetor de painel (PVECM), que mostraram que um aumento de 1% na produção primária de energia renovável aumenta o PIB *per capita* em 0,05% a 0,06%. Assim como o estudo desenvolvido por Fang (2011), cujos resultados mostraram que um aumento de 1% no consumo de energia renovável aumenta o PIB *per capita* em 0,162%, o estudo de Inglesi-Lotz (2016) concluiu que um aumento de 1% no consumo total de energia renovável eleva o PIB *per capita* em 0,1%, e se esse aumento for na parcela de energia renovável em relação ao consumo total de energia, o PIB *per capita* aumentará 0,09%.

Na Tabela 2 temos, também, os resultados para o VAB da indústria e dos serviços, no qual podemos inferir que um aumento de 1% na instalação de PCHs aumenta o VAB da indústria em 0.28% e o VAB dos serviços em 0.11%. Pautam nossas descobertas os estudos de Jebli, Farhani e Guesmi (2020) e Keček, Mikulić e Lovrinčević (2019).

Jebli, Farhani e Guesmi (2020) exploraram a relação entre emissões de CO₂, crescimento econômico, consumo de energia renovável, valor agregado industrial e valor agregado de serviço durante o período 1990-2015, usando dados anuais de 102

países classificados por níveis de renda, por meio do sistema *Generalized Method of Moments* e o teste de causalidade Granger. Eles encontraram que um aumento de 1% no consumo de energia renovável *per capita* aumenta o valor adicionado da indústria em 0,07%, o que corrobora nosso resultado para o VAB da indústria. Entretanto, a redução no valor adicionado dos serviços em 0,02% contradiz nossos achados. Esses resultados se assemelham para países de baixa renda e de renda média baixa.

Tabela 2 – Resultados do impacto das Pequenas Centrais Hidrelétricas na renda por setores

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Callaway-Santanna (Nunca)dripw	Callaway-Santanna (aindaÑ)dripw	Callaway-Santanna (Nunca)ipw	Callaway-Santanna (Nunca)ipw	Callaway-Santanna (Nunca)reg	Callaway-Santanna (Nunca)reg
A. LnPIB						
Efeito	0.09***	0.09***	0.09***	0.09***	0.09***	0.08***
S.d.	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
B. LnPIBpc.						
Efeito	0.03**	0.03**	0.03**	0.03**	0.03**	0.03**
S.d.	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
C. LnVABAgr.						
Efeito	0.01	0.01	0.01	0.01	0.005	0.005
S.d.	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
D. LnVABInd.						
Efeito	0.28***	0.28***	0.28***	0.28***	0.28***	0.28***
S.d.	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)
E. LnVABSer.						
Efeito	0.11***	0.11***	0.11***	0.11***	0.10***	0.10***
S.d.	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
F. LnVABAP.						
Efeito	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.004	-0.004
S.d.	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
G. LnImpos.						
Efeito	-0.22***	-0.22***	-0.22***	-0.22***	-0.19***	-0.19***
S.d.	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
H. Gini						
Efeito	-0.01***	-0.01***	-0.01***	0.01***	-0.01***	-0.01***
S.d.	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)

Notes: As colunas (1) e (2) apresentam os resultados estimados em logaritmo natural para PIB, PIB *per capita*, Valor Adicionado Bruto (agropecuária, indústria, serviços e administração pública) e para arrecadação, exceto para a desigualdade de renda (medida pelo índice de Gine). Nesse caso, foi usada a opção de estimador de Diferença em Diferenças duplamente robusto baseado em ponderação de probabilidade inversa estabilizada e mínimos quadrados ordinários. Como grupo de controle, foram usados os nunca tratados e os ainda não tratados. De maneira similar, foram estimados os mesmos resultados, considerando os mesmos grupos de controle nas colunas (3), (4), (5) e (6). No entanto, foram utilizadas as opções de estimadores de Diferença em diferenças, proposto em Abadie (2005), de ponderação de probabilidade inversa (colunas (3) e (4)) e o de regressão de resultado baseado em mínimos quadrados ordinários (colunas (5) e (6)). Todos os valores estão a preços constantes de 2020 e sofreram arredondados para até duas casas decimais. Os símbolos *, ** e *** representam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses são os Desvios-padrão.

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023)

Porém, Fotio *et al.* (2022), examinando o efeito da energia renovável no valor

agregado nos setores agrícola, industrial e de serviços em uma amostra selecionada de 12 países da África Subsaariana de 1985 a 2017 usando o modelo PMG – ARDL descobriram que a energia renovável melhora significativamente o valor agregado nesses setores em longo prazo, com o maior impacto no setor de serviços. Os resultados obtidos pelos autores sugerem, por exemplo, que um aumento de 1% em energia renovável aumenta o valor agregado nos setores da indústria e serviços em 0,0668% e 0,0934%, respectivamente. Já Keček, Mikulić e Lovrinčević (2019), buscando quantificar os efeitos econômicos da implantação de fontes de energia renováveis implantados na Croácia, usando um modelo de *input-output*, observaram que os investimentos em energias renováveis resultam no maior valor adicionado bruto, e que quando consideramos os resultados para as PCHs, um investimento induzido de 1 milhão de euros gera efeitos no VAB de 647 mil euros.

Quanto aos impostos, os resultados apresentados na Tabela 2 são inéditos, uma vez que a literatura tem se preocupado em mensurar seu impacto na produção e consumo de energia renovável. Neste trabalho, mudamos o foco e examinamos como as fontes de energia renovável, especificamente as PCHs, influenciam os impostos, e descobrimos que um aumento de 1% na instalação de PCHs reduz os impostos em 0.22%. Essa redução, provavelmente, seja resultado das políticas de isenção fiscal criadas pelo Governo brasileiro, como o Regime Especial de Incentivos para o Desenvolvimento da Infraestrutura (REIDI), criado pela Lei nº 11.488, de 15 de junho de 2007 (Brasil, 2007) e regulamentado pelo Decreto nº 6.416, de 28 de março de 2008 (Brasil, 2008), que é um dos incentivos fiscais do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) criado pelo Governo Federal. O Reidi tem como objetivo principal diminuir os impostos para estimular as empresas privadas a investir em outros projetos de energia, como PCHs, por exemplo. Além do Reidi, a Lei nº 10.438, de 26 de abril de 2002 (Brasil, 2002), que dentre outras providências, cria o Proinfa, que estabelece em seu artigo 24 que ficam dispensados de investir em pesquisa e desenvolvimento as PCHs (Damasceno, 2014; Friedrich, 2010).

A desigualdade de renda também foi abordada em nosso estudo. Seus resultados são expostos nas últimas linhas da Tabela 2. Consistente com os estudos de eventos apresentados na Figura 2, a construção de PCHs reduz a desigualdade de renda. De acordo com o mostrado nos estudos de eventos, Figura 2, essa redução começou na fase pós-tratamento. As estimações sugerem que um aumento de 1% na instalação de PCHs a reduz em 0.01%. Esse resultado é corroborado por Topcu e

Tugcu (2020), que investigaram o impacto do consumo de energia renovável na desigualdade de renda em um painel de economias desenvolvidas no período 1990-2014, usando o método de painel generalizado de momentos em que os coeficientes de inclinação não podem variar e o estimador dinâmico de efeitos comuns correlacionados, em que a heterogeneidade e a dependência transversal são levadas em consideração, e descobriram que, considerando os resultados do GMM, um aumento de 1% no consumo de energia renovável diminui a desigualdade de renda em 0,014% em curto prazo e 0,246% em longo prazo. Ainda, considerando os estimadores DCCE, um aumento de 1% no consumo de energia renovável diminui a desigualdade de renda em 0,120% em curto prazo e 0,197% em longo prazo. Além deste estudo, temos o proposto por Apergis (2015), que investigou empiricamente o impacto da produção de energia renovável na desigualdade de renda para um painel de países da OCDE no período de 1998 a 2013, usando uma estrutura metodológica de painel. O autor encontrou que o efeito da produção de energia renovável sobre a desigualdade de renda é positivo e consistentemente robusto em tipos alternativos de energias renováveis. Para todos os outros resultados relatados na Tabela 2, os efeitos estimados do pós-tratamento são estatisticamente insignificantes.

Dando continuidade à análise do impacto da construção das PCHs no PIB, PIB *per capita*, Valor adicionado bruto (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), nos impostos e na desigualdade de renda (medida pelo índice de Gine) dos municípios brasileiros, examinamos os resultados estimados, considerando outras três medidas de efeito médio agregado, a saber: efeito médio agregado por grupo, ano e dinâmico. Os resultados das estimações, mostrados na Tabela 3 a seguir, nesse caso, usam apenas os nunca tratados como grupo de controle, e o método de tratamento se baseia na estimativa Duplamente Robusta (DRIPW).

Os resultados da Tabela 3 mostram que, para o PIB, o Valor adicionado bruto (da indústria e dos serviços), os impostos e a desigualdade de renda (medida pelo índice de Gine) apresentam um efeito estatisticamente significativo causado pela construção das PCHs, para as três medidas de efeito médio agregadas analisadas. Para o PIB *per capita*, esse efeito é estatisticamente significativo para o efeito médio agregado por grupo e ano. Os resultados observados para o PIB, o PIB *per capita*, o Valor adicionado bruto (da indústria e dos serviços) e a desigualdade de renda (medida pelo índice de Gine) apresentam efeitos consistentes entre os diferentes

níveis de agregação e seguem o esperado pela literatura – efeitos positivos, no sentido de elevar o PIB, o PIB *per capita*, o Valor adicionado bruto (da indústria e dos serviços) e diminuir a desigualdade de renda (medida pelo índice de Gine).

Tabela 3 – Efeito médio desagregado das PCHs

	(1)	(2)	(3)
	ATT_G	ATT_C	ATT_D
A. LnPIB			
Efeito	0.08***	0.07***	0.17***
S.d.	(0.02)	(0.02)	(0.03)
B. LnPIBpc.			
Efeito	0.02*	0.04***	0.03
S.d.	(0.01)	(0.01)	(0.02)
C. LnVABAgr.			
Efeito	0.02	0.006	- 0.04
S.d.	(0.02)	(0.3)	(0.04)
D. LnVABInd.			
Efeito	0.22***	0.23***	0.33***
S.d.	(0.04)	(0.04)	(0.08)
E. LnVABSer.			
Efeito	0.07***	0.09***	0.16***
S.d.	(0.02)	(0.02)	(0.03)
F. LnVABAP.			
Efeito	- 0.006	- 0.007	- 0.01
S.d.	(0.008)	(0.009)	(0.02)
G. LnImpos.			
Efeito	- 0.16***	- 0.21***	- 0.41***
S.d.	(0.03)	(0.05)	(0.07)
H. Gini			
Efeito	- 0.011***	- 0.009***	- 0.018***
S.d.	(0.003)	(0.003)	(0.004)

Notes: Esta tabela apresenta os resultados desagregados estimados, respectivamente, por grupo, ano e efeitos dinâmicos para o PIB, o PIB *per capita*, o Valor adicionado bruto (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), os impostos e a desigualdade de renda (medida pelo índice de Gine) dos municípios brasileiros. Nesse caso, foi usada a opção de estimador de Diferença em Diferenças duplamente robusto baseado em ponderação de probabilidade inversa estabilizada e mínimos quadrados ordinários. Como grupo de controle, foi usado os nunca tratados. Todos os valores estão a preços constantes de 2020 e sofreram arredondados para até duas casas decimais. Os símbolos *, ** e *** representam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses são os Desvios-padrão.

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023)

Como podemos observar na Tabela 3, os municípios que construíram PCHs apresentam uma melhoria, positiva e estatisticamente significativa, no PIB para os efeitos médios agregados por grupo (8%), ano (7%) e dinâmico (17%). Já para o PIB *per capita*, foram os efeitos médios agregados por grupo e ano que se mostraram positivos e estatisticamente significativos, com acréscimo de 2% e 4%, respectivamente. Os resultados para o VAB da indústria e dos serviços foram positivos e estatisticamente significativos para os efeitos médios agregados por grupo (22% e 7%), ano (23% e 9%) e dinâmico (33% e 16%), respectivamente. Os impostos e a

desigualdade de renda diminuíram, de forma estatisticamente significativa. Para os três efeitos apresentados, os resultados foram, respectivamente, 16%, 21%, 41% e 1.1%, 0.9%, 1.8%. Como já apresentado, a maioria desses resultados é validada pela literatura.

Esses resultados também foram analisados de forma desagregada e são apresentados nas Tabelas A1 – A3 do apêndice. Na tabela do Apêndice A1, apresentamos os efeitos por grupo tratado. Nela, é possível observar alguns resultados interessantes, com efeitos estatisticamente significativos. Por exemplo, municípios que construíram PCHs nos anos de 2006, 2007, 2011 e 2017 foram os únicos que apresentaram crescimento do PIB. Para o PIB *per capita*, esse crescimento ocorreu nos anos de 2006, 2007 e 2015. Ainda de acordo com a tabela do Apêndice A1, podemos observar efeitos positivos e estatisticamente significativos no VAB da indústria, para os anos de 2002 e de 2006 a 2010 e positivos/negativos e estatisticamente significativos no VAB dos serviços, sendo positivos nos anos de 2002, 2004 a 2007, 2009, 2010 e 2015 e negativos nos anos de 2012 a 2014. Os valores para o VAB da agropecuária e administração pública, também, apresentam valores positivos e negativos estatisticamente significativos. Podemos ver ainda na tabela do Apêndice A1 que os impostos decrescem de 2005 a 2020, de forma significativa estatisticamente. Outro resultado que a tabela do Apêndice A1 mostra é que a desigualdade de renda diminui nos municípios que construíram PCHs nos anos de 2002, de 2007 a 2009, 2011 e 2016, e cresce nos municípios que construíram PCHs nos anos de 2014 e 2015. Cabe salientar que alguns desses resultados não foram evidenciados antes nos efeitos agregados apresentados na Tabela 2.

Na tabela do Apêndice A2 são apresentados os efeitos desagregados para cada ano, o chamado efeito calendário. De acordo com a tabela do Apêndice A2, por exemplo, o PIB apresenta valores positivos e estatisticamente significativos nos anos 2006, 2007, 2011 e 2017, enquanto o PIB *per capita* exibe valores positivos e estatisticamente significativos para os anos de 2003, 2004, 2008, 2012, 2013, 2018 e 2020. Ainda segundo os resultados mostrados na tabela do Apêndice A2, o VAB da indústria apresenta valores positivos e estatisticamente significativos para os anos que vão de 2002 a 2004 e de 2009 a 2020. Podemos perceber, também, que o VAB dos serviços apresenta valores positivos e estatisticamente significativos nos anos de 2008 e de 2010 a 2020. Quanto aos impostos, esses começam a ser negativos e estatisticamente significativos em 2005, situação que perdura até 2020. A partir dos

resultados da tabela do Apêndice A2, é possível ver ainda que a desigualdade de renda apresenta valores negativos e estatisticamente significativos em 2003 e de 2010 a 2020. Isso significa dizer que nesses anos os municípios que construíram PCHs apresentaram crescimento ou redução dos valores das variáveis estudadas.

Na tabela do Apêndice A3, observam-se os chamados efeitos dinâmicos, ou seja, os efeitos médios por tempo decorrido desde a entrada no programa. Tomemos como exemplo para análise os resultados para o PIB, os quais indicam que os municípios tratados apresentaram crescimento dessa variável no período de 1 a 3 anos após o tratamento e 10 a 20 anos, com um crescimento que varia de, aproximadamente, 3% a 54%. Já em relação à desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini), os resultados mostram um padrão de queda, pelo tempo decorrido, nos municípios tratados a partir do 3º ano de tratamento, com esse cenário perdurando até o fim da amostra, ou seja, durando até o 20º ano, chegando a um efeito de 2,9% com 14 anos de participação no programa.

2.5 Análise de robustez

Mesmo os resultados estimados pelo modelo DID proposto por Callaway e Sant'Anna (2021) apresentados na Tabela 2 mostrando que a construção das PCHs aumenta significativamente o PIB, o PIB *per capita*, VAB (da indústria e dos serviços) e reduz os impostos e a desigualdade de renda dos municípios brasileiros, resolvemos, considerando a confiabilidade dos resultados da pesquisa, testar, nesta seção, a robustez desses resultados.

2.5.1 Resultados de DID escalonado com efeitos de tratamento heterogêneos

Usaremos o estimador proposto em De Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2023) para explorar ainda mais o impacto da construção das PCHs no PIB, no PIB *per capita*, no VAB (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), nos impostos e na desigualdade de renda dos municípios brasileiros. Pelo fato de a construção das PCHs variar de acordo com o município, usaremos esse estimador, uma vez que ele é sensível à ativação e desativação do tratamento. No entanto, ele corresponde ao estimador proposto por Callaway e Sant'Anna (2021), no que diz respeito ao ATT_0^w e a uma escolha particular de pesos, quando consideramos uma

configuração escalonada (De Chaisemartin; D'Haultfœuille, 2023). Em projetos escalonados, como o caso aqui analisado, esses estimadores usam como grupos de controles os ainda não tratados, diferindo do proposto por Callaway e Sant'Anna (2021), que usam os nunca tratados ou os ainda não tratados como controles.

Quando os ainda não tratados são usados e não há covariáveis na estimativa, os estimadores propostos em De Chaisemartin e D'Haultfœuille (2023) e os estimadores propostos em Callaway e Sant'Anna (2021) são numericamente equivalentes. Com covariáveis, os estimadores apresentados em De Chaisemartin e D'Haultfœuille (2023) consideram linearmente o efeito de covariáveis variáveis no tempo, enquanto os apresentados em Callaway e Sant'Anna (2021) respondem não parametricamente pelo efeito de covariáveis invariantes no tempo. Os resultados são mostrados nas colunas (1) a (4) da Tabela 4.

Tabela 4 – Resultados dos impactos das PCHs

	(1)	(2)	(3)	(4)
A. LnPIB				
Efeito	0.07***	0.07***	0.07***	0.07***
S.d.	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
B. LnPIBpc.				
Efeito	0.019	0.019	0.017	0.017
S.d.	(0.016)	(0.014)	(0.015)	(0.017)
C. LnVABAgr.				
Efeito	0.01	0.01	0.01	0.01
S.d.	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
D. LnVABInd.				
Efeito	0.28***	0.28***	0.28***	0.28***
S.d.	(0.04)	(0.05)	(0.05)	(0.04)
E. LnVABSer.				
Efeito	0.11***	0.11***	0.11***	0.11***
S.d.	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
F. LnVABAP.				
Efeito	- 0.009	- 0.009	0.003	0.009
S.d.	(0.011)	(0.010)	(0.042)	(0.011)
G. LnImpos.				
Efeito	- 0.19***	- 0.19***	- 0.19***	- 0.19***
S.d.	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
H. Gini				
Efeito	- 0.01 ***	- 0.01***	- 0.01***	- 0.01***
S.d.	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)

Notes: Aqui estimamos o efeito médio da construção das PCHs no PIB, no PIB *per capita*, no VAB (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), nos impostos e na desigualdade de renda dos municípios brasileiros. Os resultados apresentados foram obtidos por meio do estimador de Diferença em Diferença com vários grupos e períodos. Cada coluna apresenta os resultados para uma especificação diferente do modelo. Sendo, respectivamente, as seguintes especificações: com covariáveis e com cluster, com covariáveis e sem cluster, sem covariáveis e com cluster e sem covariáveis e sem cluster. Todos os valores estão a preços constantes de 2020 e sofreram arredondados para até duas casas decimais. Os símbolos *, ** e *** representam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses são a estatística t-student.

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023)

As colunas (1) a (2) corroboram as evidências empíricas obtidas pelo estimador proposto em Callaway e Sant’Anna (2021), expostas na Tabela 2, exceto para o PIB *per capita*. Isto é, a construção das PCHs aumenta o PIB e o VAB (da agricultura e serviços) e diminui os impostos e a desigualdade de renda. Para verificar ainda mais a robustez de nossos resultados, estimamos o modelo sem covariáveis, uma vez que isso aproxima numericamente os resultados encontrados pelo estimador proposto em De Chaisemartin e D’Haultfœuille (2023) aos encontrados por meio do estimador proposto em (Callaway; Sant’Anna, 2021). Da mesma forma, os resultados mostrados nas colunas (3) a (4) indicam que a construção das PCHs eleva o PIB e o VAB (da agricultura e serviços) e diminui os impostos e a desigualdade de renda. Esses resultados, em sua maioria, são numericamente iguais aos apresentados na Tabela 2, fornecendo assim um argumento robusto para a hipótese deste artigo.

As melhorias no PIB, no VAB (da agricultura e serviços) e na desigualdade de renda observadas nos municípios em que foram construídas PCHs permitirão uma melhoria na qualidade de vida da população. Tal constatação sugere que os municípios que apresentam potencial para receber PCHs devam desenvolver políticas que visem a atrair investimentos nesse setor para sua sede e que os governos Federal, estadual e municipal devam fomentar políticas para o desenvolvimento do setor.

2.6 Conclusões e implicações políticas

Fazendo uso de dados sobre população, escolaridade média e o universo de PCHs instalados nos municípios do Brasil no período de 2002 a 2020, este artigo buscou fornecer novas evidências sobre o impacto da construção de PCHs no desenvolvimento econômico desses municípios. Para tanto, usamos metodologias de Diferença em diferenças que exploram a heterogeneidade no tempo do tratamento e da localização das PCHs por município para examinar a magnitude dos impactos no PIB, no PIB *per capita*, no VAB (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), nos impostos e na desigualdade de renda (medida pelo índice de Gine) dos municípios brasileiros.

Achamos que a construção das PCHs gerou aumentos economicamente significativos no PIB (9%), no PIB *per capita* (3%), no VAB (da indústria (28%) e dos

serviços (11%)). Assim como mostramos que a construção das PCHs reduziu os impostos (22%) e a desigualdade de renda (1%) desses municípios brasileiros. Essas variáveis apresentaram efeitos semelhantes quando estimamos os efeitos médios agregados por grupo e por ano, enquanto os efeitos médios agregados dinâmicos apresentaram, sempre, aumentos/reduções mais expressivos. Tomemos como exemplo o PIB que, de acordo com os efeitos médios agregados por grupo e por ano, aumentou 8% e 7%, respectivamente. Esse resultado passou para 17% quando estimamos o efeito médio agregado dinâmico.

Embora tenhamos concluído que a construção das PCHs gere impactos nas variáveis mencionadas, ao desagregar esses resultados por grupo de municípios, descobrimos que esses aumentos (reduções) ocorreram, no caso do PIB *per capita*, por exemplo, apenas nos municípios que construíram PCHs nos anos de 2006, 2007 e 2014. Quando desagregamos os resultados pelo efeito agregado médio por ano, encontramos que os VAB da indústria e dos serviços, nos anos de 2002 a 2004 e de 2009 a 2020, e 2008, 2010 a 2020, respectivamente, são positivos e estatisticamente significativos. Quanto aos efeitos médios dinâmicos, os resultados, para a desigualdade de renda, por exemplo, mostram que ela começa a se reduzir a partir do terceiro ano após a construção das PCHs e se estendem até o último ano da análise. Essa redução da desigualdade de renda varia de 1% em 2003 para 3% em 2020 nos municípios tratados por 3 a 20 anos.

2.6.1 Implicações de políticas e caminhos para pesquisas futuras

Os resultados sugerem que a construção de PCHs gera benefícios econômicos. Assim, a fim de criar um cenário de fornecimento de energia sustentável não só em aspectos econômicos, mas também em ambientais e técnicos, os formuladores de políticas brasileiros, devem inserir de mecanismos que incentivem e promovam o desenvolvimento contínuo do mercado de energias renováveis. O que pode, por exemplo, ser feito por meio da expansão de incentivos ao uso de energias renováveis por parte dos entes econômicos. Também podem considerar avaliar a eficiência das PCHs de modo a incentivar as ineficientes a buscarem essa eficiência. Ainda é possível incentivar a construção das pequenas centrais hidrelétricas por meio da ampliação dos subsídios ou abatimentos ao investimento, incentivos fiscais ou créditos, isenções de impostos sobre vendas e comércio de certificados verdes.

Referências

ABADIE, A. Semiparametric difference-in-differences estimators. **The review of economic studies**, v. 72, n. 1, p. 1-19, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/0034-6527.00321>. Acesso em: 5 fev. 2023.

ANDRADE, J. S. de O. **Pequenas centrais hidrelétricas**: análise das causas que impedem a rápida implantação de um programa de PCH no Brasil. 2007. Disponível em: <https://tede.unifacs.br/handle/tede/389>. Acesso em: 3 fev. 2023.

AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. **Microsoft Power BI**. 2023. Disponível em: <https://www.gov.br/aneel/pt-br/centrais-de-conteudos/relatorios-e-indicadores/geracao>. Acesso em: 12 jan. 2023.

APERGIS, N. Does renewables production affect income inequality? Evidence from an international panel of countries. **Applied Economics Letters**, v. 22, n. 11, p. 865-868, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/13504851.2014.982852>. Acesso em: 20 dez. 2022.

APERGIS, N.; PAYNE, J. E. Renewable energy consumption and economic growth: evidence from a panel of OECD countries. **Energy policy**, v. 38, n. 1, p. 656-660, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.09.002>. Acesso em: 20 dez. 2022.

ARMEANU, D. Ș.; VINTILĂ, G.; GHERGHINA, Ș. C. Does renewable energy drive sustainable economic growth? multivariate panel data evidence for EU-28 countries. **Energies**, v. 10, n. 3, p. 381, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/en10030381>. Acesso em: 10 jan. 2023.

ATHEY, S.; IMBENS, G. W. Design-based analysis in difference-in-differences settings with staggered adoption. **Journal of Econometrics**, v. 226, n. 1, p. 62-79, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.10.012>. Acesso em: 12 jan. 2023.

BEZERRA, F. D. **Energia eólica no Nordeste**. 2019. Disponível em: <https://bnb.gov.br/s482-dspace/handle/123456789/1192>. Acesso em: 2 jun. 2023.

BRASIL. **Resolução Normativa da ANEEL nº 875, de 10 de março de 2020**. Estabelece os requisitos e procedimentos necessários à aprovação dos estudos de Inventário Hidrelétrico de Bacias Hidrográficas. 2020. Disponível em: <https://www2.aneel.gov.br/cedoc/ren2020875.pdf>. Acesso em: 18 jan. 2023.

BRASIL. **Lei nº 10.438 de 26 de abril de 2002**. Dispõe sobre a expansão da oferta de energia elétrica emergencial, recomposição tarifária extraordinária, cria o Programa de Incentivo às Fontes Alternativas de Energia Elétrica (Proinfa), [...], e dá outras providências. Disponível em: <https://www2.camara.leg.br/legin/fed/lei/2002/lei-10438-26-abril-2002-456860-publicacaooriginal-1-pl.html>. Acesso em: 25 abr. 2023.

BRASIL. **Lei Nº 11.488, de 15 de junho de 2007**. Cria o Regime Especial de Incentivos para o Desenvolvimento da Infra-Estrutura – REIDI [...] e dá outras

providências. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/l11488.htm. Acesso em: 26 abr. 2023.

BRASIL. **Decreto Nº 6.416, de 28 de março de 2008**. Altera o Decreto no 6.144, de 3 de julho de 2007, que regulamenta a forma de habilitação e co-habilitação ao Regime Especial de Incentivos para o Desenvolvimento da Infra-Estrutura - REIDI, instituído pelos arts. 1º a 5º da Lei no 11.488, de 15 de junho de 2007. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2008/decreto/d6416.htm#:~:text=DECRETO%20N%C2%BA%206.416%2C%20DE%2028,15%20de%20junho%20de%202007. Acesso em: 26 abr. 2023.

CALLAWAY, B.; SANT'ANNA, P. HC. Difference-in-differences with multiple time periods. **Journal of econometrics**, v. 225, n. 2, p. 200-230, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.12.001>. Acesso em: 5 jan. 2023.

CARRILLO, B.; FERES, J. Provider supply, utilization, and infant health: evidence from a physician distribution policy. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 11, n. 3, p. 156-196, 2019. Disponível em: [10.1257/pol.20170619](https://doi.org/10.1257/pol.20170619). Acesso em: 22 jan. 2023.

CHIEN, T.; HU, J. Renewable energy: An efficient mechanism to improve GDP. **Energy policy**, v. 36, n. 8, p. 3045-3052, 2008. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.04.012>. Acesso em: 22 jan. 2023.

DAMASCENO, I. A. **Pequenas centrais hidrelétricas (PCHs): conceitos, normas e a PCH Malagone**. 2014. Dissertação (Mestrado em Geografia) – Universidade Federal de Uberlândia, 2014. Disponível em: <https://repositorio.ufu.br/handle/123456789/16193>. Acesso em: 23 jan. 2023.

DE CHAISEMARTIN, C.; D'HAULTFŒUILLE, X. Two-way fixed effects and differences-in-differences estimators with several treatments. **Journal of Econometrics**, v. 236, n. 2, p. 105480, 2023. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3751060. Acesso em: 6 jan. 2023.

FANG, Y. Economic welfare impacts from renewable energy consumption: The China experience. **Renewable and sustainable energy Reviews**, v. 15, n. 9, p. 5120-5128, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2011.07.044>. Acesso em: 28 jan. 2023.

FOTIO, H. K. *et al.* A new look at the growth-renewable energy nexus: Evidence from a sectoral analysis in Sub-Saharan Africa. **Structural Change and Economic Dynamics**, v. 62, p. 61-71, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.04.013>. Acesso em: 22 jan. 2023.

FRIEDRICH, P. G. **Benefícios econômicos e sociais das pequenas centrais hidrelétricas (PCHs)**. 2010. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2010. Disponível em: <https://lume.ufrgs.br/handle/10183/28134>. Acesso em: 3 fev. 2023.

FUNCHAL, P. H. Z. **A contabilização das externalidades como instrumento para a avaliação de subsídios: o caso das PCHs no contexto do Proinfa.** 2008. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2008. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/86/86131/tde-10082011-162902/pt-br.php>. Acesso em: 5 fev. 2023.

GOODMAN-BACON, A. Difference-in-differences with variation in treatment timing. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 254-277, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>. Acesso em: 15 fev. 2023.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. **The review of economic studies**, v. 64, n. 4, p. 605-654, 1997. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2971733>. Acesso em: 10 jul. 2023.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; SMITH, J. A.; TODD, P. E. Characterizing selection bias using experimental data. National bureau of economic research Cambridge, Mass., USA. 1998. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w6699>. Acesso em: 10 fev. 2023.

INGLESI-LOTZ, R. The impact of renewable energy consumption to economic growth: A panel data application. **Energy economics**, v. 53, p. 58-63, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.01.003>. Acesso em: 20 jan. 2023.

JEBLI, M. B.; FARHANI, S.; GUESMI, K. Renewable energy, CO2 emissions and value added: Empirical evidence from countries with different income levels. **Structural Change and Economic Dynamics**, v. 53, p. 402-410, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.12.009>. Acesso em: 25 out. 2022.

KEČEK, D.; MIKULIĆ, D.; LOVRINČEVIĆ, Ž. Deployment of renewable energy: Economic effects on the Croatian economy. **Energy policy**, v. 126, p. 402-410, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.11.028>. Acesso em: 18 jan. 2023.

LONDOÑO, I. O. **Impactos ambientales, sociales y económicos de las pequeñas centrales hidroeléctricas (PCH) en Antioquia.** 2017. Tese (Doutorado) – Universidad EAFIT, 2017. Disponível em: <https://repository.eafit.edu.co/>. Acesso em: 3 mar. 2023.

MAGAZZINO, C.; MELE, M.; MORELLI, G. The relationship between renewable energy and economic growth in a time of Covid-19: a machine learning experiment on the Brazilian economy. **Sustainability**, v. 13, n. 3, p. 1285, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/su13031285>. Acesso em: 6 mar. 2023.

NILTON, C. L. **O impacto das pequenas Centrais Hidrelétricas-PCHS no meio ambiente.** Lavras, Minas Gerais, 2009.

PAO, H.; FU, H. Renewable energy, non-renewable energy and economic growth in Brazil. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 25, p. 381-392, 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2013.05.004>. Acesso em: 8 mar. 2023.

SANT'ANNA, P. HC; ZHAO, J. Doubly robust difference-in-differences estimators. **Journal of Econometrics**, v. 219, n. 1, p. 101-122, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.06.003>. Acesso em: 12 mar. 2023.

SUN, L.; ABRAHAM, S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 175-199, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>. Acesso em: 29 jan. 2023.

TEIXEIRA, A.; VENTER, Z. Is macroprudential policy driving savings?. **REM Working Paper Series**, 2021. Disponível em: <https://repositorio.ucp.pt/handle/10400.14/40748>. Acesso em: 3 mar. 2023.

TIAGO FILHO, G. L. *et al.* Impactos socioeconômicos das pequenas centrais hidrelétricas inseridas no programa de incentivo as fontes alternativas de energia (PROINFA). **Revista Brasileira de Energia**, v. 14, n. 1, p. 145-166, 2008. Disponível em: <https://sbpe.org.br/index.php/rbe/article/view/220>. Acesso em: 12 mar. 2023.

TOPCU, M.; TUGCU, C. T. The impact of renewable energy consumption on income inequality: Evidence from developed countries. **Renewable energy**, v. 151, p. 1134-1140, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.renene.2019.11.103>. Acesso em: 15 mar. 2023.

YÜKSEK, O.; KAYGUSUZ, K. Small hydropower plants as a new and renewable energy source. **Energy Sources, Part B**, v. 1, n. 3, p. 279-290, 2006. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/15567240500397976>. Acesso em: 3 abr. 2023.

Apêndices
Tabela A 1 – Efeito das PCHs por grupo

Variável Dependente	LnPIB	LnPIB_pc	LnVAB_Agr	LnVAB_Ind	LnVAB_Ser.	LnVAB_AP.	LnImpos.	Gini
Ano								
2002	0.10 (0.07)	0.002 (0.06)	-0.47*** (0.14)	0.31* (0.18)	0.26*** (0.07)	-0.03 (0.03)	-0.71 (0.34)	-0.02** (0.01)
2003	0.07 (0.06)	0.03 (0.05)	-0.04 (0.07)	0.28 (0.17)	0.09 (0.06)	-0.03 (0.04)	-0.49*** (0.16)	-0.01 (0.01)
2004	0.11 (0.09)	-0.10** (0.04)	-0.18 (0.27)	-0.30 (0.19)	0.35*** (0.06)	-0.03 (0.05)	-0.72* (0.38)	-0.003 (0.006)
2005	0.01 (0.15)	-0.04 (0.09)	-0.17 (0.07)	0.30 (0.24)	0.12** (0.05)	0.005 (0.08)	-1.19*** (0.23)	0.01 (0.008)
2006	0.24*** (0.06)	0.18** (0.07)	0.34*** (0.13)	0.48*** (0.12)	0.27*** (0.08)	0.06 (0.06)	-0.01 (0.08)	-0.02 (0.02)
2007	0.22*** (0.08)	0.11** (0.05)	0.16 (0.11)	0.55*** (0.14)	0.21** (0.09)	-0.04 (0.03)	0.07 (0.07)	-0.018** (0.008)
2008	0.07 (0.04)	0.04 (0.03)	0.07 (0.07)	0.26** (0.11)	0.07 (0.06)	-0.02 (0.02)	-0.05 (0.05)	-0.01** (0.008)
2009	0.05 (0.07)	0.002 (0.06)	0.03 (0.07)	0.53*** (0.15)	0.21*** (0.08)	-0.02 (0.03)	-0.07 (0.06)	-0.02** (0.01)
2010	0.05 (0.07)	0.03 (0.06)	-0.12 (0.09)	0.32** (0.14)	0.20** (0.10)	0.04 (0.03)	-0.02 (0.08)	-0.02 (0.01)
2011	0.13** (0.06)	-0.01 (0.04)	-0.05 (0.08)	0.17 (0.17)	-0.08 (0.05)	-0.01 (0.02)	-0.252*** (0.07)	-0.02*** (0.006)
2012	-0.05 (0.09)	-0.02 (0.06)	0.005 (0.09)	0.25 (0.21)	-0.11*** (0.03)	-0.001 (0.03)	-0.12 (0.09)	-0.005 (0.006)
2013	-0.02 (0.08)	0.06 (0.06)	0.17*** (0.04)	0.02 (0.22)	-0.14** (0.05)	-0.02 (0.02)	-0.22*** (0.07)	-0.02 (0.01)
2014	-0.15 (0.12)	-0.14** (0.07)	0.02 (0.05)	-0.26 (0.26)	-0.20* (0.11)	-0.01 (0.03)	-0.25 (0.18)	0.02*** (0.008)
2015	0.11 (0.15)	0.07* (0.04)	0.06 (0.04)	-0.02 (0.06)	0.04*** (0.01)	0.03 (0.03)	-0.07 (0.18)	0.008*** (0.002)
2016	0.02 (0.09)	0.03 (0.03)	0.09 (0.05)	0.03 (0.07)	0.03 (0.02)	0.05*** (0.01)	0.13 (0.09)	-0.01* (0.01)
2017	0.24** (0.12)	0.01 (0.02)	-0.14* (0.08)	0.11 (0.11)	0.01 (0.02)	-0.03*** (0.01)	-0.28*** (0.09)	-0.001 (0.01)
2018	0.04 (0.03)	0.001 (0.03)	0.06 (0.06)	0.04 (0.03)	-0.01 (0.03)	-0.02** (0.01)	0.01 (0.02)	-0.059e-06 (0.003)
2019	0.02 (0.04)	0.03 (0.05)	0.14** (0.05)	-0.10 (0.09)	0.05 (0.06)	-0.01 (0.02)	0.04 (0.04)	-0.004 (0.004)
2020	0.15 (0.10)	0.01 (0.05)	0.02 (0.13)	-0.05 (0.06)	-0.01 (0.02)	-0.03*** (0.01)	-0.01 (0.05)	0.02 (0.01)

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023)

Tabela A 2 – Efeito das PCHs por ano calendário

Variável Dependente	LnPIB	LnPIBpc	LnVABAgr	LnVABInd	LnVABSer	LnVABAP	LnImpos.	Gini
Ano								
2002	0.10 (0.07)	0.06 (0.04)	0.01 (0.04)	0.17** (0.07)	0.02 (0.02)	0.03 (0.02)	-0.06 (0.1)	-0.01 (0.01)
2003	0.07 (0.06)	0.08*** (0.03)	0.07 (0.05)	0.13** (0.05)	0.02 (0.02)	-0.004 (0.01)	0.09 (0.09)	-0.01** (0.01)
2004	0.11 (0.09)	0.09*** (0.037)	0.09** (0.04)	0.15** (0.07)	0.02 (0.02)	0.005 (0.01)	-0.07 (0.07)	-0.0005 (0.006)
2005	0.01 (0.15)	0.05 (0.04)	-0.14* (0.08)	0.16 (0.11)	0.04 (0.03)	-0.02 (0.02)	-0.56*** (0.14)	0.004 (0.009)
2006	0.24*** (0.06)	-0.003 (0.03)	-0.11 (0.07)	0.02 (0.09)	0.03 (0.02)	-0.008 (0.02)	-0.44*** (0.11)	0.01 (0.01)
2007	0.22*** (0.08)	0.03 (0.02)	0.03 (0.06)	0.05 (0.07)	0.02 (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.36*** (0.09)	0.003 (0.01)
2008	0.07 (0.04)	0.04* (0.02)	0.04 (0.05)	0.08 (0.06)	0.04** (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.22*** (0.07)	0.003 (0.004)
2009	0.05 (0.07)	0.03 (0.02)	0.06 (0.04)	0.10* (0.06)	0.009 (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.19*** (0.06)	-0.0027 (0.005)
2010	0.05 (0.07)	0.02 (0.02)	-0.09* (0.05)	0.31*** (0.06)	0.25*** (0.03)	-0.02* (0.01)	-0.13** (0.05)	-0.01*** (0.005)
2011	0.13** (0.06)	0.03 (0.02)	-0.04 (0.04)	0.27*** (0.067)	0.24*** (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.09* (0.05)	-0.01*** (0.004)
2012	-0.05 (0.9)	0.04* (0.02)	0.01 (0.04)	0.28*** (0.06)	0.20*** (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.11** (0.05)	-0.01*** (0.004)
2013	-0.027 (0.08)	0.05** (0.02)	0.03 (0.04)	0.29*** (0.06)	0.16*** (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.08* (0.04)	-0.02*** (0.004)
2014	-0.15 (0.12)	0.02 (0.02)	0.03 (0.03)	0.25*** (0.05)	0.12*** (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.14*** (0.04)	-0.02*** (0.004)
2015	0.11 (0.15)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	0.33*** (0.06)	0.11*** (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.19*** (0.04)	-0.02*** (0.004)
2016	0.02 (0.09)	0.03 (0.02)	0.04 (0.03)	0.34*** (0.06)	0.10*** (0.03)	0.01 (0.01)	-0.16*** (0.04)	-0.02*** (0.004)
2017	0.24** (0.12)	0.02 (0.02)	-0.02 (0.03)	0.32*** (0.06)	0.09*** (0.03)	0.005 (0.01)	-0.34*** (0.05)	-0.01*** (0.004)
2018	0.04 (0.03)	0.04* (0.02)	0.008 (0.03)	0.37*** (0.06)	0.09*** (0.03)	0.003 (0.01)	-0.30*** (0.05)	-0.02*** (0.003)
2019	0.02 (0.04)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	0.31*** (0.06)	0.07*** (0.02)	0.001 (0.01)	-0.31*** (0.04)	-0.02*** (0.003)
2020	0.15 (0.10)	0.04** (0.02)	0.04 (0.03)	0.34*** (0.06)	0.07*** (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.28*** (0.04)	-0.01*** (0.003)

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023)

Tabela A 3 – Efeito das PCHs por tempo decorrido (Efeitos dinâmicos)

Variável Dependente	LnPIB	LnPIBpc	LnVABAgr	LnVABInd	LnVABSer	LnVABAP	LnImpos.	Gini
t								
18	-0.06 (0.11)	-0.06 (0.11)	0.03 (0.07)	-0.30 (0.27)	0.04 (0.02)	0.0002 (0.02)	-0.15*** (0.05)	0.005 (0.01)
17	0.13** (0.05)	0.13** (0.05)	0.09 (0.06)	0.14 (0.10)	0.09 (0.07)	-0.01 (0.01)	0.30*** (0.06)	-0.002 (0.01)
16	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	-0.08 (0.05)	0.04 (0.04)	0.03 (0.02)	0.01 (0.01)	0.10 (0.06)	-0.002 (0.01)
15	-0.06 (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.14** (0.06)	0.07 (0.05)	0.01 (0.02)	-0.02 (0.01)	-0.07 (0.10)	0.01 (0.01)
14	0.03 (0.03)	0.04 (0.03)	0.03 (0.05)	0.01 (0.03)	0.03* (0.02)	0.001 (0.01)	-0.01 (0.05)	-0.01 (0.01)
13	0.02 (0.03)	0.03 (0.03)	0.04 (0.05)	-0.01 (0.04)	0.04** (0.02)	0.01* (0.009)	-0.10 (0.07)	-0.002 (0.006)
12	0.01 (0.02)	-0.002 (0.02)	0.02 (0.04)	-0.04 (0.03)	0.03* (0.01)	0.01 (0.01)	-0.14 (0.09)	-0.006 (0.01)
11	-0.03 (0.03)	0.02 (0.03)	-0.08** (0.03)	0.04 (0.06)	-0.01 (0.01)	0.002 (0.01)	-0.16** (0.07)	0.001 (0.004)
10	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.03 (0.03)	0.08* (0.04)	0.04* (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.08 (0.06)	0.007 (0.005)
9	-0.0004 (0.02)	0.002 (0.02)	-0.002 (0.02)	-0.002 (0.05)	0.03* (0.02)	-0.0038 (0.01)	0.03 (0.04)	-0.003 (0.005)
8	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.07* (0.04)	0.01 (0.02)	-0.005 (0.01)	-0.001 (0.03)	-0.003 (0.003)
7	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.001 (0.03)	0.03 (0.03)	0.04** (0.02)	-0.01 (0.01)	0.005 (0.04)	0.001 (0.003)
6	-0.03** (0.01)	-0.03* (0.02)	-0.06** (0.03)	-0.03 (0.03)	0.01 (0.02)	-0.008 (0.006)	-0.03 (0.03)	-0.005* (0.003)
5	0.03** (0.01)	0.03** (0.01)	0.06*** (0.02)	0.01 (0.03)	-0.003 (0.01)	-0.002 (0.005)	-0.01 (0.03)	0.008** (0.003)
4	-0.005 (0.01)	-0.004 (0.01)	0.02 (0.03)	-0.04 (0.03)	0.01 (0.01)	-0.002 (0.004)	-0.04 (0.03)	-0.006** (0.003)
3	0.03** (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.03*** (0.01)	0.006 (0.005)	-0.08** (0.04)	0.0001 (0.003)
2	0.03** (0.01)	0.01 (0.01)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.03** (0.01)	0.02*** (0.004)	0.01 (0.02)	-0.002 (0.003)
1	0.004 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.03* (0.02)	0.03 (0.02)	0.02* (0.01)	0.001 (0.004)	-0.03 (0.03)	-0.0002 (0.003)
0	0.03*** (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.02)	0.06** (0.03)	0.02* (0.01)	-0.002 (0.004)	-0.04* (0.02)	0.001 (0.003)
1	0.03* (0.02)	0.02 (0.01)	0.03 (0.02)	0.05 (0.04)	0.04** (0.02)	-0.001 (0.005)	-0.09*** (0.03)	-0.003 (0.003)
2	0.06*** (0.02)	0.05*** (0.02)	0.04* (0.03)	0.13*** (0.04)	0.08*** (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.09** (0.03)	-0.005 (0.003)
3	0.04* (0.02)	0.03 (0.02)	0.01 (0.3)	0.19*** (0.05)	0.07*** (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.11*** (0.04)	-0.01*** (0.003)
4	0.03 (0.02)	0.02 (0.02)	0.03 (0.03)	0.24*** (0.06)	0.08*** (0.03)	-0.002 (0.01)	-0.14*** (0.04)	-0.01*** (0.004)
5	0.006 (0.02)	0.02 (0.02)	-0.004 (0.03)	0.27*** (0.06)	0.08*** (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.15*** (0.04)	-0.01*** (0.003)
6	0.04 (0.03)	0.02 (0.02)	-0.004 (0.04)	0.30*** (0.06)	0.09*** (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.19*** (0.05)	-0.02*** (0.004)
7	0.05 (0.03)	0.02 (0.02)	-0.004 (0.04)	0.35*** (0.06)	0.10*** (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.20*** (0.05)	-0.02*** (0.004)
8	0.09** (0.03)	0.03 (0.02)	-0.001 (0.0)	0.42*** (0.07)	0.13*** (0.03)	-0.01 (0.01)	-0.21*** (0.05)	-0.02*** (0.004)
9	0.14***	0.04	-0.01	0.43***	0.15***	-0.01	-0.24***	-0.02***

	(0.04)	(0.02)	(0.04)	(0.07)	(0.03)	(0.01)	(0.05)	(0.005)
10	0.16***	0.05**	0.04	0.46***	0.19***	-0.001	-0.26***	-0.02***
	(0.05)	(0.03)	(0.05)	(0.07)	(0.04)	(0.02)	(0.06)	(0.005)
11	0.19***	0.06*	0.05	0.48***	0.19***	-0.006	-0.34***	-0.02***
	(0.05)	(0.03)	(0.05)	(0.08)	(0.04)	(0.02)	(0.06)	(0.005)
12	0.24***	0.07**	0.06	0.45***	0.20***	-0.01	-0.39***	-0.02***
	(0.06)	(0.03)	(0.06)	(0.09)	(0.04)	(0.02)	(0.07)	(0.006)
13	0.27***	0.09**	0.09	0.55***	0.24***	0.003	-0.52***	-0.03***
	(0.07)	(0.04)	(0.8)	(0.11)	(0.05)	(0.03)	(0.10)	(0.007)
14	0.34***	0.08	-0.01	0.49***	0.26***	0.01	-0.72***	-0.03***
	(0.08)	(0.05)	(0.09)	(0.14)	(0.06)	(0.04)	(0.13)	(0.008)
15	0.32***	-0.005	-0.18**	0.32*	0.25***	-0.02	-1.02***	-0.02***
	(0.11)	(0.05)	(0.09)	(0.17)	(0.07)	(0.04)	(0.16)	(0.007)
16	0.31***	-0.03	-0.23**	0.23	0.23***	-0.04	-0.99***	-0.02***
	(0.10)	(0.06)	(0.12)	(0.19)	(0.081)	(0.04)	(0.19)	(0.009)
17	0.29***	0.02	-0.18	0.35*	0.19**	-0.05	-0.90	-0.02**
	(0.11)	(0.06)	(0.12)	(0.20)	(0.09)	(0.05)	(0.19)	(0.01)
18	0.54***	0.06	-0.44*	0.43	0.52***	-0.03	-1.12***	-0.03***
	(0.17)	(0.13)	(0.25)	(0.33)	(0.15)	(0.05)	(0.42)	(0.01)

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023).

3 Ventos de mudança: avaliando o impacto econômico dos parques eólicos nos municípios do nordeste brasileiro

Resumo

Este estudo analisa o impacto da instalação de parques eólicos no desenvolvimento econômico dos municípios do Nordeste do Brasil, utilizando dados municipais de 2001 a 2020. Foram investigados o efeito da instalação dos parques sobre a renda formal média e por setores, arrecadação de impostos e a desigualdade da renda formal. Adota-se o método de Diferença em Diferenças duplamente robusto proposto por Callaway e Sant'Anna (2021). Como estratégia de robustez, adota-se o método de Diferenças em Diferenças proposto por De Chaisemartin e D'Haultfœuille (2023). Os resultados revelam efeitos significativos na renda formal, principalmente nos setores da agricultura, construção e serviços. A desigualdade de renda também diminuiu. Este estudo fornece insights relevantes para formuladores de políticas, destacando o potencial transformador da energia eólica na promoção do desenvolvimento econômico regional e na redução da desigualdade.

Palavras-chave: Parques eólicos. Nordeste. Renda média. Valor adicionado bruto. Desigualdade de renda.

Classificação JEL: C21. O33. R11.

Abstract

This study examines the impact of wind farm installation on the economic development of municipalities in Northeast Brazil, utilizing municipal data from 2001 to 2020. We investigate the effect of wind farm installation on average formal income by sectors, tax revenue, and formal income inequality. We employ the doubly-robust differences-in-differences method proposed by Callaway and Sant'Anna (2021), with the robustness strategy adopting the Differences-in-Differences method proposed by de Chaisemartin and D'Haultfœuille (2023). The results reveal significant effects on formal income, particularly in the agriculture, construction, and services sectors. Income inequality has also decreased. This study provides relevant insights for policymakers, emphasizing the transformative potential of wind energy in promoting regional economic development and reducing inequality.

Keywords: Wind farms. North East. Average income. Gross value added. Rent inequality.

JEL Code: C21. O33. R11.

3.1 Introdução

Em 1992, a primeira turbina eólica de grande porte em operação comercial foi instalada em Fernando de Noronha (PE), representando um marco significativo no cenário energético brasileiro e sul-americano. Esse pioneirismo foi resultado de um projeto experimental que deu início a uma trajetória crescente de implementação de parques eólicos no Brasil (Santos; Araújo, 2023). Ao longo das últimas três décadas, a energia eólica transcendeu sua condição de fonte emergente para atingir, em 2023, 14,6% da matriz elétrica nacional, representando mais de 27% dos empreendimentos em construção no setor de geração de energia, de acordo com a Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) (2023).

Muito desse notável crescimento pode ser atribuído aos incentivos estabelecidos pelo Programa de Incentivo às Fontes Alternativas de Energia Elétrica (PROINFA) (Lei nº 10.438, de 26 de abril de 2002) (Brasil, 2002), que fomentou a inserção da energia eólica no panorama energético brasileiro. No fim de 2022, o país contava com 1.356 empreendimentos eólicos, gerando mais de 24,4 milhões de kW de potência. A região Nordeste destaca-se nesse contexto, abrigando 1.243 desses empreendimentos, o que corresponde a aproximadamente 91% do total nacional, contribuindo com mais de 22,3 milhões de kW de potência, ou seja, cerca de 91,4% da capacidade instalada no Brasil (ANEEL, 2023).

Dado que muitos parques eólicos estão localizados em comunidades rurais, a expectativa reside na sua capacidade de catalisar o desenvolvimento econômico dessas áreas, incrementando a renda média dos pequenos proprietários por meio do arrendamento de propriedades rurais e facilitando a integração entre a geração de energia eólica e outras atividades relacionadas ao uso da terra (Costa; Prates, 2005; Gonçalves; Rodrigues; Chagas, 2020; Martini *et al.*, 2018).

Alguns artigos buscam avaliar o impacto local da instalação de energia eólica no Brasil (Simas, 2012; Resende, 2015; Rintzel; Alves; Massuquetti, 2017; Martini *et al.*, 2018; Rodrigues; Gonçalves; Chagas, 2019). Entretanto, nenhum aborda adequadamente a análise da instalação devido à instalação escalonada dos parques eólicos no Nordeste brasileiro. Nesse contexto, este estudo busca contribuir para a literatura ao empregar um estimador apropriado para avaliações com poucos tratados, capaz de lidar com a heterogeneidade temporal na instalação dos parques eólicos nos municípios nordestinos. Além disso, aprofundamos a avaliação tanto na renda

municipal em diferentes setores econômicos quanto na arrecadação de impostos e distribuição da renda formal municipal.

O objetivo deste artigo é identificar o impacto causal da instalação de parques eólicos na renda média, tanto global quanto por setor, na arrecadação de impostos e na desigualdade de renda formal nos municípios nordestinos. Para alcançar esse objetivo, são empregados dados que contemplam a variação temporal e geográfica na adoção dessas instalações de parques eólicos nos municípios nordestinos. Os dados foram catalogados na Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) (2008), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (2023), Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), o Censo Demográfico do Brasil e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Essas informações são analisadas no período de 2001 a 2020.

Em termos metodológicos, utilizamos o modelo de Diferença em diferenças proposto por Callaway e Sant'Anna (2021). Como análise de robustez, utilizamos o método de Diferença em diferenças proposto por De Chaisemartin e D'Haultfœuille (2023). Os resultados obtidos indicam que a instalação de parques eólicos resulta em benefícios econômicos significativos para os municípios afetados, com aumento notável na renda média, especialmente nos setores agrícola, de construção e de serviços. Assim, ao considerar os benefícios potenciais da instalação de parques eólicos, formuladores de políticas e autoridades locais devem levar em conta a base econômica existente, o nível educacional da população e as experiências de municípios comparáveis para fundamentar suas decisões.

Este artigo está organizado da seguinte maneira: a Seção 2 apresenta uma revisão da literatura; a Seção 3 detalha o desenho do modelo, a seleção da amostra e as estatísticas descritivas das variáveis essenciais; a Seção 4 apresenta e analisa os resultados do modelo de Diferença em Diferenças, enquanto a Seção 5 discute os resultados dos testes de robustez. Por fim, a Seção 6 conclui o trabalho e destaca suas implicações políticas.

3.2 Revisão da literatura

Um projeto conduzido pelo Grupo de Energia Eólica da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE), financiado pelo Instituto de Pesquisas Dinamarquês

Folkecenter, em colaboração com a Companhia Energética de Pernambuco (CELPE), implementou, no arquipélago de Fernando de Noronha, em junho de 1992, a primeira turbina de energia eólica do Brasil. Esse marco representou a introdução da primeira turbina eólica de grande porte em operação comercial na América do Sul. Em 1994, por meio do Programa Eldorado, a Central Eólica Experimental do Morro do Camelinho foi estabelecida no município de Gouveia, Minas Gerais (MG). Esse empreendimento, financiado pelo Governo alemão, foi conduzido pela Companhia Energética de Minas Gerais (CEMIG), configurando-se como a primeira usina eólica do Brasil (ANEEL, 2008).

Em 1999, três centrais eólicas adicionais foram inauguradas no Brasil. Em janeiro, a Central Eólica de Taíba foi instalada no município de São Gonçalo do Amarante, Ceará (CE), marcando a primeira vez no mundo em que uma central eólica foi construída sobre dunas e operada por um Produtor Independente de Energia (PIE) na América do Sul. Subsequentemente, em abril, foi inaugurado o maior parque eólico da América do Sul, a Central Eólica de Prainha, um projeto realizado pela Wobben Windpower, no município de Aquiraz, CE, com capacidade de 10MW. Em novembro, a primeira central eólica do Sul do Brasil foi inaugurada no município de Palmas, Paraná (PR), resultado de uma colaboração entre a Companhia Paranaense de Energia (COPEL) e a Wobben Windpower (ANEEL, 2008).

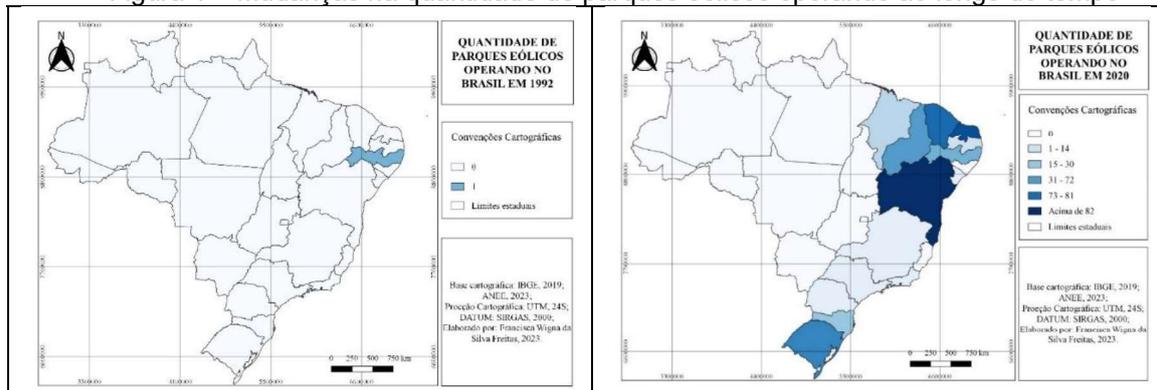
Até o ano de 2001, a falta de políticas específicas e o custo elevado da tecnologia necessária para a instalação de parques eólicos limitaram significativamente o desenvolvimento da exploração dessa fonte de energia como alternativa viável para a geração de energia no Brasil. Apesar de a capacidade potencial de geração de energia eólica do país ultrapassar 490GW *onshore*, sua utilização permaneceu subdesenvolvida. A crise energética de 2001 instigou a criação do Programa Emergencial de Energia Eólica (PROEÓLICA), com a finalidade de estimular, de maneira emergencial, a contratação de empreendimentos para a geração de energia eólica, totalizando 1.050MW. Embora esse programa não tenha obtido sucesso em atrair investimentos imediatos, evidenciou a urgência de políticas públicas voltadas para a expansão de investimentos em fontes de energia renovável. Em consequência, o Proeólica foi substituído pelo Programa de Incentivo às Fontes Alternativas de Energia Elétrica (PROINFA), o qual não apenas fomentou o desenvolvimento de fontes renováveis na matriz energética, mas também incentivou o estabelecimento da indústria de componentes e turbinas eólicas no Brasil, impondo

requisitos de conteúdo nacional nos aerogeradores resultantes desse programa (Brasil, 2021; Rintzel; Alves; Massuquetti, 2017).

O primeiro leilão exclusivo para comercialização de energia proveniente de fontes eólicas ocorreu no fim de 2009, denominado Leilão de Energia de Reserva (LER), contratando 1,8GW e pavimentando o caminho para leilões subsequentes nos anos seguintes. Desde então, a energia eólica experimentou um crescimento robusto e consistente, consolidando-se como uma fonte fundamental na matriz elétrica brasileira e deixando de ser considerada apenas uma alternativa. Atualmente, representa a segunda fonte mais importante na matriz energética do Brasil, com mais de 14% de participação (ANEEL, 2023). Dessa maneira, a energia eólica tornou-se progressivamente crucial no contexto energético brasileiro. O Brasil hoje conta com 981 usinas eólicas, as quais geram aproximadamente 28GW de energia (ANEEL, 2023).

Desde 1992, observou-se um extraordinário crescimento tanto no número de instalações comerciais de energia eólica quanto na capacidade instalada de geração de energia. A Figura 1 a seguir ilustra a evolução da distribuição dos parques de energia eólica em âmbito estadual entre os anos de 1992 e 2020. Como evidenciado na Figura 1, no lado esquerdo, em 1992, a produção de energia eólica era extremamente limitada e concentrada ao arquipélago de Fernando de Noronha, Pernambuco. Naquele momento, apenas 1 município apresentava instalações de energia eólica, gerando 75kW de energia. Conforme demonstrado na Figura 1, no lado direito, até 2020, a capacidade instalada cresceu substancialmente, abrangendo 101 municípios em 14 Estados distintos, totalizando uma produção de 17,75GW. A maioria expressiva dessas instalações está concentrada no Nordeste brasileiro (aproximadamente 80%), com a capacidade instalada variando significativamente entre os Estados e entre os municípios de um mesmo Estado (ANEEL, 2008, 2023; Martini *et al.*, 2018).

Figura 1 – Mudanças na quantidade de parques eólicos operando ao longo do tempo



Nota: No lado esquerdo é mostrada a quantidade de parques eólicos operando em 1992; no lado direito, é mostrada a quantidade de parques eólicos operando em 2020.

Fonte: SILVA, Francisca Wigna da Silva (2023).

A implementação de parques eólicos acarreta efeitos econômicos locais positivos, além de proporcionar benefícios ambientais nos âmbitos global, nacional, regional e local (Martini *et al.*, 2018; Simas, 2012). As economias locais podem experimentar diversas repercussões decorrentes da instalação de parques eólicos. Notadamente, destacam-se os impactos diretos sobre o emprego e a renda. No que concerne ao emprego, observa-se uma influência substancial durante a fase de construção dos parques eólicos, enquanto os efeitos na renda derivam da contratação de mão de obra específica para gestão, manutenção e possível arrendamento das terras por parte dos proprietários locais. Tais efeitos tornam-se tangíveis com o início das obras, persistindo ao longo do período operacional dos parques, embora os efeitos no emprego possam diminuir devido à menor demanda por mão de obra nessa fase. Adicionalmente, possíveis efeitos indiretos na economia local podem ser observados, manifestando-se, por exemplo, no setor de serviços, como restaurantes, hotéis, consultorias, entre outros. Da mesma forma, podem ocorrer efeitos positivos indiretos no consumo de materiais de construção, equipamentos para torres, resultando em renda adicional que estimula o emprego em setores diversos da economia relacionados ao parque eólico (Brunner; Schwegman, 2022b; Martini *et al.*, 2018; Oliveira; Sellitto; Souza, 2022; Rodrigues; Gonçalves; Chagas, 2019; Simas, 2012).

A instalação dos parques eólicos também pode afetar de forma direta a base tributária dos municípios onde são instalados. O aumento dos tributos municipais viabiliza melhorias nos municípios em que os parques eólicos são instalados, permitindo a ampliação dos investimentos em saúde, cultura, lazer e educação e

valorização das propriedades no entorno dos parques eólicos. De acordo com essa perspectiva, De Brito Cartaxo (2020), Pinto, Martins e Pereira (2017), Simas (2012) e Souza (2022) encontram evidências de que a instalação de parques eólicos gerou aumentos nos gastos com saúde, cultura, lazer e educação, além de, em alguns locais, aumentar o valor das propriedades e imóveis localizados nas proximidades dos parques eólicos. Já Rintzel, Alves e Massuquetti (2017) obtiveram resultados que sinalizam aumentos na arrecadação tributária.

Conforme mencionado previamente, parte da literatura que aborda os impactos da instalação de parques eólicos no desenvolvimento socioeconômico concentra-se na estimação, por meio de estudos de caso, desses impactos em níveis nacionais e regionais, conforme exemplificado por Bezerra (2019), De Brito Cartaxo (2020), Gonçalves, Rodrigues e Chagas (2020), Rodrigues, Gonçalves e Chagas (2019), Simas (2012) e Souza (2022). Recentemente, a literatura passou a empregar técnicas econométricas para realizar estudos de impacto econômico das instalações de parques eólicos em âmbito local, como evidenciado em estudos como os de Resende (2015), Rintzel, Alves e Massuquetti (2017), Rodrigues (2019) e Sampaio (2022).

Utilizando o método de controle sintético e os preços de aluguéis do censo demográfico do IBGE de 1991 e 2010 para avaliar comparativamente o impacto da instalação de parques eólicos sobre as terras vizinhas, Resende (2015) constatou que municípios que receberam usinas eólicas entre 1º de julho de 1991 e 1º de julho de 2010 tiveram um aumento médio de 8,2% nos preços de aluguéis. Por outro lado, Rintzel, Alves e Massuquetti (2017), empregando o Método Estrutural Diferencial e utilizando dados relativos a emprego, arrecadação fiscal e valor adicionado disponibilizados pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Sistema de Coleta de Dados Contábeis de Estados e Municípios (SISTN) e Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (SISCONFI) para o período de 1999 a 2013, identificaram que a instalação de parques eólicos resulta em aumento no emprego, na arrecadação fiscal e no valor adicionado.

Enquanto isso, Rodrigues (2019), utilizando dados da ANEEL, IBGE, Finanças do Brasil (FINBRA), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde/Sistema de Informação sobre Mortalidade (DATASUS/SIM) e do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), juntamente com o método de Diferença em Diferenças, buscou identificar o impacto econômico e fiscal após a

operação dos parques eólicos nos municípios brasileiros, sugerindo um aumento médio de 44,5% no Produto Interno Bruto (PIB) municipal, de 29,5% no PIB *per capita* e de 45,8% no Valor Adicionado Bruto (VAB) da agricultura após a instalação dos parques eólicos.

Sampaio (2022) investigou os impactos da implementação de usinas eólicas nos municípios brasileiros sobre o PIB, Valor Adicionado Bruto (VAB) nas áreas de agropecuária, indústria e serviços, trabalho, emprego, indicadores tributários, arrecadação de impostos e receitas. A autora, utilizando dados da ANEEL, IBGE, FINBRA e RAIS para o período de 2004 a 2018, empregou uma metodologia de Diferenças em diferenças escalonada, considerando diferentes períodos de tempo, variações no tempo de tratamento e efeitos dinâmicos do tratamento por meio de um projeto de estudo de evento. Os resultados indicaram a existência de efeitos decorrentes da instalação de parques eólicos em indicadores econômicos, como o PIB *per capita* (4,07% e 3,87% para os grupos 3 e 4, respectivamente) e Valor Adicionado da Indústria (chegando a 78,54%), além de indicadores fiscais, como a Receita Tributária (22,51%) e o ICMS (7,42%), e um aumento modesto no mercado de trabalho local (aproximadamente 0,02%).

3.3 Dados e método

Foi constituído um painel de dados em âmbito municipal para a região Nordeste do Brasil, abrangendo informações sobre renda formal média, distribuição da renda formal (índice de Gini), nível educacional dos trabalhadores formais (RAIS), população municipal, arrecadação de impostos (IBGE) e identificação dos municípios que instalaram parques eólicos durante o período analisado (ANEEL).

Destaca-se que a renda média (por setor e geral) foi empregada como variável de resposta, sendo a renda média geral obtida pela soma das rendas médias da agricultura, indústria, construção, serviços, comércio e outras categorias. Utilizamos o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para o ano base de 2020 para deflacionar as variáveis de renda. As informações sobre o tamanho da população municipal e os níveis educacionais (analfabetos, ensinos Fundamental, Médio e Superior completo) foram utilizadas como covariáveis. A amostra final é composta por 1.794 municípios nordestinos, dos quais 82 instalaram parques eólicos, em algum momento, durante 2001 e 2020.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas

	Tratado		Controle		Amostra Completa	
	Média	D.P.	Média	D.P.	Média	D.P.
Variáveis de Resultado						
Renda média	8863.21	3518.18	4821.80	2772.84	4887.35	2832.83
Agricultura	939.72	456.23	533.29	462.45	539.88	465.19
Indústria	1839.47	2145.33	623.32	811.26	643.05	863.47
Construção	1393.31	1269.36	537.45	696.61	551.33	717.76
Serviços	1819.55	852.52	1386.54	850.27	1393.56	852.05
Comércio	1098.71	280.39	721.92	404.56	728.04	405.66
Outras	1772.44	566.34	1019.28	665.19	1031.49	670.48
Arrecadação de Impostos	890582.50	502592.40	136623.70	112050.00	148851.60	128577.00
Gini	0.34	0.06	0.28	0.08	0.29	0.08
Covariáveis						
População	79960.71	332993.80	29054.60	104461.00	29880.21	112124.00
Média de Analfabetos	0.01	0.02	0.02	0.04	0.02	0.04
Média do Ensino Fundamental	0.24	0.12	0.33	0.18	0.33	0.18
Média do Ensino Médio	0.52	0.14	0.47	0.17	0.47	0.17
Média do Ensino Superior	0.23	0.13	0.18	0.14	0.18	0.14

Nota: Esta tabela relata as estatísticas descritivas do grupo tratado, grupo controle e amostra completa (média e desvio padrão – D.P.).

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023).

A Tabela 5 apresenta estatísticas descritivas para as variáveis de resultados e variáveis de controle. As estatísticas descritivas, expressas em média e desvio-padrão, são apresentadas para o grupo tratado, grupo controle e amostra completa de municípios. Os municípios tratados exibem valores mais elevados para as variáveis de resultado, em comparação com os municípios do grupo controle e a amostra completa. Além disso, observa-se que, em relação às covariáveis, a média da população nos municípios tratados é superior, enquanto as taxas de analfabetismo e de pessoas com apenas Ensino Fundamental são menores, e as de Ensino Médio e Superior são maiores entre os municípios tratados em comparação com o grupo controle e a amostra completa, respectivamente.

Para que possamos identificar o efeito da instalação dos parques eólicos sobre a renda formal média (por setor e geral), a média da distribuição da renda formal e a arrecadação de impostos, propomos o método de Diferença em Diferenças (DID). Como a implementação dos parques eólicos ocorreu de forma escalonada e permanente nos municípios nordestinos, isso gerou heterogeneidade na amostra, algo que o modelo de regressão em painel de dados com efeitos fixos não comporta de maneira adequada nos estimadores tradicionais de DID. De acordo com a literatura econométrica, quando o efeito do tratamento ocorre em momentos distintos do tempo entre os tratados, estimativas através do modelo de twoway-fixed effects podem gerar

estimativas tendenciosas (Athey; Imbens, 2022; Callaway; Sant'Anna, 2021; Goodman-Bacon, 2021; Sun; Abraham, 2021).

O modelo de Diferenças em Diferenças proposto por Callaway e Sant'Anna (2021) assume tendências paralelas condicionais, ou seja, se presume que apenas municípios com as mesmas características seguiriam a mesma tendência na renda média na ausência de tratamento. Podemos formalizar a análise, assumindo que o município i será considerado tratado, $D_i = 1$, no ano g , ano em que é instalado o primeiro parque eólico no município e, esse município permanece sendo tratado até o fim do período analisado ($D_i = 1$ para todo $t \geq g$). Nos anos t antes de g , o município é considerado não tratado ($D_i = 0$ para $t < g$). Assim, o ATT seria calculado da seguinte forma:

$$ATT = E[Y_t(1) - Y_t(0)|D = 1] \quad (01)$$

Isto é, em termos de resultados potenciais, o ideal seria calcular o ATT como a diferença de resultados potenciais da média dos tratados, $Y_t(1)$, e não tratados, $Y_t(0)$, para unidades no grupo de tratamento, $D = 1$. No entanto, isso não é possível, uma vez que só observamos um desses resultados potenciais para cada um dos municípios. Isso nos cria a necessidade de estabelecimento de um grupo de municípios que não instalaram parques eólicos para que possamos construir um contrafactual, ou seja, um grupo que represente o que teria acontecido com os municípios que instalaram parques eólicos caso não o tivessem feito (na ausência do tratamento).

O problema de inferência causal do estimador DID de Callaway e Sant'Anna (2021) é configurado da seguinte maneira: supõe-se que existem T períodos em que $t = 1, 2, \dots, T$, sendo D_t uma variável binária igual a 1 quando um município instala um parque eólico no ano (t) e 0 caso contrário. Também é definido G_g igual a 1 quando um município é tratado pela primeira vez no período de análise e 0 caso contrário. Além disso, define-se C como uma variável binária igual a 1 para os municípios que nunca são tratados. Dessa forma, cada município da amostra tem um G_g ou C igual a 1.

Assim, o método identifica o efeito do programa sobre os tratados para cada combinação (g, t) , em que a variável g representa as coortes de entrada e a variável t o tempo calendário. O escore de propensão generalizado, denotado por $P_g(X) =$

$P(G_g = 1|X, G_g + C = 1)$, representa a probabilidade de que um município seja tratado sob a condição de ter covariáveis (X) e de pertencer ao grupo de tratamento (g) ou de controle (C). O escore de propensão é estimado para cada coorte dos municípios que instalaram parques eólicos (g), flexibilizando assim a obtenção das características semelhantes entre controles e para cada grupo de municípios tratados. Ao assumir a hipótese de tendências paralelas condicionais neste trabalho, naturalmente, a matriz de covariáveis (X) passa a ser uma constante. O resultado observado em cada período (t) é estimado da seguinte forma:

$$Y_t = D_t Y_t(1) + (1 - D_t) Y_t(0) \quad (02)$$

em que $Y_t(1)$ e $Y_t(0)$ são os resultados potenciais da renda média (por setor e geral), da arrecadação (impostos) de impostos e da distribuição de renda (medida pelo índice de Gini) no tempo (t), com e sem tratamento, respectivamente.

Diferentemente de uma abordagem tradicional de DID, o principal parâmetro de interesse causal aqui é um efeito médio do tratamento em grupo, dado por $ATT(g, t)$, sendo uma função do grupo de tratamento (g) e do período (t) no qual o município instala, pela primeira vez, o parque eólico. Neste trabalho, existem 13 grupos distintos de unidades tratadas pela primeira vez (2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2012, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017, 2018 e 2011) e o tempo (t). Presumindo tendências paralelas condicionais ou incondicionais, tratamento escalonado, irreversibilidade do tratamento e sobreposição de covariável³, define-se a estimativa do efeito médio do tratamento em grupo da seguinte maneira:

$$ATT(g, t) = \mathbb{E}[Y_t(g) - Y_t(0)|G = g] \quad (03)$$

Considerando a estrutura de dados em painel balanceado, o ATT para o grupo (g) no período (t) pode então ser estimado de forma semiparamétrica como:

$$ATT(g, t) = \mathbb{E} \left[\left(\frac{G_g}{\mathbb{E}[G_g]} - \frac{\frac{p_{g(X)C}}{1-p_{g(X)}}}{\mathbb{E} \left[\frac{p_{g(X)C}}{1-p_{g(X)}} \right]} \right) (Y_t - Y_{g-1}) \right] \quad (04)$$

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

em que os erros-padrão são calculados através de um procedimento de *bootstrap*, com ajustamento para autocorrelação e agrupamento (*clustering*), permitindo a realização de uma inferência assintoticamente válida. O subscrito g representa: (i) o grupo ao qual os municípios tratados pertencem no tempo e (ii) o primeiro período em que os municípios instalam o parque eólico. Já p denota os pesos, isto é, os escores de propensão normalizados para somar 1. Para tanto, as covariáveis são reponderadas para que os grupos de tratamento (g) e de controle (C) estejam em equilíbrio. Além disso, por meio dessa técnica é possível usar como grupos de controle as unidades nunca tratadas, assim como aquelas ainda não tratadas e, por fim, esse estimador permite controlar para fatores não observáveis invariantes no tempo dos grupos. Portanto, essa abordagem econométrica não produz viés para estimação dos efeitos de interesse causal (Callaway; Sant’Anna, 2021; Carrillo; Feres, 2019).

Por combinar as abordagens de regressão propostas por Heckman, Ichimura e Todd (1997) e Heckman, Ichimura, Smith e Todd (1998) com a de escore de propensão proposta por Abadie (2005) para obter uma configuração de DID com múltiplos períodos, esse procedimento de estimação é denominado duplamente robusto. Por requerer a especificação correta da modelagem da evolução dos resultados ou do modelo de escores de propensão e não de ambas, essa abordagem possui robustez adicional (Callaway; Sant’Anna, 2021; Sant’Anna; Zhao, 2020).

Uma das vantagens desse método é gerar uma gama de efeitos heterogêneos de tratamento após detectar o efeito para cada grupo g nos períodos em que $t \geq g$. Dessa forma, este estudo analisa os seguintes efeitos: o efeito médio do tratamento nos municípios tratados, o efeito médio por grupos, o efeito calendário e o efeito dinâmico. Assim sendo, o primeiro efeito a ser estimado é o efeito médio da instalação do parque eólico, sendo este uma medida do efeito médio da exposição ao tratamento, a qual todas as unidades que já participaram do tratamento sofreram. Esse efeito é calculado da seguinte forma:

$$\theta_{sel}^0 = \sum_{g \in G} \theta_s(g) P(G = g | G \leq t) \quad (05)$$

Ao agregarmos cada $ATT(g, t)$ estimado a partir da equação (3.4), obtemos um parâmetro de efeito causal mais intuitivo e fácil de interpretar (Callaway; Sant’Anna, 2021). A seguir apresentaremos o parâmetro obtido a partir desse procedimento de

agregação, o qual resulta de estimativas imparciais e consistentes do efeito do tratamento de cada grupo.

A agregação dos $ATTs(g, t)$ nessa conjuntura de instalação dos parques eólicos pode acarretar algumas desvantagens. Primeiramente, como cada empresa escolhe o momento em que cada parque eólico será instalado em cada município, a estimativa pode ser tendenciosa devido à seletividade do tratamento. Isso implica que os municípios que tiveram o parque eólico instalado primeiro podem ter experimentado mais cedo os efeitos do tratamento. Dessa forma, pode ser que um maior peso seja atribuído ao grupo que apresente mais observações no período pós-tratamento.

Nesse sentido, uma agregação do $ATT(g, t)$ por uma média simples, provavelmente, atribuirá maior peso ao efeito do grupo que recebeu o tratamento primeiro, ou seja, com mais observação no período de pós-tratamento. Esse tipo de problema pode ser resolvido mensurando-se o $ATT(g, t)$ específico para cada grupo tratado e, em seguida, calculando-se a média deles para o período de pós-tratamento, usando:

$$\tilde{\theta}_S(g) = \frac{1}{T-g+1} \sum_{t=2}^T \{t \geq g\} ATT(g, t) \quad (06)$$

$$\theta_S = \sum_{g=2}^T \tilde{\theta}_S(g) P(G = g) \quad (07)$$

em que a equação (3.6) expressa o efeito específico de cada grupo tratado no período de pós-tratamento. A equação (3.7) evidencia o efeito do tratamento geral θ_S , ou seja, da agregação do tratamento específico do grupo entre os grupos. Portanto, θ_S sumariza o efeito da implantação dos parques eólicos nos municípios do Nordeste sobre a renda média (por setor e geral), sobre a arrecadação (impostos) de impostos e sobre a distribuição de renda (medida pelo índice de Gini), independentemente dos problemas de seletividade do tratamento. Além disso, θ_S expressa uma estimativa imparcial e robusta do impacto da política em cada grupo tratado que é análogo ao ATT do caso de dois períodos (Callaway; Sant'Anna, 2021; Teixeira; Venter, 2021).

Outra análise aqui realizada é o efeito agregado para cada ano t , o chamado efeito calendário, que pode ser calculado da seguinte forma:

$$\theta_C(t) = \sum_{g \in G} 1\{t \geq g\} ATT(g, t) P(G = g | t \geq g) \quad (08)$$

em que $P(G = g|t \geq g)$ representa a proporção de tratados no grupo g presentes no período. $t \geq g$ e $\theta_c(t)$ é uma média ponderada dos efeitos $ATT(g, t)$ no período t para todos os grupos tratados que instalaram parque eólico antes de t . A agregação desse efeito é dada por:

$$\theta_c = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \theta_c(t) \quad (09)$$

Mesmo θ_s e θ_c sendo medidas adequadas para o efeito causal da instalação de parques eólicos nos municípios do Nordeste sobre a renda média (por setor e geral), a arrecadação (impostos) de impostos e a distribuição de renda (medida pelo índice de Gini), é possível que o efeito do tratamento seja dinâmico, sendo a dinâmica do efeito do tratamento de interesse desse estudo. Frente a isso, é normal esperar que os efeitos do tratamento sejam crescentes no período pós-tratamento.

Nesse sentido, para analisarmos, como variam com o tempo, os efeitos da instalação de parques eólicos nos municípios nordestinos sobre a renda média (por setor e geral), a arrecadação (impostos) de impostos e a distribuição de renda (medida pelo índice de Gini), calcula-se a média do ATT do grupo para destacar a dinâmica do efeito da intervenção sobre diferentes durações de exposição ao tratamento da seguinte forma:

$$\tilde{\theta}_D(e) = \sum_{g=2}^T \sum_{t=g}^T 1\{t - g + 1 = e\} ATT(g, t) P(G = g|t - g + 1 = e) \quad (10)$$

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

$$\theta_D = \frac{1}{T-1} \sum_{e=2}^{T-1} \tilde{\theta}_D(e) \quad (11)$$

A equação (3.11) corresponde à medida resumida do efeito dinâmico (estudo de eventos). A principal diferença entre θ_D e θ_s encontra-se nos pesos: θ_D coloca mais peso em $ATT(g, t)$ quando (g) é menor que (t) . Dessa forma, grupos com tempo maior de exposição à política sofrem uma ponderação maior (Teixeira; Venter, 2021). Sendo o resultado do efeito dinâmico (estudo de eventos) o foco deste estudo, considerando a condição de tendências paralelas condicionais com o grupo de controle sendo formado por unidades nunca tratadas e por unidades ainda não tratadas.

Essa escolha de especificação decorre do fato de ela nos permitir verificar se há pré-tendências diferenciais nos resultados de interesse e julgar sua plausibilidade à suposição de identificação. De modo geral, se os municípios tratados e não tratados possuem tendências similares antes da instalação dos parques eólicos e divergem apenas após sua criação, isso sugere, de forma robusta, que tais mudanças resultam da instalação dos parques eólicos e não de características não observáveis (Carrillo; Feres, 2019).

3.4 Resultados e discussão

Na Tabela 6 a seguir, apresentamos as estimativas do impacto da instalação de parques eólicos nas rendas médias geral e por setor, na arrecadação (impostos) e na desigualdade de renda dos municípios. As estimativas desses resultados são baseadas na Eq. (3.7), com tratamento fundamentado no método de estimativa Duplamente Robusto (DRIPW), tendo como grupos de controle os nunca tratados e os ainda não tratados, nas colunas 1 e 2, respectivamente. Nas colunas 3 e 4, os resultados são baseados no estimador DID de ponderação de probabilidade inversa (IPW), proposto em Abadie (2005). Tendo, respectivamente, como grupos de controle os nunca tratados e os ainda não tratados, e nas colunas 5 e 6, também, tendo como grupos de controle os nunca tratados e os ainda não tratados, respectivamente, apresentamos os resultados baseados no estimador de regressão DID baseado em mínimos quadrados ordinários. Todos os resultados relatados na Tabela 6 foram obtidos através do uso do estimador proposto em (Callaway; Sant'Anna, 2021). Em todas as estimativas, utilizamos como covariáveis a população, o nível médio educacional da população para: analfabetos; Ensino Fundamental; Ensino Médio e Ensino Superior.

Nas colunas 1 e 2 da Tabela 6, encontramos que a instalação dos parques eólicos aumentou a renda média geral (R\$ 820,95), renda média da agricultura (R\$ 80,97), renda média da construção (R\$ 322,34) e renda média dos serviços (R\$ 128,26), assim como reduziu a desigualdade da renda (aproximadamente em 0.014 ou 1,4%). Conforme mostrado nas colunas 3 a 6, o impacto da instalação de parques eólicos afeta as mesmas variáveis, diferindo apenas na magnitude do valor. Por exemplo, a renda média geral, quando comparamos os resultados obtidos nas colunas 1 e 2 com os estimados nas colunas 5 e 6, verificamos uma diferença na

magnitude dos resultados de aproximadamente R\$ 67,00.

Tabela 6 – Resultados do impacto da energia eólica na renda por setores

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A. Renda						
Efeito	820.95***	822.89***	811.67***	808.69***	761.94***	758.54***
S.d.	(227.99)	(224.7511)	(226.70)	(227.19)	(232.6823)	(233.09)
B. Agricultura						
Efeito	80.97***	81.349***	79.50***	79.86***	69.41***	69.71**
S.d.	(27.29)	(27.32)	(27.14)	(27.18)	(26.81)	(26.84)
C. Indústria						
Efeito	279.21	276.58	276.79	274.17	257.54	255.14
S.d.	(176.52)	(177.05)	(176.66)	(177.20)	(177.46)	(177.84)
D. Construção						
Efeito	322.34***	321.23***	320.33***	319.21***	302.85***	301.43***
S.d.	(78.229)	(78.34)	(78.36)	(78.48)	(79.73)	(79.88)
E. Serviços						
Efeito	128.26***	128.48***	126.58***	126.79***	126.83***	126.87***
S.d.	(49.10)	(49.13)	(49.25)	(49.28)	(48.65)	(48.68)
F. Comércio						
Efeito	- 2.89	- 2.80	- 4.28	- 4.20	- 2.89	- 2.84
S.d.	(10.20)	(10.20)	(10.46)	(10.46)	(10.00)	(10.01)
G. Outras						
Efeito	17.94	18.05	12.75	12.86	8.18	8.23
S.d.	(18.46)	(18.47)	(23.35)	(23.36)	(25.04)	(25.05)
H. Impostos						
Efeito	83979.4	83898.92	38473.53	38367.92	43638.26	43595.87
S.d.	(61008.88)	(60916.89)	(54591.97)	(54699.16)	(40793.4)	(40727.94)
I. Gini						
Efeito	- 0.014**	- 0.014**	- 0.014**	- 0.014**	- 0.011**	- 0.011**
S.d.	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)

Notas: As colunas (1) e (2) apresentam os resultados estimados para as rendas medias (geral e por setor) assim como as estimativas para arrecadação e desigualdade de renda (índice de Gini). Nesse caso, foi usada a opção de estimador de Diferença em Diferenças duplamente robusto baseado em ponderação de probabilidade inversa estabilizada e mínimos quadrados ordinários. Como grupo de controle, foram usados os nuca tratados e os ainda não tratados. De maneira similar, foram estimados os mesmos resultados, considerando-se os mesmos grupos de controle nas colunas (3), (4), (5) e (6). Para tanto, foram utilizadas as opções de estimadores de Diferença em Diferenças, proposto em Abadie (2005), de ponderação de probabilidade inversa (colunas (3) e (4)) e o de regressão de resultado baseado em mínimos quadrados ordinários (colunas (5) e (6)). Todos os valores estão arredondados para duas casas decimais. Os símbolos *, ** e *** representam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses são os desvios-padrão.

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023).

As colunas de 1 a 6 mostram ainda que a arrecadação (impostos) aumentou mais é estatisticamente não significativa. No que se refere a esse resultado, a literatura é controversa. Por exemplo, Brunner e Schwegman (2022a) examinaram como os governos dos condados respondem a aumentos aleatórios plausíveis na base tributária local gerada por instalações de energia eólica usando dados sobre o universo de instalações dos Estados Unidos da América (EUA) de 1995 a 2017 e descobriram que a instalação de energia eólica levou a grandes aumentos nas

receitas e despesas do condado. Já Brunner, Hoen e Hyman (2022), ao examinar o impacto da instalação de energia eólica nas finanças do distrito escolar e no desempenho dos alunos usando dados sobre tempo, localização e capacidade do universo de instalações nos EUA de 1995 a 2016, concluíram que a instalação de energia eólica aumentou substancialmente as receitas do distrito. No entanto, Xia e Song (2017) realizaram uma avaliação econométrica *ex post* do efeito da instalação de energia eólica na economia local na China, usando um conjunto de dados nacional no condado entre 2005 e 2011. Com isso, os autores descobriram que a capacidade instalada de energia eólica tem um efeito negativo na receita fiscal local.

Apresentamos os resultados da desigualdade de renda nas linhas finais da Tabela 6. A instalação de parques eólicos reduz a desigualdade da renda. Particularmente, a instalação de parques eólicos causa uma redução de aproximadamente 1,4% na desigualdade da renda. A Tabela A6, a qual exhibe os efeitos dinâmicos do tratamento, mostra que essa redução passa a ser estatisticamente significativa após 5 anos de instalação do parque eólico.

Nossos resultados para a avaliação do impacto da instalação de parques eólicos na renda média geral podem ser comparados com os encontrados na literatura, como os estudos de Brunner, Hoen e Hyman (2012), Brunner e Schwegman (2022b) e De Silva, McComb e Schiller (2016), que estudaram casos dos EUA. Conduzindo uma análise econométrica *ex post* dos impactos de desenvolvimento econômico no condado das instalações de energia eólica de 2000 a 2008, em uma grande região rica em vento no país, e considerando os fatores que influenciam a localização da turbina eólica, Brown *et al.* (2012) encontraram um aumento agregado de aproximadamente US\$ 11.000 na renda pessoal como consequência da instalação de energia eólica no condado. Brunner e Schwegman (2022b) examinaram o impacto da instalação de energia eólica nas economias locais dos condados dos Estados Unidos. Para tanto, usaram dados sobre o universo de instalações comerciais de energia eólica de 1995 a 2018 e descobriram que a instalação de energia eólica levou a aumentos economicamente significativos na renda familiar média. Já De Silva, McComb e Schiller (2016) investigaram os impactos econômicos localizados do rápido aumento na capacidade de energia eólica no condado do Texas, e como um de seus resultados, encontraram evidências de aumentos significativos na renda *per capita*, gerados pelo desenvolvimento da energia eólica.

Medimos o impacto da instalação de parques eólicos na renda média geral,

diferentemente de Brown *et al.* (2012) e De Silva, McComb e Schiller (2016). Considerando nossos resultados, a instalação dos parques eólicos eleva a renda média em aproximadamente R\$ 825,83. Considerando a renda média geral da região Nordeste, a qual de acordo com o IBGE (2021) é de R\$ 1.554,00 mensais, um aumento equivalente a cerca de 4,4%.

De acordo com as experiências da Alemanha e Dinamarca, a instalação de parques eólicos em áreas rurais pode gerar renda média para essas áreas (Agência Internacional de Energia (AIE), 2002). Nossos resultados para renda média da agricultura sugerem que, em média, a renda média da agricultura aumenta em aproximadamente R\$ 80,97. Esse achado é consistente com a afirmação feita anteriormente e, também, com os achados de Mauritzen (2020), que combinou dados trimestrais sobre salários apresentados em um painel com dados sobre todos os investimentos em usinas eólicas maiores que 1 megawatt (MW) e, usando um modelo bayesiano multinível estimado por Markov Chain Monte Carlo (MCMC), examinou o efeito do investimento em energia eólica sobre os salários nos condados rurais dos Estados Unidos. Como resultado, o autor encontrou um efeito positivo significativo, com uma magnitude consistente com um aumento permanente de 2% nos salários após um investimento em um grande parque eólico de 400MW.

Ainda de acordo com a Tabela 6, temos que as rendas médias: da construção e dos serviços, em média, aumenta aproximadamente, R\$ 322,34 e R\$ 128,26, respectivamente. Consistente com esses resultados, Mikulić, Lovrinčević e Keček (2018), buscando quantificar os efeitos totais da implantação de usinas eólicas na economia croata em termos de emprego e valor bruto, descobriram efeitos indiretos e induzidos positivos relacionados à implantação de usinas eólicas na Croácia de 1% e 2% no Valor Adicionado Bruto da construção e dos serviços, respectivamente. Para todos os outros resultados relatados na Tabela 6, os efeitos estimados do pós-tratamento são estatisticamente insignificantes.

Dando continuidade à análise do impacto da instalação de parques eólicos nas rendas médias geral e por setor, na arrecadação (impostos) e na desigualdade de renda dos municípios, examinamos os resultados estimados, considerando outras três medidas de efeito médio agregado: efeito agregado por grupo, efeito agregado por calendário e efeito agregado dinâmico. Os resultados das estimações, mostrados na Tabela 7 a seguir, nesse caso, usam apenas os nunca tratados como grupo de controle, e o método de tratamento se baseia na estimativa Duplamente Robusta

(DRIPW).

Os resultados da Tabela 7 mostram que, para as rendas médias: geral, da agricultura e da construção, assim como, para a desigualdade de renda, existe um efeito estatisticamente significativo causado pela instalação de parques eólicos para as três medidas de efeito médio agregadas analisadas. Os resultados observados para renda média geral, renda média da agricultura, renda média da construção e desigualdade de renda apresentam efeitos consistentes entre os diferentes níveis de agregação e seguem o esperado pela literatura – efeitos positivos, no sentido de elevar a renda média geral no setor agrícola e da construção, assim como efeito negativo no sentido de diminuir a desigualdade de renda.

Os municípios que instalaram parque eólico apresentam uma melhoria, positiva e estatisticamente significativa, na renda média da indústria para o efeito agregado por calendário e efeito agregado dinâmico. Já para a renda média dos serviços, foram os efeitos agregados simples e por grupo que se mostraram positivos e estatisticamente significativos com acréscimo de R\$ 128,26 e R\$ 162,54, respectivamente. Os resultados para renda média do comércio (R\$ - 34,92) e outras rendas médias (R\$ 36,45) foram estatisticamente significativas apenas para o efeito agregado dinâmico. A arrecadação (R\$ 14704,3), também, foi estatisticamente significativa apenas para o efeito agregado dinâmico. Esse resultado corrobora o evidenciado na literatura. Por exemplo, Brunner e Schwegman (2022a) mostram que existe efeito positivo na base tributária decorrente da instalações de parque eólico. Similarmente, Brunner *et al.* (2022) apontam para aumentos substanciais nas receitas dos distritos oriundos da instalação de parque eólico.

Tabela 7 – Efeito médio desagregado das eólicas

	(1)	(2)	(3)
	ATT Grupo	ATT Calendário	ATT Dinâmico
A. Renda			
Efeito	649.65***	441.556***	1049.66***
S.d.	(226.38)	(137.53)	(247.18)
B. Agricultura			
Efeito	60.11**	49.89***	131.94***
S.d.	(28.16)	(19.24)	23.39)
C. Indústria			
Efeito	94.22	212.04*	486.51***
S.d.	(176.87)	(109.47)	(189.46)
D. Construção			
Efeito	317.66***	169.41***	169.41***
S.d.	(90.69)	(65.68)	(65.68)
E. Serviços			

Efeito	162.54***	4.20	65.15
S.d.	(48.03)	(30.86)	(40.47)
F. Comércio			
Efeito	1.04	- 10.04	- 34.92***
S.d.	(7.92)	(7.81)	(11.52)
G. Outras			
Efeito	14.07	16.05	36.458*
S.d.	(18.23)	(13.18)	(19.11)
H. Impostos			
Efeito	58069.22	38410.82	14704.30*
S.d.	(36142.20)	(31919.63)	(77759.25)
I. Gini			
Efeito	- 0.006*	- 0.02***	- 0.04***
S.d.	(0.003)	(0.005)	(0.007)

Notes: Esta tabela apresenta os resultados desagregados estimados, respectivamente, por grupo, ano e efeitos dinâmico. Foi usada a opção de estimador de Diferença em Diferenças duplamente robusto baseado em ponderação de probabilidade inversa estabilizada e mínimos quadrados ordinários. Como grupo de controle, foi usado os nunca tratados. Os símbolos *, ** e *** representam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses são os Desvios-Padrão.

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023).

Esses resultados também foram analisados de forma desagregada e são apresentados nas Tabelas A4 – A6 do apêndice. Na tabela do Apêndice A4, apresentamos os efeitos por grupo tratado. Nela, é possível observar alguns resultados interessantes, com efeitos estatisticamente significativos em todas as variáveis analisadas. Por exemplo, municípios que instalaram parques eólicos nos anos de 2004, 2006, 2008, 2012, 2014 e 2016 apresentaram um acréscimo, positivo, da renda média geral. Assim como, também, é possível observar efeitos positivos e estatisticamente significativos na renda média da agricultura para o grupo de municípios que instalaram parques eólicos nos anos de 2004, 2006, 2008, 2009, 2010 e 2013. Ainda de acordo com a tabela do Apêndice A4, podemos observar efeitos positivos e estatisticamente significativos na renda média da indústria nos anos de 2004, 2006 e 2013. Os valores para renda média da construção, também, apresentam valores positivos e estatisticamente significativos. A renda média dos serviços e de outras rendas apresentam valores, positivos e negativos, estatisticamente significativos. Já a renda média do comércio apresenta valores negativos e estatisticamente significativos. Cabe salientar que alguns desses resultados não foram evidenciados antes nos efeitos agregados apresentados na Tabela 6.

Na Tabela do Apêndice A5, são apresentados os efeitos desagregados para cada ano, o chamado efeito calendário. De acordo com a tabela do Apêndice A5, por exemplo, nos anos iniciais, as rendas média geral, da agricultura e dos serviços são negativas e estatisticamente significativas. No entanto, essa situação se inverte com

o passar dos anos. A renda média geral passa a apresentar acréscimos (positivos) estatisticamente significativos após 2012, com esses acréscimos persistindo até o final do período analisado. Já a renda média dos serviços apresenta valores negativos e estatisticamente significativos em 2004, 2005, 2007, e 2010 e a partir de 2017 até 2011 as estimativas são positivas e estatisticamente significativas.

Na tabela do Apêndice A6 observam-se os chamados efeitos dinâmicos, ou seja, os efeitos médios por tempo decorrido desde a entrada no programa. Tomemos como exemplo para análise os resultados para renda média geral, os quais indicam que os municípios tratados por 1 a 10 anos e 12 a 16 anos apresentaram acréscimos que variam de, aproximadamente, R\$ 378,12 a R\$ 1.759,94. Já em relação à desigualdade de renda (medida pelo índice de Gini), os resultados mostram um padrão de queda, pelo tempo decorrido, nos municípios tratados por 5 a 20 anos, chegando a um efeito de 10% com 15 anos de participação no programa – variando de 1% no 5º ano de programa a 10% no 15º ano.

3.5 Análise de robustez

Mesmo os resultados estimados pelo modelo DID proposto por Callaway e Sant'Anna (2021) da Tabela 6 mostrarem que a instalação dos parques eólicos aumenta significativamente a renda média (geral e de alguns setores) e reduz a desigualdade de renda no setor formal dos municípios nordestinos, testamos a robustez desses resultados através do estimador proposto por De Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2023). Com covariáveis, os estimadores apresentados em De Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2023) consideram linearmente o efeito de covariáveis variáveis no tempo, enquanto os apresentados em Callaway e Sant'Anna (2021) respondem não parametricamente pelo efeito de covariáveis invariantes no tempo.

As colunas (1) a (2), da Tabela 8 a seguir, mostram que a implantação dos parques eólicos aumenta as rendas médias: geral, da agricultura, da construção e dos serviços. Entretanto, os resultados empíricos evidenciam que os aumentos nas rendas médias geral, da construção e dos serviços e construção apresentam magnitude superior à renda média da agricultura, a qual é proveniente do arrendamento de terras (Martini *et al.*, 2018). Esse resultados corroboram as evidências empíricas obtidas pelo estimador proposto em Callaway e Sant'Anna (2021), expostas na Tabela 6.

Tabela 8 – Resultados do impacto da energia eólica na renda por setores

	(1)	(2)	(3)	(4)
A. Renda				
Efeito	833.98***	833.98***	844.81***	844.81***
S.d.	(196.79)	(230.81)	(225.56)	(198.54)
B. Agricultura				
Efeito	76.64***	76.64***	78.99***	78.99***
S.d.	(25.11)	(24.66)	(30.37)	(28.01)
C. Indústria				
Efeito	271.36	271.36	272.98	272.98
S.d.	(180.32)	(172.66)	(160.40)	(196.62)
D. Construção				
Efeito	313.70***	313.70***	317.31***	317.31***
S.d.	(89.53)	(80.50)	(82.44)	(87.16)
E. Serviços				
Efeito	129.24**	129.24***	128.47***	128.47***
S.d.	(52.99)	(46.94)	(47.26)	(43.47)
F. Comércio				
Efeito	2.47	2.47	2.94	2.94
S.d.	(8.73)	(8.61)	(9.13)	(9.90)
G. Outras				
Efeito	40.57*	40.57*	44.10**	44.10*
S.d.	(21.70)	(21.18)	(21.63)	(22.20)
H. Impostos				
Efeito	396409.00	396409.00	421291.10	421291.10
S.d.	(285051.70)	(316870.00)	(369414.10)	(328578.10)
I. Gini				
Efeito	- 0.012**	- 0.012**	- 0.012***	- 0.012**
S.d.	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.005)

Notes: Cada coluna apresenta os resultados para uma especificação diferente do modelo: com covariáveis e com cluster, com covariáveis e sem cluster, sem covariáveis e com cluster e sem covariáveis e sem cluster. Todos os valores estão a preços constantes de 2020 e foram arredondados para duas casas decimais. Os símbolos *, ** e *** representam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parênteses são as estatísticas t-student.

Fonte: elaborado pelo autor com base nos resultados (2023).

Para verificar ainda mais a robustez de nossos resultados, estimamos o modelo sem covariáveis, uma vez que isso aproxima numericamente os resultados encontrados pelo estimador proposto por De Chaisemartin e D’Haultfoeuille (2023) aos encontrados através do estimador proposto em Callaway e Sant’Anna (2021). Os resultados das colunas (3) a (4) indicam que a implantação de parques eólicos faz com que as rendas médias: geral, da agricultura, da construção e dos serviços, se elevem. Esses resultados se aproximam dos apresentados na Tabela 6, coluna 2, indicando que os resultados encontrados anteriormente são robustos.

3.6 Conclusões, implicações políticas e caminhos para pesquisas futuras

Esta pesquisa ofereceu evidências sobre o impacto da implementação de parques eólicos no desenvolvimento econômico desses municípios. Utilizamos

metodologias de Diferença em Diferenças que exploram a heterogeneidade no tempo de tratamento e na localização dos parques eólicos por município para examinar a magnitude dos impactos na renda formal média dos municípios nordestinos. Além disso, verificamos seus efeitos em termos de renda formal setorial (agricultura, indústria, construção, serviços, comércio e outros setores), bem como na arrecadação de impostos e na distribuição da renda formal (índice de Gini). Constatamos que a instalação dos parques eólicos gerou aumento significativos na renda formal média, devido, principalmente, aos setores da agricultura, da construção e dos serviços. Além disso, verificou-se que a instalação desses parques resultou na diminuição da desigualdade de renda formal nos municípios tratados.

Apesar de o Brasil possuir uma matriz energética pouco dependente de combustíveis fósseis, é imperativo reduzir a dependência da energia hidrelétrica e diminuir as emissões de carbono. O investimento em energia eólica surge como uma opção viável. Nossos resultados indicam que a instalação de parques eólicos, além de proporcionar uma fonte renovável de energia, revela o potencial para aprimorar as economias locais dos municípios. Além disso, nossos resultados diretos sugerem impactos positivos da instalação de parques eólicos no desenvolvimento econômico dos municípios, e há também resultados indiretos provenientes da instalação desses parques, uma vez que eles contribuem para a descarbonização.

Nossas descobertas contribuem de maneira significativa para os formuladores de políticas. Em primeiro lugar, considerando que grande parte dos municípios nordestinos possui uma renda média inferior à de outras regiões do país, nossos resultados sugerem que investimentos na instalação de parques eólicos podem gerar aumentos na renda média em alguns setores dessas economias locais, promovendo estímulo e diversificação. Em segundo lugar, os benefícios gerados pela instalação de parques eólicos, conforme nossos resultados, conduziram à redução da desigualdade da renda formal, indicando que investir nesse setor pode resultar numa melhoria da qualidade de vida da população local.

Nosso estudo focou na análise em âmbito municipal de variáveis relacionadas à renda, arrecadação e desigualdade de renda, portanto, não examina os efeitos (positivos ou negativos) da instalação de parques eólicos em variáveis como PIB, PIB *per capita*, emprego, população, entre outras. Pesquisas futuras devem abordar esses efeitos, bem como investigar os impactos colaterais positivos ou negativos nos municípios vizinhos. Tais pesquisas podem contribuir para que formuladores de

políticas públicas, profissionais e acadêmicos compreendam quem se beneficia diretamente e/ou indiretamente com a instalação desses parques.

Referências

ABADIE, A. Semiparametric difference-in-differences estimators. **The review of economic studies**, v. 72, n. 1, p. 1-19, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/0034-6527.00321>. Acesso em: 5 jun. 2023.

AGÊNCIA INTERNACIONAL DE ENERGIA. **IEA Renewable Energy Working Party**. Renewable Energy Working Party: Renewable Energy into the Mainstream. 2002.

AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. 2023. Disponível em: <https://www.gov.br/aneel/pt-br/centrais-de-conteudos/relatorios-e-indicadores/geracao>. Acesso em: 6 dez. 2023.

AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. **Atlas de energia elétrica do Brasil/Agência Nacional de Energia Elétrica**. 3. ed. Brasília: Aneel, 2008. Disponível em: https://www.fisica.net/energia/atlas_de_energia_eletrica_do_brasul_3a-ed.pdf. Acesso em: 5 dez. 2023.

ATHEY, S.; IMBENS, G. W. Design-based analysis in difference-in-differences settings with staggered adoption. **Journal of Econometrics**, v. 226, n. 1, p. 62-79, 2022. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304407621000488>. Acesso em: 6 jun. 2023.

BEZERRA, F. D. **Energia eólica no Nordeste**. 2019. Disponível em: <https://bnb.gov.br/s482-dspace/handle/123456789/1192>. Acesso em: 2 jun. 2023.

BRASIL. Ministério de Minas e Energia. Sistema de Informações Energéticas. **Recursos e Reservas de energia**. 2021. Disponível em: <https://www.mme.gov.br/SIEBRASIL/consultas/reporte-dato42-jerarquizado.aspx?oc=30191&or=30192&ss=2&v=1>. Acesso em: 6 dez. 2023.

BRASIL. **Lei nº 10.438 de 26 de abril de 2002**. Dispõe sobre a expansão da oferta de energia elétrica emergencial, recomposição tarifária extraordinária, cria o Programa de Incentivo às Fontes Alternativas de Energia Elétrica (Proinfa), [...], e dá outras providências. Disponível em: <https://www2.camara.leg.br/legin/fed/lei/2002/lei-10438-26-abril-2002-456860-publicacaooriginal-1-pl.html>. Acesso em: 25 abr. 2023.

BROWN, J. P. *et al.* Ex post analysis of economic impacts from wind power development in US counties. **Energy Economics**, v. 34, n. 6, p. 1743-1754, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2012.07.010>. Acesso em: 5 jun. 2023.

BRUNNER, E. J.; SCHWEGMAN, D. J. Windfall revenues from windfarms: How do county governments respond to increases in the local tax base induced by wind energy

installations?. **Public Budgeting & Finance**, v. 42, n. 3, p. 93-113, 2022a. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/pbaf.12318>. Acesso em: 1º jun. 2023.

BRUNNER, E.; HOEN, B.; HYMAN, J. School district revenue shocks, resource allocations, and student achievement: Evidence from the universe of US wind energy installations. **Journal of Public Economics**, v. 206, p. 104586, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2021.104586>. Acesso em: 2 jun. 2023.

BRUNNER, Eric J.; SCHWEGMAN, David J. Commercial wind energy installations and local economic development: Evidence from US counties. **Energy Policy**, v. 165, p. 112993, 2022b. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2022.112993>. Acesso em: 25 maio 2023.

CALLAWAY, B.; SANT'ANNA, P. HC. Difference-in-differences with multiple time periods. **Journal of econometrics**, v. 225, n. 2, p. 200-230, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2011.12.001>. Acesso em: 5 maio 2023.

CARRILLO, B.; FERES, J. Provider supply, utilization, and infant health: evidence from a physician distribution policy. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 11, n. 3, p. 156-196, 2019. Disponível em: https://www.anpec.org.br/nordeste/2018/submissao/arquivos_identificados/099-e5ab1577da21c7a6b32f2558cab3f380.pdf. Acesso em: 25 jun. 2023.

COSTA, R. C.; PRATES, C. P. T. **O papel das fontes renováveis de energia no desenvolvimento do setor energético e barreiras à sua penetração no mercado**. 2005. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/2436>. Acesso em: 5 jul. 2023.

DE BRITO CARTAXO, R. Do litoral ao sertão: a energia eólica no estado da Paraíba. **Revista Meio Ambiente e Sustentabilidade**, v. 9, n. 19, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.22292/mas.v9i19.879>. Acesso em: 23 jun. 2023.

DE CHAISEMARTIN, C.; D'HAULTFŒUILLE, X. Two-way fixed effects and differences-in-differences estimators with several treatments. **Journal of Econometrics**, v. 236, n. 2, p. 105480, 2023. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3751060. Acesso em: 6 dez. 2023.

DE SILVA, D. G.; MCCOMB, R. P.; SCHILLER, A. R. What blows in with the wind?. **Southern Economic Journal**, v. 82, n. 3, p. 826-858, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/soej.12110>. Acesso em: 18 jul. 2023.

GONÇALVES, S.; RODRIGUES, T. P.; CHAGAS, A. L. S. The impact of wind power on the Brazilian labor market. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 128, p. 109887, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2020.109887>. Acesso em: 20 jul. 2023.

GOODMAN-BACON, A. Difference-in-differences with variation in treatment timing. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 254-277, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>. Acesso em: 15 jul. 2023.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; SMITH, J. A.; TODD, P. E. Characterizing selection bias using experimental data. **National bureau of economic research Cambridge**. Mass., USA. 1998. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w6699>. Acesso em: 10 jul. 2023.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. **The review of economic studies**, v. 64, n. 4, p. 605-654, 1997. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2971733>. Acesso em: 10 jul. 2023.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio**. ISSN 0101-6822, Rio de Janeiro, v. 32, p.1-134, 2012. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=759>. Acesso em: 1º jul. 2023.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **População**. Brasília, DF: IBGE, 2023. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao.html>. Acesso em: 3 dez. 2023.

MARTINI, R. A. *et al.* **Uma solução automatizada para avaliações de impacto em estudos de caso: o Modelo Automatizado em R para Verificação de Impacto (MARVIm): módulo de controle sintético**. 2018. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/15781>. Acesso em: 13 maio 2023.

MAURITZEN, J. Will the locals benefit?: The effect of wind power investments on rural wages. **Energy policy**, v. 142, p. 111489, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.111489>. Acesso em: 18 maio 2023.

MIKULIĆ, D.; LOVRINČEVIĆ, Ž.; KEČEK, D. Economic effects of wind power plant deployment on the Croatian economy. **Energies**, v. 11, n. 7, p. 1881, 2018. Disponível em: <https://doi.org/10.3390/en11071881>. Acesso em: 21 maio 2023.

OLIVEIRA, A. M.; SELLITTO, M. A.; SOUZA, J. F.. Impactos econômicos, sociais e ambientais da geração de energia eólica em comunidades do Rio Grande do Norte. **Revista de Administração Contabilidade e Sustentabilidade**, v. 12, n. 4, p. 107-119, 2022. Disponível em: <https://www.reunir.revistas.ufcg.edu.br/index.php/uacc/article/view/1449>. Acesso em: 20 jul. 2023.

PINTO, L. I. C.; MARTINS, F. R.; PEREIRA, E. B. O mercado brasileiro da energia eólica, impactos sociais e ambientais. **Revista Ambiente & Água**, v. 12, p. 1082-1100, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.4136/ambi-agua.2064>. Acesso em: 20 maio 2023.

RESENDE, B. C. M. **O efeito da implantação de usinas eólicas sobre o preço de aluguéis**. 2015. Disponível em: http://ftp.econ.puc-rio.br/uploads/adm/trabalhos/files/Bruno_Cesar_Mariano_Resende.pdf. Acesso em: 28 jun. 2023.

RINTZEL, L. T.; ALVES, T. W.; MASSUQUETTI, A. Análise dos impactos econômicos decorrentes da instalação dos parques eólicos nos municípios da Região Sul do Brasil. **Tópicos em Administração**. Volume 39, p. 52. 2017. Disponível em: https://www.poisson.com.br/livros/adm/volume39/Topicos_em_Administracao_vol39.pdf. Acesso em: 11 jul. 2023.

RODRIGUES, R. E. de A. **Efeitos da construção de parques eólicos sobre indicadores econômicos e fiscais dos municípios brasileiros**. 2019. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Ceará, 2019. Disponível em: <https://repositorio.ufc.br/handle/riufc/40002>. Acesso em: 9 jul. 2023.

RODRIGUES, T. A. P.; GONÇALVES, S. L.; CHAGAS, A. S. Wind power and the labor market in the Brazilian Northeast: a spatial propensity score matching approach. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 13, n. 3, p. 357-378, 2019. Disponível em: <https://www.revistaaber.org.br/rberu/article/view/503>. Acesso em: 25 jul. 2023.

SAMPAIO, M. A. dos S. **A implementação de parques eólicos e seus impactos sobre os municípios brasileiros**. 2022. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Ceará, 2022. Disponível em: <https://repositorio.ufc.br/handle/riufc/65560>. Acesso em: 25 jul. 2023.

SANT'ANNA, P. HC; ZHAO, J. Doubly robust difference-in-differences estimators. **Journal of Econometrics**, v. 219, n. 1, p. 101-122, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.06.003>. Acesso em: 12 jun. 2023.

SANTOS, P. E. de L.; ARAÚJO, F. J. C.. O desenvolvimento da energia eólica no Brasil: uma revisão bibliográfica. **Revista Ibero-Americana de Humanidades, Ciências e Educação**, v. 9, n. 6, p. 2978-2989, 2023. Disponível em: <https://periodicorease.pro.br/rease/article/view/10487>. Acesso em: 6 dez. 2023.

SIMAS, M. S. **Energia eólica e desenvolvimento sustentável no Brasil: estimativa da geração de empregos por meio de uma matriz insumo-produto ampliada**. 2012. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2012. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/86/86131/tde-10092012-095724/en.php>. Acesso em: 18 jul. 2023.

SOUZA, V. C. M. de. **Análise dos impactos positivos obtidos com implementação de usinas eólicas**. 2022. Monografia (Graduação) – Anima Educação. Disponível em: <https://repositorio.animaeducacao.com.br/items/42e6dc02-e3b4-4df3-9a10-99ce7b8a5eda>. Acesso em: 30 jun. 2023.

SUN, L.; ABRAHAM, S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 175-199, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>. Acesso em: 29 maio. 2023.

TEIXEIRA, A.; VENTER, Z. Is macroprudential policy driving savings?. **REM Working Paper Series**, 2021. Disponível em: <https://repositorio.ucp.pt/handle/10400.14/40748>. Acesso em: 28 jul. 2023.

XIA, F.; SONG, F. Evaluating the economic impact of wind power development on local economies in China. **Energy Policy**, v. 110, p. 263-270, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.08.030>. Acesso em: 25 maio 2023.

Apêndices
Tabela A 4 – Efeito das eólicas por grupo

Variável Dependente	Renda	Agricultura	Indústria	Construção	Serviços	Comércio	Outras	Impostos	Gine
Grupo									
2004	135.02*** (36.06)	63.89*** (9.84)	216.73*** (15.53)	209.47*** (15.34)	-303.69*** (23.74)	-119.61*** (6.68)	68.22*** (7.12)	50687.58*** (4264.56)	-0.08*** (0.004)
2006	480.02*** (45.75)	347.25*** (13.29)	699.40*** (17.27)	-335.05 17.24	-165.86*** (30.82)	-145.95*** (14.86)	80.24*** (7.98)	20808.66*** (1011.03)	-0.03*** (0.004)
2008	680.84** (319.66)	57.62** (22.72)	405.02 (250.47)	299.86*** (111.99)	-25.84 (53.75)	-37.39** (17.56)	-18.43 (26.69)	-16791.44 (21055.80)	-0.06*** (0.02)
2009	719.17 (666.82)	198.98*** (66.39)	27.46 (161.74)	702.82 (446.79)	-119.63 (136.65)	-5.35 (34.45)	-85.12 (94.33)	-96849.04*** (30897.71)	-0.06*** (0.004)
2010	2242.83 (1511.87)	84.02*** (31.41)	1430.53 (1230.83)	439.72** (174.83)	167.68 (142.34)	57.28 (38.13)	63.59** (29.63)	19488.6 (63923.03)	-0.01*** (0.004)
2011	15.06 (106.99)	94.70 (84.79)	57.05 (91.85)	132.67* (69.56)	-16.30 (37.22)	-8.43 (9.32)	-244.63** (112.11)	1443282 (1145089)	-0.0005 (0.01)
2012	1227.95*** (223.48)	-53.75 (124.36)	192.08 (315.02)	341.02** (168.67)	467.359*** (107.27)	49.95 (50.99)	231.32*** (29.50)	413560.5 (287571.2)	0.01 (0.01)
2013	873.22 (613.10)	99.65*** (35.33)	579.42* (341.73)	147.50 (364.58)	-37.25 (86.62)	41.33 (25.68)	42.58 (62.10)	91734.31 (57634.96)	0.001 (0.01)
2014	1621.23*** (480.86)	319.44** (137.11)	648.55 (471.74)	332.72 (230.55)	264.73 (223.16)	0.58 (14.70)	55.20 (39.04)	69718.91* (41055.56)	0.01 (0.01)
2015	913.97 (724.43)	44.34 (92.22)	-109.88 (529.62)	672.79* (351.72)	292.70 (192.22)	3.92 (25.56)	10.10 (63.64)	16635.1 (37311.74)	-0.01 (0.01)
2016	280.44* (164.89)	21.60 (42.12)	41.96 (79.73)	84.08 (137.40)	136.03 (97.78)	-1.76 (14.36)	-1.47 (31.45)	36908.86 (40202.99)	0.01** (0.004)
2017	590.77 (428.08)	-72.55 (100.88)	1.38 (238.88)	468.73 (310.93)	181.42* (96.03)	-0.83 (17.51)	12.61 (68.98)	-138342.7* (75501.4)	0.002 (0.01)
2018	-1511.10 (1774.09)	149.91 (98.27)	-1742.59 (1581.07)	-156.73 (307.95)	317.45 (229.92)	-7.26 (49.66)	-71.88 (95.16)	42737.92 (28869.2)	-0.006 (0.006)
2011	-6.51 (2669.00)	-288.44* (164.55)	-293.51 (1246.96)	626.26 (1241.79)	-111.61*** (29.80)	7.98 (22.89)	52.81*** (20.35)	15420.66*** (2527.80)	0.01 (0.02)

Fonte: elaborado pelo autor (2023).

Tabela A 5 – Efeito das eólicas por ano calendário

Variável Dependente	Renda	Agricultura	Industria	Construção	Serviços	Comércio	Outras	Impostos	Guine
Ano									
2004	-210.77*** (31.14)	-55.91*** (5.64)	16.17*** (4.65)	20.81 (21.84)	-330.19*** (18.72)	110.95*** (7.31)	27.40*** (4.34)	-6505.78*** (1245.55)	0.006 (0.004)
2005	-107.29*** (28.70)	-84.72*** (7.69)	39.93*** (6.38)	31.16 (19.58)	-234.65*** (17.44)	99.72*** (6.25)	41.27*** (5.71)	-14474.08*** (1812.42)	-0.006 (0.004)
2006	-113.22*** (21.34)	0.1595237 (26.66)	219.38*** (67.24)	-166.78 (160.81)	-117.14 (112.25)	-39.99 (33.53)	-8.85 (14.47)	-6912.43 (5866.16)	-0.04** (0.02)
2007	-468.05*** (277.71)	136.96** (57.78)	21.19 (60.51)	-375.15 (313.35)	-129.03* (70.79)	-124.43*** (10.85)	2.41 (24.02)	-5042.88 (7286.01)	-0.03*** (0.01)
2008	132.05 (94.47)	-5.23 (35.11)	89.55*** (34.13)	1.40 (52.58)	9.16 (37.03)	-28.48* (15.64)	65.65 (76.98)	-5368.03** (2698.11)	-0.02 (0.02)
2009	146.95 (95.25)	16.35 (34.16)	137.59 (92.79)	96.70 (73.03)	-50.96 (41.77)	-51.79*** (18.49)	-0.94 (20.24)	5633.37 (4334.59)	-0.03*** (0.01)
2010	144.99 (128.68)	3.78 (24.30)	207.78** (104.53)	115.90 (111.98)	-102.10** (43.62)	-58.67*** (18.58)	-21.70 (22.48)	-16253.75 (13377.92)	-0.03** (0.01)
2011	239.08 (229.70)	53.34 (34.52)	172.71 (207.31)	96.85 (64.87)	-29.12 (49.98)	-41.95** (19.01)	-12.76 (19.43)	6435.23 (29122.95)	-0.05*** (0.01)
2012	515.12* (302.77)	79.75** (37.86)	229.34 (189.22)	264.03 (229.36)	-65.61 (58.87)	-28.44** (14.36)	36.05* (20.93)	38285.98 (48778.38)	-0.03*** (0.01)
2013	566.83** (279.90)	70.31** (34.70)	297.12 (184.32)	204.42 (142.77)	9.68 (50.59)	-35.98** (17.75)	21.27 (31.34)	44601.63 (45496.33)	-0.03*** (0.01)
2014	770.30*** (299.71)	75.67** (31.27)	407.57* (238.35)	198.88** (101.38)	115.54 (90.41)	-28.82* (16.38)	1.45 (31.99)	32971.39 (31518.32)	-0.02** (0.01)
2015	1144.48*** (403.10)	114.32*** (40.12)	363.49 (260.98)	549.29** (274.41)	84.07 (64.09)	18.32 (21.46)	14.99 (29.33)	30685.19 (22832.07)	-0.01 (0.01)
2016	1134.38*** (289.38)	108.96** (48.93)	335.76* (171.76)	528.95*** (162.72)	124.55* (64.31)	18.35 (15.93)	17.81 (29.01)	26699.02 (16570.28)	-0.01** (0.006)
2017	954.19*** (261.14)	80.20* (45.05)	250.35 (177.57)	392.30*** (139.10)	187.834** (81.48)	2.50 (13.35)	40.98 (25.19)	82418.27 (65388.36)	-0.002 (0.005)
2018	1134.94*** (329.00)	121.02** (55.53)	228.13 (238.70)	450.34*** (173.59)	271.47** (106.83)	26.16* (14.09)	37.81 (26.71)	117951.7 (96001.19)	-0.006 (0.005)
2019	696.17* (358.58)	65.67 (42.99)	233.02 (258.93)	289.07 (187.33)	135.65* (69.39)	-4.31 (16.14)	-22.93 (36.04)	140260.4 (98140.79)	-0.01** (0.005)
2011	826.23*** (317.90)	67.55* (38.56)	355.66 (250.88)	181.75 (111.27)	192.24*** (71.44)	-3.88 (15.59)	32.90 (31.73)	181598.7 (120134.1)	-0.01** (0.01)

Fonte: elaborado pelo autor (2023).

Tabela A 6 – Efeito das eólicas por tempo decorrido (Efeitos dinâmicos)

Variável Dependente	Renda	Agricultura	Indústria	Construção	Serviços	Comércio	Outras	Impostos	Gine
t									
1	378.11* (227.91)	27.91 (37.58)	13.89 (178.61)	246.23** (101.85)	96.794** (48.75)	6.08 (12.50)	- 12.80 (29.14)	11646.69 (23500.55)	0.002 (0.005)
2	688.48** (286.72)	86.22 (53.82)	- 50.57 (188.63)	404.99** (186.52)	206.57*** (65.06)	6.84 (10.14)	34.44 (21.99)	14599.56 (25344.75)	- 0.004 (0.005)
3	812.57*** (283.38)	73.49* (38.99)	150.66 (170.82)	324.99* (195.89)	236.01*** (91.28)	6.03 (14.37)	21.39 (26.98)	15683.94 (26717.21)	- 0.01 (0.006)
4	579.54** (236.53)	101.96** (42.47)	190.83 (176.65)	51.47 (109.23)	219.26** (110.86)	- 13.06 (19.39)	29.07 (30.27)	44493.55 (29802.52)	- 0.004 (0.006)
5	1143.51*** (372.74)	87.56* (51.108)	633.15** (295.46)	214.76 (141.87)	198.08** (87.63)	7.06 (19.00)	2.89 (39.53)	120362.6** (60785.47)	- 0.01** (0.007)
6	1275.29*** (342.39)	145.95** (57.87)	837.61*** (240.86)	137.18 (107.99)	91.63 (88.00)	- 9.91 (23.04)	72.83 (44.79)	218431.9* (115994.7)	- 0.02** (0.01)
7	1465.40** (572.86)	72.10 (55.51)	718.18** (347.51)	538.80* (294.23)	75.76 (117.36)	9.40 (26.94)	51.16 (41.27)	431311 (275783.1)	- 0.03*** (0.01)
8	1641.69** (678.27)	160.59** (68.73)	903.36* (485.79)	443.15** (175.89)	92.97 (109.12)	17.01 (34.73)	24.60 (73.40)	447483 (331402.1)	- 0.03*** (0.01)
9	1748.30** (866.90)	209.75*** (42.80)	1061.73 (743.64)	590.91*** (154.88)	- 87.54 (83.50)	- 12.95 (26.66)	- 13.60 (43.57)	435394.3 (504271.8)	- 0.05*** (0.01)
10	1759.94** (854.04)	190.65*** (45.38)	1139.65 (710.03)	521.73*** (157.49)	- 25.36 (110.06)	- 6.42 (37.11)	- 60.31* (31.86)	- 21184.46 (88797.6)	- 0.06*** (0.01)
11	956.80 (589.33)	82.23 (76.44)	649.00* (360.26)	400.74 (245.03)	- 109.34 (89.47)	- 33.02 (28.76)	- 32.80 (53.66)	- 50566.63 (48184.43)	- 0.07*** (0.02)
12	1379.02** (574.37)	74.95 (97.85)	697.11** (355.20)	661.00** (274.05)	- 86.32 (70.26)	- 42.36* (24.475)	74.64 (68.84)	14660.58 (49004.08)	- 0.07*** (0.02)
13	441.08*** (136.95)	240.40*** (50.89)	256.44*** (43.63)	300.47** (148.39)	- 309.08*** (35.621)	- 240.25*** (26.269)	193.11*** (39.05)	109544*** (41524.6)	- 0.07*** (0.01)
14	717.11*** (75.90)	322.99*** (21.70)	470.31*** (46.96)	277.71 (190.98)	- 275.80*** (46.60)	- 159.18*** (41.63)	81.08 (99.54)	167558.1** (84496.19)	- 0.07*** (0.02)
15	1290.64*** (70.05)	188.81*** (21.06)	405.47*** (31.99)	424.14*** (37.29)	372.63*** (33.41)	- 199.45*** (11.542)	99.03*** (14.27)	309904.7*** (13573.53)	- 0.10*** (0.004)
16	1236.21*** (64.13)	170.82*** (22.48)	344.71*** (28.79)	250.61 (32.58)	342.72*** (36.97)	81.51*** (10.28)	45.82*** (17.63)	243046.6*** (14155.35)	- 0.09*** (0.004)

Fonte: elaborado pelo autor (2023).

4 Wind power and local finances: a synthetic control approach to investigate the economic impacts in João Câmara municipality

Resumo

Este estudo busca identificar o impacto no Produto Interno Bruto per capita do município de João Câmara durante o período de 2012 a 2020, resultante da implementação de parques eólicos. Para isso, uma base de dados em painel foi construída, incluindo informações sobre PIB, PIB *per capita*, população e o ano de instalação dos parques eólicos. Os dados abrangem todos os municípios do Rio Grande do Norte de 2001 a 2020, sendo obtidos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL). O método de controle sintético foi empregado para atingir o objetivo. Análises de robustez foram conduzidas por meio do teste de placebo e do método de Diferença em Diferenças sintético. Os resultados indicam, respaldados pela análise de robustez, que a instalação de parques eólicos em João Câmara resultou em um aumento estatisticamente significativo de R\$ 11.942,09 no PIB *per capita*.

Palavras-chave: Parques eólicos. PIB *per capita*. João Câmara. Controle sintético. Crescimento econômico.

Classificação JEL: C21. D03. R11. O44.

Abstract

This study aims to identify the impact on the per capita Gross Domestic Product of João Câmara from 2012 to 2020, resulting from the implementation of wind parks. A panel dataset was constructed to achieve this objective, including information on GDP, GDP per capita, population, and the year of installation of the wind parks. The data covered all municipalities in Rio Grande do Norte from 2001 to 2020 and was obtained from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and the National Electric Energy Agency (ANEEL). The synthetic control method was employed to achieve the objective. Robustness analyses were conducted through the placebo test and the Synthetic Differences in Differences method. The results, supported by the robustness analysis, indicate that installing wind parks in João Câmara resulted in a statistically significant increase of R\$ 11,942.09 in GDP per capita.

Keywords: Wind farms. GDP per capita. João Câmara. Synthetic control. Economic growth.

JEL Code: C21. D03. R11. O44.

4.1 Introduction

The scarcity of resources and climate change have created a conducive context for the debate on the importance of renewable energy sources. In response, the United Nations Summit on Sustainable Development convened in New York in 2015 and established the 2030 Agenda with the support of 193 world leaders. This agenda focuses on the Sustainable Development Goals (SDGs), which include combating poverty, promoting prosperity and well-being, protecting the environment, and addressing climate change. In this context, the replacement of the energy matrix was discussed, emphasizing the need to use clean and accessible energy to ensure cheap, reliable, sustainable, and renewable energy. Another favorable factor for adopting a clean energy matrix is reducing greenhouse gas (GHG) emissions associated with energy production from primary sources. As a result, renewable energy sources accounted for 25% of global generation in 2018, becoming the third-largest energy source (Koebrich, Bowen, and Sharpe, 2018). Wind energy stands out in this scenario due to advantages such as (i) producing no waste when generating electricity, (ii) being considered practically inexhaustible compared to others, (iii) incurring no costs related to raw material acquisition, (iv) low environmental risks in the construction of its plants; and (v) having one of the best cost-benefit ratios among renewable energies (Martini, Jordão, and Grimaldi, 2018).

Given this scenario of expanding renewable energy production, scholars and public and private entities have devoted themselves to assessing the impact of the installation and use of these sources on the local, regional, and national economy (Lantz, 2008; Reategui and Hendrickson, 2011; IRINA, 2016a, 2016b; ICF International, 2015; Böhringer et al., 2013; Inglesi-Lotz, 2016; Brown et al., 2012; De Silva et al., 2016). In the Brazilian context, some have dedicated themselves to studies related to developing the Brazilian renewable energy matrix and its impacts on the economy. However, most of these studies are conducted at the national or regional level, with fiscal and labor market variables predominantly as variables of interest (Simas, 2012; Rintzel, 2017; Martini, Jordão, and Grimaldi, 2018; Rodrigues, Gonçalves, and Chagas, 2019; Rodrigues et al., 2019; and Gonçalves, Rodrigues, and Chagas, 2020).

In the context of expanding renewable energy generation, especially wind energy, worldwide and in Brazil, the Northeast region stands out in wind energy production, responsible for over 90% of installed onshore wind energy in Brazil. The state of Rio Grande do Norte, in particular, excels, accounting for 32.4% of the total capacity in the region, becoming the largest producer of wind energy in the region (Macedo, Melo, and Silva, 2023). Within this landscape, the municipality of João Câmara deserves attention, being the second-largest wind energy producer (712.26 MW) and having the highest number of wind parks (28) in 2020.

Given this context, this work aims to estimate the impacts on the GDP per capita of the municipality of João Câmara for the period from 2012 to 2020, resulting from the installation of wind parks. A panel dataset was constructed with information on GDP, GDP per capita, population, and the year of installation of wind parks in municipalities in Rio Grande do Norte. All this information will be available for municipalities in Rio Grande do Norte from 2001 to 2020 obtained from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and the National Electric Energy Agency (ANEEL).

Methodologically, the work will use the synthetic control method approach proposed by Abadie and Gardeazabal (2003) and Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010). This methodology seeks to compare each treated unit with a synthetic control unit, which consists of a weighted average of all eligible units available for comparison in the database. The placebo test and the Synthetic Differences in Differences method (Arkhangelsky et al., 2021) were conducted for robustness analyses.

This work is structured as follows: after this introduction, a literature review describes how the implementation of wind energy impacted the economy of the locations where it was installed. Then, details of the consolidated database and key information from its sources are presented. The methodology is then outlined, exposing the theoretical models for synthetic control estimation. Subsequently, the results of the estimates are presented, followed by the final considerations of the work and possible policy implications and future developments of this research line.

4.2 The Economic Impact of Wind Energy Implementation

The rationale that implementing renewable energy sources can propel economic growth has been consistently employed to justify governmental support. Numerous studies have been developed addressing the economic impact of increased use of renewable energies at different geographical scales. For instance, IRINA (2016a, 2016b) simulated, through a macroeconometric model (E3ME), a scenario that doubles the share of renewable energy in the global final energy matrix by 2030, resulting in a global GDP increase between 0.6% and 1.1%. Economies such as the United States (ICF International, 2015), the European Union (European Commission, 2014), Germany, OECD countries, among others (Böhringer et al., 2013; Inglesi-Lotz, 2016), also show positive effects.

De Silva et al. (2016) argue that wind resources are often abundant in economically less developed regions, making the impact of wind energy development in these economies of particular interest. Thus, encouraging electricity generation from wind energy, simultaneously stimulating local economies, seems to be an advantageous scenario. However, it is imperative to thoroughly assess whether the implementation of wind energy can indeed contribute positively to local economies.

Various methods have been employed to assess the local economic impact of wind energy development. A common method is the input-output approach, which categorizes these impacts as direct, indirect, and induced. Direct impacts include increased income from investments in wind park development, construction, and operation. As for indirect impacts, their origin lies in the multiplier effect, driven by the demand for goods and services by those involved in the projects. Finally, induced impacts result from reinvestments and consumption by direct and indirect beneficiaries.

For example, Lantz (2008), using the National Renewable Energy Laboratory's (NREL) Wind Economic Development Impact (JEDI) model, which incorporates direct, indirect, and induced impacts, estimated the economic impacts for Nebraska resulting from the installation of 1000 MW of wind energy. The analysis revealed that, during the operational phase, between 264 and 515 full-time jobs would be sustained, contributing to economic activity ranging from

30 to 57 million dollars. The author also estimated land lease payments ranging from \$3.5 million to \$4.1 million annually and local property tax revenues of \$3.7 million annually.

Reategui and Hendrickson (2011), using the JEDI model, prepared a report analyzing the jobs and economic impacts of installing 1,000 MW of wind energy in Texas. During the construction period, this scenario supported approximately 240 permanent jobs, generated almost \$260 million in economic activity, over \$7 million in annual property taxes, and nearly \$5 million annually in income for landowners, among other benefits. Similar benefits are observed by Torgerson et al. (2006), Lantz and Tegen (2008, 2009), and Reategui and Tegen (2008).

It is pertinent to emphasize that wind energy development can impact local economies positively and negatively. In this sense, the input-output method, adopted by many studies, often analyzes only the positive impact, neglecting the opportunity costs associated with wind energy implementation. Two types of opportunity costs must be considered: (i) costs related to displacing other energy sources or land uses and (ii) costs of public funds invested in wind energy development at the expense of other industries (Xia and Song, 2017).

Brown et al. (2012) highlight that an ex-post econometric analysis can better address the results, considering both local economic costs and benefits of wind energy development, reflecting measurable changes in outcomes such as employment and income. Thus, it measures the positive impact, as modeled in the input-output methods, and any substitution and displacement effects that may affect overall economic performance.

However, few works evaluate overall economic effects using ex-post econometric analyses. Notable are the studies conducted by Brown et al. (2012) and De Silva et al. (2016). Brown et al. (2012) conducted an ex-post econometric analysis of the impacts of economic development at the county level resulting from wind energy installations from 2000 to 2008 in the wind-rich Great Plains region in the U.S., considering the influence of wind turbine location. The results showed an aggregate increase in personal income and employment in counties with installed wind energy.

De Silva et al. (2016) investigated the localized economic impacts of the rapid increase in wind energy capacity at the county level in Texas. Using

traditional econometric methods, they estimated direct and indirect impacts on employment, personal income, property tax base, and levels of spending in public schools. The results revealed modest increases in employment, significant increases in per capita income, and significant benefits in municipal and school property taxes.

Xia and Song (2017) conducted an ex-post econometric evaluation of the effect of wind energy installation on the local economy in China, using national county-level data between 2005 and 2011. They found that installed wind energy capacity has a small and statistically significant positive effect on GDP but negatively affects local fiscal income.

In the Brazilian context, studies like those by Simas (2012); Rintzel (2017); Martini, Jordão, and Grimaldi (2018); Rodrigues, Gonçalves, and Chagas (2019); Rodrigues et al. (2019); and Gonçalves, Rodrigues, and Chagas (2020) evaluate the economic impact of wind energy in Brazilian municipalities.

Simas (2012) sought to quantify the job generation potential of wind energy in Brazil, considering not only direct jobs but also indirect jobs generated in the economy due to input demand. Using tools such as life cycle assessment, semi-structured interviews, input-output matrix, and scenario development, the results indicate that up to 330,000 job-years can be generated by 2020, with approximately 70% of these being direct jobs.

Rintzel (2017), through the Differential Structural Method and using employment, tax revenue, and value-added data for municipalities with installed wind parks in Brazil from 1998 to 2012, sought to observe the economic impact of wind park installations for Brazilian municipalities. The results showed that wind park municipalities experienced a greater increase in employment, with less significant variations in tax revenue and value-added.

Martini, Jordão, and Grimaldi (2018) examined the impacts on the GDP per capita of municipalities that received investments in the construction of wind power plants from 2008 to 2014. Using a consolidated municipal database and the adaLASSO methodology to reduce the dimensionality of the parameter space, they applied the synthetic control method. The results showed that the effects, with a median estimated between 7.1% and 9.4%, were more evident for relatively poorer municipalities or those that received larger parks between 2 to 3 years after the start of construction.

Rodrigues, Gonçalves, and Chagas (2019) analyzed the relationship between the presence of wind parks and labor market outcomes in municipalities in the Northeast region of Brazil. Using a combination of methodologies, such as propensity score matching and estimating the average treatment effect, considering the spatial dependence of municipalities, the results suggest increases in the wage bill of municipalities with wind farms.

Rodrigues et al. (2019) sought to identify the economic and fiscal impact after the operation of wind parks in Brazilian municipalities, using the Difference in Differences method. The results showed significant effects on Gross Value Added (GVA) in agriculture but negative effects on GVA in industry and services and taxes.

Gonçalves, Rodrigues, and Chagas (2020) estimated the impact of wind parks on employment and wages, considering economic sectors, educational levels, company sizes, and types of jobs – direct or indirect jobs. Using a Multiple Time Periods Difference in Differences approach, time-varying treatment, and dynamic treatment effects, the results suggest significant social impacts through the labor market, contributing to local development and increasing social well-being in developing economies.

4.3 Data and Methodology

A municipal-level panel dataset was compiled, encompassing information on Gross Domestic Product (GDP), GDP per capita, population, and the identification of the commencement of wind park installation in João Câmara. These data cover the period from 2001 to 2020 in Rio Grande do Norte. The identification of the implementation year was obtained from the National Electric Energy Agency (ANEEL). Meanwhile, GDP, GDP per capita, and population data were acquired from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). It is crucial to emphasize that GDP per capita was employed as the response variable. The National Consumer Price Index (IPCA) deflated GDP per capita and GDP to the 2020 base year. The sample was restricted to municipalities in Rio Grande do Norte that did not install wind parks during the analyzed period, except for João Câmara. Therefore, the final sample consists of 148 municipalities, with

one installing wind parks between 2012 and 2020 (treatment group), while the remaining 147 did not (control group).

This study employs the synthetic control method proposed by Abadie and Gardeazabal (2003) and Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010) to assess the impact of wind park installation on the income of João Câmara municipality, Rio Grande do Norte, based on a "counterfactual" approach. The synthetic control method presents notable advantages compared to other policy evaluation methods. Firstly, as per Athey and Imbens (2017), it is a non-parametric method that extends the traditional Difference in Differences method. Secondly, the control group's weight is data-driven, thus avoiding issues of policy endogeneity. Thirdly, it simulates, prior to policy implementation, the situation of treatment groups, weighting multiple control groups, which can influence the contribution of each control group to the construction of the "counterfactual." Moreover, it yields more reliable evaluation results by avoiding biases caused by excessive extrapolation, given that the weight limit is positive and the sum of all weights equals 1. Lastly, aiming to prevent an average evaluation, it constructs, for each treatment group, a corresponding control group, allowing different moments of policy adoption in each area to depict their outcomes, thus avoiding biases caused by subjective selection.

The central idea behind the synthetic control method is to consider the municipality under analysis as the treatment group and find the appropriate weight through predictor variables, weighing the average value of municipalities that did not install wind parks and establishing the "counterfactual" control group. Subsequently, the difference in income between the treatment group and its synthetic control group after the implementation of the policy, i.e., the effect of wind park installation, is compared. In formal terms, considering $J+1$ units (municipalities), the first unit undergoes treatment, while the remaining J units serve as controls since they were not exposed to the treatment. These units constitute the donor pools. Let Y_{it}^N denote the annual GDP per capita for each municipality i at time t in the absence of intervention, for units $i = 1, \dots, J + 1$, and periods $t = 1, \dots, T$. Let T_0 denote the number of periods prior to the intervention, where $1 \leq T_0 < T$. Now, let Y_{it}^I be the GDP per capita that would be observed for municipality i at time t , given that unit i was treated, i.e., exposed to the

intervention during periods $T_0 + 1$ to T . We assume that installing the wind park in João Câmara had no anticipated effect on the outcome before implementation. Therefore, the effect of the wind farm installation on the municipality's per capita income is given by:

$$\alpha_{1t} = Y_{it}^I - Y_{it}^N = Y_{1t} - Y_{it}^N \quad (01)$$

As Y_{it}^I is observed, our task is now to estimate Y_{it}^N , which we will do using a vector of covariates that were not affected by the intervention. Considering a $(J + 1)$ dimensional weight vector $W = (w_2, \dots, w_{j+1})'$ such that $w_j \geq 0$ for $j = 2, \dots, J + 1$ and $\sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1$, the estimated intervention effect for $t \in \{T_0 + 1, \dots, T\}$ would be $\widehat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$, where Y_{jt} represents the observed GDP per capita for the municipalities forming the donor pools after the intervention. The idea is to estimate João Câmara's GDP per capita in the absence of intervention, denoted by Y_{it}^N , through a weighted average of the per capita GDP of similar municipalities during the pre-intervention period in terms of the $(k \times J + 1)$ covariate matrix X .

The weights for an unbiased estimator of Y_{it}^N will be given by the synthetic control. Even in cases where data is available for only a single pre-treatment period, the synthetic control estimator is unbiased (Abadie, Diamond, & Hainmueller, 2010). Each value assigned to W represents a weighted average of the available control countries. Thus, if we define X_1 as a vector of pre-intervention features for João Câmara and X_0 as a $(k \times J)$ matrix containing the same variables for untreated municipalities, the optimal weight vector W^* , is chosen to minimize the root mean square prediction error (RMSPE), given by $\|X_1 - X_0 W\|$, subject to $w_2 \geq 0, \dots, w_{j+1} \geq 0$ and $w_2 + \dots + w_{j+1} = 1$.

Abadie, Diamond, and Hainmueller (2010) provide all the steps to perform this minimization and a comprehensive description and derivations of the synthetic control method. This approach suggests combining units to provide better comparison features for the exposed (treated) unit than one alone.

4.4 Results and Discussions

Table 9 presents the weighted coefficients assigned to each municipality

composing the donor group responsible for generating the synthetic João Câmara. The reported coefficients indicate that the trajectories of the Gross Domestic Product per capita (GDPpc) of João Câmara, before the implementation of wind farms, are more accurately replicated by an approximate combination of Nova Cruz (76.3%), São Miguel (9.8%), and the remaining municipalities (13.9%).

Table 9 – Optimal Weights

Municipalities	Weights
Nova Cruz	0.7630
São Miguel	0.0980
Other municipalities	0.1390

Note: Due to space constraints, municipalities with weights equal to 0.0030 (2 municipalities), 0.0020 (6 municipalities), and 0.0010 (137 municipalities) have been combined.

Table 10 provides the predictor values for João Câmara, both in the actual and synthetic scenarios, during the pre-intervention period. It is observed that the covariate values for Real João Câmara are very close to the covariate values for Synthetic João Câmara in the period before the intervention. This similarity indicates that the synthetic control method provides an adequate approximation between the actual municipality of João Câmara and its synthetic counterpart.

Table 10 – Predictors Balance in the Pre-Treatment Period

Variable	João Câmara	Synthetic João Câmara
GDPpc (2002)	1.910,86	1.908,41
GDPpc (2003)	2.042,14	2.042,32
GDPpc (2004)	2.054,30	2.056,12
GDPpc (2005)	2.798,83	2.796,46
GDPpc (2006)	3.209,81	3.210,14
GDPpc (2007)	3.798,44	3.798,90
GDPpc (2008)	3.927,14	3.927,46
GDPpc (2009)	4.646,29	4.642,67
GDPpc (2010)	6.475,95	6.476,58
GDPpc (2011)	7.232,10	7.237,02

Figure 2 illustrates the treatment effect, actual and predicted trajectories, and p-values for the Gross Domestic Product per capita (GDPpc) of the municipality of João Câmara and its synthetic counterpart, resulting from the installation of wind parks in the locality. Figure 2(A) represents the impact on João Câmara's GDPpc generated by the implementation of wind parks from 2012

onwards. In turn, Figure 2(B) presents the trajectories of GDPpc for the municipality of João Câmara and its synthetic counterpart over the period from 2001 to 2020. This result means that it outlines the real trajectory of GDPpc influenced by the installation of wind parks between 2012 and 2020, as well as the predicted trajectory, representing how GDPpc would have evolved if such installations had not occurred in the municipality in question.

As Figure 2(B) observed, if the wind parks had not been installed, GDPpc would have been lower than recorded during the analyzed period. Figure 2(C) displays the p-values of the GDPpc results during the period following the installation of the wind parks in the municipality. It is noted that, from the second year after the installation of these parks, the effect is statistically significant in all subsequent years, at a significance level of 10% ($p < 0.10$).

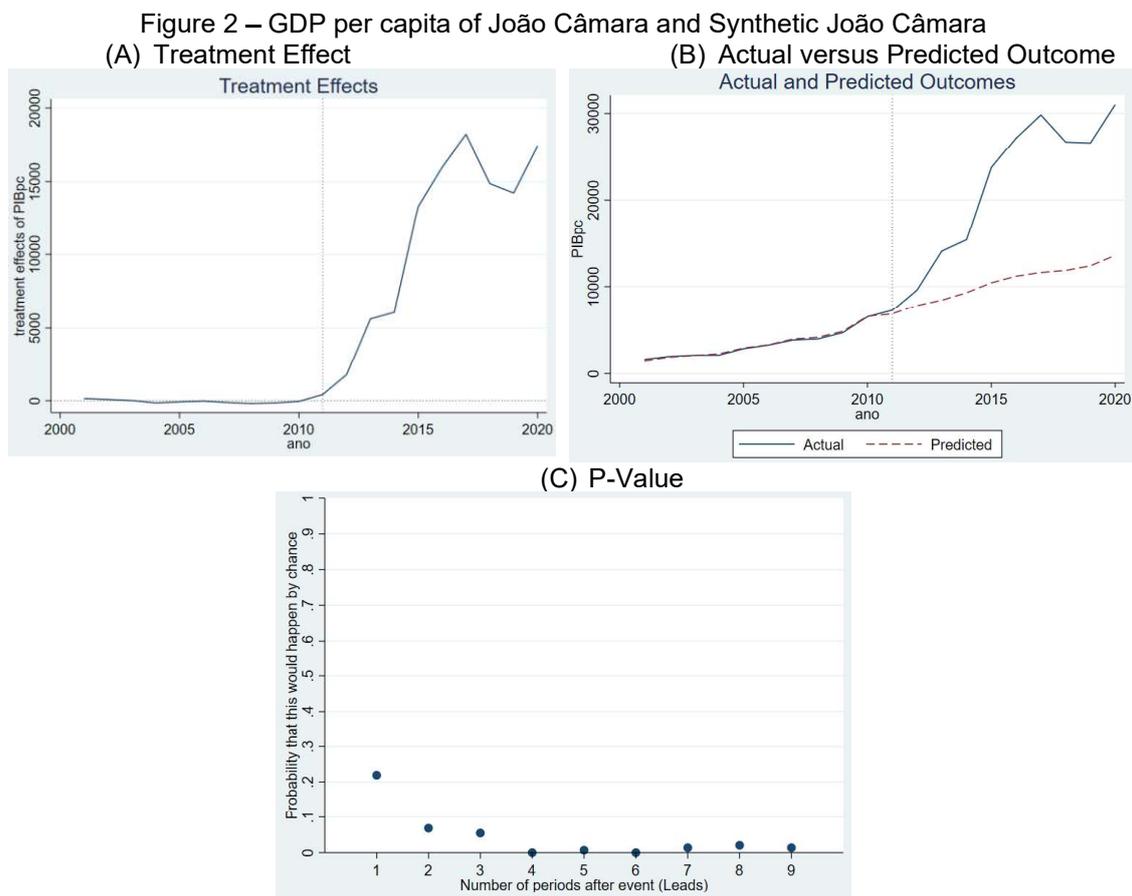


Table 11 presents the average heterogeneous effects on Gross Domestic Product per capita (GDPpc) resulting from the installation of wind farms in the municipality of João Câmara during the post-treatment period. In the second column, the average effect on GDPpc due to the implementation of wind farms in

João Câmara is shown. The third column displays the effect on GDPpc for the entire post-treatment period, considering the hypothesis that wind farms would not have been installed in the municipality. The fourth column presents the average heterogeneous annual effects of installing wind farms in João Câmara. Finally, in the last row, the real average effects (occurrence of the installation of wind farms), predicted effects (without the occurrence of wind farms), and the total effect of the installation of these farms in the municipality are found. Heterogeneous analysis is crucial to understanding how this average effect has evolved.

As observed in Table 11, the treatment effect varies over the years, with all being positive. In the year of the installation of the first wind farm in 2012, for example, the effect was R\$ 1,773.03 on the municipality's GDPpc. From 2013 onward, although showing fluctuations, the economic effects resulting from installing wind farms show a substantial increase, reaching R\$ 5,624.43. In 2014, the increase was lower than the previous year (R\$ 6,077.07). A significant annual increase is observed after the first three years of wind farm installation, culminating in an overall average effect of R\$ 11,942.09. This pattern is consistent with the literature, suggesting more favorable effects two years after the installation of wind farms (Martini, Jordão, & Grimaldi, 2018).

Table 11 – Post-Treatment Forecast Results

Year	Actual Outcome	Predicted Outcome	Treatment Effect
2012	9.603,50	7.830,47	1.773,03
2013	14.076,08	8.451,65	5.624,43
2014	15.383,55	9.306,48	6.077,07
2015	23.731,50	10.436,44	13.295,06
2016	27.173,83	11.200,35	15.973,48
2017	29.829,03	11.620,25	18.208,78
2018	26.726,17	11.859,66	14.866,51
2019	26.617,73	12.391,38	14.226,35
2020	31.013,55	13.579,48	17.434,07
Mean	22.683,88	10.741,79	11.942,09

Note: All values (R\$) are constant for the base year of 2020 and have been rounded to the nearest hundredth.

Considering the results from Table 11 regarding the heterogeneous effects, it is imperative to note a shift in the scenario over the years as investments in the sector intensified. In this manner, it is possible to observe that, following the implementation of wind farms, the Gross Domestic Product per

capita (GDPpc) exhibited growth, resulting in an average effect for the analyzed period of approximately R\$ 11,942.09. Overall, we conclude that the installation of wind farms consistently promoted a long-term increase in the GDPpc in the municipality of João Câmara when compared to the counterfactual scenario.

The results obtained in our analysis align with the findings presented in the literature (Martini, Jordão, & Grimaldi, 2018; Xia & Song, 2017; Brown et al., 2012; De Silva et al., 2016), which argue for a positive impact on the income of municipalities with wind farms. These studies attribute the increase in income to these wind farms, reinforcing the results' consistency.

4.5 Robustness Analysis

In this section, two analyses are outlined to assess the results' robustness. Initially, we present the placebo test. Additionally, we introduce the synthetic estimator of Difference in Differences (Arkhangelsky et al., 2021).

4.5.1 Placebo Tests

The placebo test involves estimating the same model for each country in the donor group, considering the hypothesis that they have undergone the treatment experienced by the municipality of João Câmara. In other words, the test simulates the fictitious installation of wind farms in donor municipalities. Subsequently, the differences between the GDPpc of these municipalities and their respective synthetic counterparts are calculated. The expectation is that there is no program effect on the other municipalities; therefore, we anticipate that the differences between these municipalities and their synthetics will approach zero. Only João Câmara shows a notable difference between its real GDPpc and its synthetic (counterfactual).

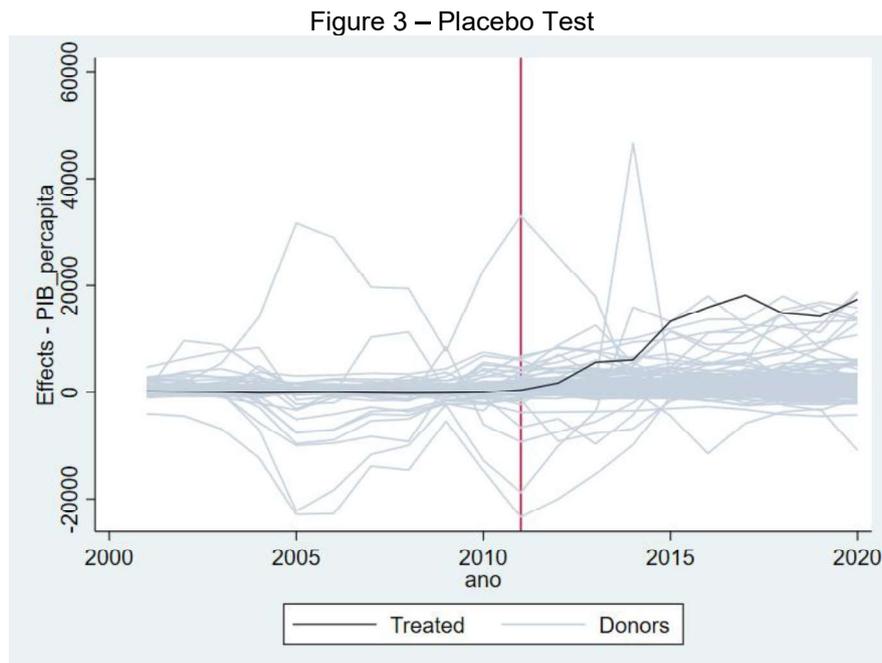


Figure 3 illustrates the outcome of the placebo test conducted on the considered sample, comprising 148 municipalities. In other words, the figure represents the placebo simulation for the sample encompassing the 148 municipalities. The gray lines highlight discrepancies in GDPpc performance between each municipality in the donor group and their corresponding synthetic versions. The black line overlaid on the graph represents the estimated difference for João Câmara. Through graphical analysis, it is observed that João Câmara stands out from most other municipalities.

4.5.2 Synthetic Difference in Differences Method

The Synthetic Difference in Differences (SDD) method, proposed by Arkhangelsky et al. (2021), combines elements of the Synthetic Control (SC) method and the Difference in Differences (DD) method. In other words, the SDD relaxes the assumption of parallel trends and assigns weights both in the temporal dimension and for untreated sample units, aiming to construct a synthetic trajectory for the treated unit in the pre-intervention period. The results obtained through the SDD demonstrate robustness. Table 12 presents the average effects resulting from the installation of wind farms on the GDPpc of the municipality of João Câmara, considering the presence or absence of covariates.

Table 12 – Average Effect of Wind Farm Installation on João Câmara's GDP per capita

	(1)	(2)	(3)	(4)
Effect	11.951,18***	11.832,50***	11.923,78***	11.853,03***
t-stat	(2,76)	(3,29)	(3,21)	(3,15)
GDP	No	Yes	No	Yes
Population	No	No	Yes	Yes

We propose four Synthetic Difference in Differences (SDD) models to assess the previously obtained results' robustness. The first model (column (1)) does not incorporate any covariate. The second model (column (2)) includes only the GDP covariate. The third model (column (3)) exclusively incorporates the Population covariate. Finally, the fourth model (column (4)) incorporates the GDP and Population covariates.

Notably, all estimates for the SDD estimator exhibit a statistical significance level of 1%. Regarding the economic importance of the model, it is observed that the estimated GDPpc closely aligns with the results obtained by the SC method. In other words, the economic outcomes corroborate those of the previously applied synthetic control model, maintaining a statistical significance level of 1%.

4.6 Final Remarks and Policy Implications

Political decisions to foster economic development have increasingly embraced wind energy investments as a strategic driver for growth. However, a nuanced understanding of the nuanced impact of these investments remains incomplete. This study contributes to the existing literature by empirically assessing the effects of wind farm installations on the Gross Domestic Product (GDP) per capita in the municipality of João Câmara. Leveraging data from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) and the National Electric Energy Agency (ANEEL) spanning from 2001 to 2020, we applied the synthetic control method (Abadie; Gardeazabal, 2003; Abadie; Diamond; Hainmueller, 2010) to assess the impact of wind farm installations on the municipality's GDP per capita.

The findings underscore a positive and statistically significant long-term increase in João Câmara's GDP per capita due to the installation of wind farms. The robustness of these results was further validated through the placebo test

and the Synthetic Differences in Differences (SDD) method (Arkhangelsky et al., 2021), affirming the positive impact of wind farm installations on the municipality's long-term economic indicators. An aggregate average increase of approximately R\$ 11,942.09 in GDP per capita suggests that wind energy not only serves as a sustainable resource but also holds the potential to drive economic growth in municipalities where it is implemented. Importantly, our results indicate that the positive impacts of wind energy on municipalities' GDP per capita become more pronounced after the second year of project implementation.

These findings carry substantial implications for policymakers. Firstly, amid the persistent economic challenges many Brazilian municipalities face, our results advocate that investments in wind energy can act as a catalyst to diversify and fortify local economies. Secondly, the study emphasizes the economic benefits of wind energy scale with installed capacity, highlighting that municipalities with multiple installations and higher generation capacities experience more substantial economic advantages. Consequently, policymakers involved in economic development should consider wind farm installations as a viable strategy to stimulate local economic growth, particularly in municipalities with a conducive environment for this form of energy generation. Nonetheless, it is imperative to undertake further research on both positive and negative impacts generated by wind farm installations to contribute comprehensively to economic development at municipal, state, regional, and national levels.

In conclusion, this study not only adds empirical insights into the impact of wind energy on economic development but also underscores the need for continued research to inform strategic policymaking.

References

ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. **Journal of the American statistical Association**, 105(490), 493–505. 2010.

ABADIE, A.; GARDEAZABAL, J. The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. **American economic review**, 93(1), 113–132. 2003.

AGENCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. **Microsoft Power BI**. 2023. Disponível em: <https://app.powerbi.com/view?r=eyJrljoiNjc4OGYyYjQtYWM2ZC00YjllLWJlYmEtYzdkNTQ1MTc1NjM2IiwidCI6IjQwZDZmOWI4LWVjYTctNDZhMi05MmQ0LWVhNGU5YzAxNzBIMSIsImMiOjR9>. Acesso em: 20 set. 2023.

ARKHANGELSKY, D. *et al.* Synthetic difference-in-differences. **American Economic Review**, v. 111, n. 12, p. 4088-4118, 2021.

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

BÖHRINGER, C.; KELLER, A.; VAN DER WERF, E. Are green hopes too rosy? Employment and welfare impacts of renewable energy promotion. **Energy Economics**, v. 36, p. 277-285, 2013

BROWN, J. P. *et al.* Ex post analysis of economic impacts from wind power development in US counties. **Energy Economics**, v. 34, n. 6, p. 1743-1754, 2012.

DE SILVA, D. G.; MCCOMB, R. P.; SCHILLER, A. R. What blows in with the wind?. **Southern Economic Journal**, v. 82, n. 3, p. 826-858, 2016.

GONÇALVES, S; RODRIGUES, T. P.; CHAGAS, A. L. S. The impact of wind power on the Brazilian labor market. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, United Kingdom, v. 128, p. 109887, 2020.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estatísticas: Produto Interno Bruto dos Municípios**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9088-produto-interno-bruto-dos-municipios.html?edicao=18021&t=publicacoes>. Acesso em: 20 jan. 2023.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estatísticas: Downloads**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: 20 jan. 2023.

ICF INTERNATIONAL. **Economic Analysis of US Decarbonization Pathways: Summary and Findings**. 2015.

INGLESI-LOTZ, R. The impact of renewable energy consumption to economic growth: A panel data application. **Energy economics**, v. 53, p. 58-63, 2016.

INTERNATIONAL RENEWABLE ENERGY AGENCY. **Renewable Energy Benefits: Measure the Economic Impact**. 2016a.

KOEBRICH, S.; BOWEN, T.; SHARPE, A. Renewable Energy Data Book. **U.S. Department of Energy (DOE)**, Office of Energy Efficiency & Renewable Energy (EERE). 2018.

LANTZ, E. Economic Development Benefits from Wind Power in Nebraska: A Report for the Nebraska Energy Office. **US Department of Energy Publications**, p. 24, 2008. Disponível em: <https://digitalcommons.unl.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1021&context=usdoe> pub. Acesso em: 2 out. 2023.

LANTZ, E.; TEGEN, S. **Variables affecting economic development of wind energy**. National Renewable Energy Lab.(NREL), Golden, CO (United States), 2008. Disponível em: <https://www.osti.gov/biblio/935591>. Acesso em: 4 nov. 2023.

LANTZ, E.; TEGEN, S. **Economic development impacts of community wind projects: a review and empirical evaluation**. 2009. Disponível em: <https://www.osti.gov/biblio/952188>. Acesso em: 4 nov. 2023.

MARTINI, R.A.; JORDÃO, M.F.; GRIMALDI, D.S. Avaliação de efeitos locais da construção de usinas eólicas nos municípios brasileiros: uma abordagem por controle sintético. *In*: 46, ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. 2018. Rio de Janeiro. **Anais** [...] Rio de Janeiro: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia ANPEC, 2018.

MACEDO, L. D.; MELO, E. A. de O.; SILVA, E. do N. Panorama da geração de energia eólica onshore no país: o caso do Rio Grande do Norte. **Revista de Economia Regional, Urbana e do Trabalho**, v. 12, n. 1, p. 91-107, 2023.

PIGNOLET, T. F. **A policy framework for climate and energy in the period from 2020 up to 2030: Impact Analysis**. 2015.

REATEGUI, S.; HENDRICKSON, S. **Economic development impact of 1,000 MW of wind energy in Texas**. National Renewable Energy Lab.(NREL), Golden, CO (United States), 2011.

REATEGUI, S.; TEGEN, S. **Economic development impacts of Colorado's first 1000 megawatts of wind energy**. EERE Publication and Product Library, Washington, DC (United States), 2008.

RINTZEL, L.T. **Análise dos impactos econômicos decorrentes da instalação dos parques eólicos nos municípios brasileiros**. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São

Leopoldo, 2017. Disponível em: <http://repositorio.jesuita.org.br/handle/UNISINOS/6314>. Acesso em: 4 out. 2023.

RODRIGUES, T. A. P.; GONÇALVES, S. L.; CHAGAS, A. S. Wind power and the labor market in the Brazilian Northeast: a spatial propensity score matching approach. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Curitiba: Universidade Federal do Paraná, v. 13, n. 3, p. 357-378, 2019. Disponível em: <https://www.revistaaber.org.br/rberu/article/view/503>. Acesso em: 4 out. 2023.

RODRIGUES, R. A.; COSTA, E. M.; IRFFI, G.; PIRES, J. N. R. Efeitos da Construção de Parques Eólicos sobre indicadores econômicos e fiscais dos municípios brasileiros. In: 34, Encontro Regional Nordeste de Economia, 19. 2019. Fortaleza, Ceará. **Anais [...]** Fortaleza: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia – ANPEC, 2019. Disponível em: <https://en.anpec.org.br/previous-editions.php?r=encontro-2019>. Acesso em: 4 out. 2023.

SIMAS, M. S. **Energia eólica e desenvolvimento sustentável no Brasil: estimativa da geração de empregos por meio de uma matriz insumo-produto ampliada**. 2012. Dissertação (Mestrado em Energia) – Universidade de São Paulo. São Paulo, 2012. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/86/86131/tde-10092012-095724/en.php>. Acesso em: 4 out. 2023.

TAYLOR, M.; RALON, P.; ILAS, A. The power to change: solar and wind cost reduction potential to 2025. **International renewable energy agency (IRENA)**, 2016b.

TORGERSON, M. *et al.* Umatilla County's economic structure and the economic impacts of wind energy development: an input-output analysis. 2006. Disponível em: <https://ir.library.oregonstate.edu/downloads/gb19f683r>. Acesso em: 3 out. 2023.

XIA, F.; SONG, F. The uneven development of wind power in China: Determinants and the role of supporting policies. **Energy Economics**, v. 67, p. 278-286, 2017.

5 Considerações finais

Esta tese teve como objetivo avaliar os impactos da instalação de fontes geradoras de energia renovável, notadamente a construção de Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCHs) e a instalação de Parques Eólicos, na economia dos municípios que acolheram esses empreendimentos. No primeiro ensaio, fornecemos evidências novas e representativas sobre o impacto causal da construção de PCHs nas seguintes variáveis de resultado: PIB, no PIB *per capita*, no Valor Adicionado Bruto (VAB) (da agropecuária, da indústria, dos serviços e da administração pública), nos impostos e na desigualdade de renda dos municípios brasileiros. Já no segundo ensaio, buscamos analisar o impacto causal da instalação de parques eólicos nas variáveis de resposta: renda média (geral e por setor), arrecadação de impostos e desigualdade de renda, medida pelo índice de Gine, dos municípios nordestinos. O terceiro ensaio teve como objetivo estimar o impacto no PIB per capita do município de João Câmara, para o período de 2012 a 2020, decorrente da instalação de parques eólicos.

Para o primeiro ensaio, o painel de dados construído continha informações para o período de 2002 a 2020, oriundas do IBGE, para os municípios brasileiros. Os dados do segundo ensaio tiveram como fonte o SIDRA/IBGE, a RAIS e a ANEEL. As informações estão dispostas para o período de 2001 a 2020 para os municípios do Nordeste do Brasil. Quanto aos dados do terceiro ensaio, os dados se referem a todos os municípios potiguares para o período de 2001–2020 e foram extraídos do IBGE e da ANEEL.

No primeiro ensaio, foi aplicada a abordagem (DID) proposta por Callaway e Sant'Anna (2021), e como análise de robustez estimamos o modelo DID proposto por De Chaisemartin e D'Haultfœuille (2021b). Nossos resultados sugerem que a construção das PCHs aumenta o PIB, o PIB *per capita*, os VAB (da indústria e dos serviços) e reduz a arrecadação de impostos e a desigualdade de renda. Os resultados mostram que o PIB aumenta 9%; o PIB per capita, 3%; e o VAB (da indústria e dos serviços) 28% e 11%, respectivamente. Enquanto isso, a arrecadação diminui 22% e a desigualdade de renda 1%.

Para o segundo ensaio, utilizamos a mesma estratégia empírica do primeiro. No entanto, variamos a base de dados e a área de estudo. Os

resultados mostram que a instalação de parques eólicos afetou positiva e significativamente a renda média geral (R\$ 825,83), a renda média da agricultura (R\$ 80,97), a renda média da construção (R\$ 322,34) e a renda média dos serviços (R\$ 128,26), assim como reduziu a desigualdade da renda (- 0.014%).

Já no terceiro ensaio fizemos uso do método de controle sintético, proposto por Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2010). Os Testes de Placebo e o método de Diferença em Diferenças sintético (SDD) proposto por Arkhangelsky *et al.* (2021) foram as análises de robustez realizadas. Nesse caso, os resultados sugerem, e a análise de robustez corrobora, que a instalação de parques eólicos no município de João Câmara elevou, de forma estatisticamente significativa, o PIB per capita em R\$ 11.942,09.