

idp

idm

MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

**AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO PROGRAMA PARTO
ADEQUADO**

FERNANDA PAES MANGOLIM

Brasília-DF, 2024

FERNANDA PAES MANGOLIM

**AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO PROGRAMA PARTO
ADEQUADO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Orientador

Professor Doutor Roberta Moreira Wichmann.

Brasília-DF 2024

FERNANDA PAES MANGOLIM

AVALIAÇÃO DE IMPACTO DO PROGRAMA PARTO ADEQUADO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia, do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Aprovado em 17 / 04 / 2024

Banca Examinadora

Profa. Dra. Roberta Moreira Wichmann - Orientador

Prof. Dr. Carlos Gasparini

Prof. Dr. André Carraro

M277a Mangolim, Fernanda Paes
Avaliação de impacto do programa parto adequado / Fernanda Paes
Mangolim. – Brasília: IDP, 2024.

72 f.
Inclui bibliografia.

Dissertação – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa –
IDP, Mestrado Profissional em Economia, Brasília, 2024.
Orientador: Profa. Dra. Roberta Moreira Wichmann.

1. Avaliação de impacto. 2. Taxa cesariana. 3. Parto. I. Título.

CDD: 330

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa

RESUMO

O objetivo da dissertação é avaliar o impacto do Programa Parto Adequado na redução das taxas de cesarianas em hospitais participantes da fase 2, que teve a duração de maio de 2017 a maio de 2019. Para a estimação do modelo, foram utilizados os dados do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) e do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), abrangendo todos os hospitais públicos e privados do Brasil. O modelo empírico utilizado foi o escore de propensão (propensity score matching – PSM) para a seleção do grupo controle, combinado a um modelo de Diferenças em Diferenças com efeitos fixos. A estimação do modelo DiD para a avaliação do Impacto do Programa, foi realizada com base nas discussões mais atuais sobre o refinamento do modelo. Os resultados indicam um impacto positivo do programa, sendo mais acentuado em hospitais privados em comparação aos hospitais públicos. Dessa forma, os achados da pesquisa evidenciam o bom desempenho do Programa Parto Adequado em promover mudanças nas abordagens obstétricas e reduzir intervenções cirúrgicas desnecessárias.

Palavras-chave: Parto, Taxa Cesariana, Diferença em Diferenças, Avaliação de Impacto, Propensity Score Matching

ABSTRACT

The objective of the dissertation is to assess the impact of the Programa Parto Adequado (Project Appropriate Programme) on reducing cesarean rates in hospitals participating in phase 2, which lasted from May 2017 to May 2019. For model estimation, data from the Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde CNES, (National Register of Health Establishments) and Sistema de Informação about Nascidos Vivos, SINASC (Live Birth Information System) were used, covering all public and private hospitals in Brazil. The empirical model employed was the Propensity Score Matching (PSM) for the selection of the control group, combined with a Difference-in-Differences model with fixed effects. The estimation of the DiD model for assessing the Program's Impact was carried out based on the most current discussions about the model's refinement. The results indicate a positive impact of the program, which is more pronounced in private hospitals compared to public hospitals. Thus, the findings of the research highlight the good performance of the Programa Parto Adequado in promoting changes in obstetric approaches and reducing unnecessary surgical interventions.

Keywords: Childbirth, Cesarean Rate, Difference in Differences, Impact Evaluation, Propensity Score Matching

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ATT	Average Treatment Effect on the Treated
ANS	Agência Nacional de Saúde Suplementar
CBO	Código Brasileiro de Ocupações
CNES	Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde
DATASUS	Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde
DID	Diferença em Diferenças
IC	Intervalo de Confiança
IHI	Institute for Healthcare Improvement
HIAE	Hospital Israelita Albert Einstein
PPA	Programa Parto Adequado
RDD	Desenho de Regressão Descontínua
RR	Razão de Risco
PSM	Propensity Score Matching
SAP	Sessões de Aprendizagem Presenciais
SINASC	Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos
SMD	Standardized Mean Difference
SUS	Sistema Único de Saúde

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1

Amostra do Grupo de Tratamento

33

Figura 2

Análise Gráfica Tendências Paralelas

47

LISTA DE QUADROS

Quadro 1

Resumo das variáveis

.....29

Quadro 1

Procedimento de Cálculo do Modelo DiD

.....43

LISTA DE TABELAS

Tabela 1

Distribuição dos Hospitais por Região e Porte nos Grupos de Tratamento e Controle

36

Tabela 2

Resultado do Propensity Score Matching

38

Tabela 3

Médias e intervalos de confiança da taxa de cesárea do grupo de tratamento para 2014 - 2019

40

Tabela 4

Médias e Intervalos de Confiança da Taxa de Cesárea do Grupo de Controle para 2014 - 2019

41

Tabela 5

Proporção de SUS de 2014 - 2019

42

Tabela 6

Análise das Tendências Paralelas

46

Tabela 7

Resultado do Modelo de Diferença em Diferença

52

Tabela 8

Análise das Modelo Empírico com Lags e Leads

55

Tabela 9

Tabela Teste de Falsificação

57

Tabela 10

Resultados das Estimções do Modelo de Diferenças em Diferenças para o Teste de Validação

59

Tabela 11

Tabela de Correlação entre as Variáveis Explicativas

59

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	13
----------------------------	-----------

2. REFERENCIAL TEÓRICO	18
-------------------------------------	-----------

3. PROGRAMA PARTO ADEQUADO - PPA	23
---	-----------

3.1 MODELO DE INTERVENÇÃO	24
---------------------------------	----

3.2. HOSPITAIS PARTICIPANTES DA FASE 2 DO PROGRAMA	26
--	----

4. METODOLOGIA.....	28
----------------------------	-----------

4.1. BASE DE DADOS.....	28
-------------------------	----

4.1.1 AMOSTRA DA PESQUISA.....	32
--------------------------------	----

4.2. PROPENSITY SCORE MATCHING	33
--------------------------------------	----

4.3. ANÁLISE DESCRITIVA DA BASE DE DADOS.....	39
---	----

4.4. DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS.....	42
------------------------------------	----

4.4.1 Hipótese de Tendência Paralela	44
--	----

5. RESULTADOS	50
----------------------------	-----------

5.1 RESULTADOS MODELO DE DIFERENÇAS CANÔNICO	50
--	----

5.2 RESULTADO MODELO EMPÍRICO COM LAGS E LEADS	53
--	----

6. ANÁLISE DE ROBUSTEZ	57
-------------------------------------	-----------

7. CONCLUSÃO	62
---------------------------	-----------

REFERÊNCIAS.....	66
-------------------------	-----------



1

INTRODUÇÃO

De acordo com dados da Organização Mundial da Saúde (OMS) de 2015, estima-se que cerca de 10% a 15% dos partos necessitem de cesariana para garantir a saúde e o bem-estar da mãe e do bebê. Estudos recentes demonstram que, mundialmente, 21,1% dos partos são cesarianas, ultrapassando as recomendações estabelecidas pela Organização Mundial da Saúde (OMS). No entanto, há diferenças significativas nas taxas de cesáreas entre países e regiões. A América Latina e Caribe têm as maiores taxas de cesarianas no mundo (45%), o Brasil exibe a segunda maior taxa de cesárea do mundo (54%), ficando atrás apenas da República Dominicana (58,1%) (Betran, 2021). A alta incidência de cesáreas, particularmente no Brasil, sugere a possibilidade de um fenômeno de utilização excessiva desse procedimento cirúrgico sem critérios clínicos justificáveis.

Diversas hipóteses têm sido propostas para explicar esse fenômeno. Alguns estudos sugerem que a escolha pela cesárea no Brasil muitas vezes não está baseada em critérios médicos, mas sim em fatores culturais, influência médica e falta de informação adequada sobre os benefícios do parto vaginal. Segundo Barbosa *et al.* (2003) a cultura obstétrica no país tem um papel significativo no aumento das taxas de cesáreas, com a percepção de que esse tipo de parto é mais seguro e mais conveniente tanto para as gestantes quanto para os profissionais de saúde. Com isso, os médicos muitas vezes recomendam ou optam por esse tipo de parto sem que haja uma indicação clara.

Outro fator é a falta de informação adequada sobre os benefícios do parto vaginal e os riscos associados às cesáreas. Algumas mulheres acreditam que o cesáreo oferece uma sensação maior de controle e segurança, pois é considerado um procedimento programado e mais previsível em comparação com o parto vaginal. A pesquisa Nascer no Brasil registrou relatos de mulheres que expressam medo da intensa dor associada ao parto vaginal e, portanto, optam pela via cirúrgica para evitar essa experiência. Como resultado da mesma pesquisa, menos de 3% das entrevistadas relataram que tiveram acesso à informação sobre tipos de parto. Já os estudos de Fuglenes *et al.* (2011) capturaram as variáveis: paridade (número de gestações anteriores) e experiências de

partos anteriores vaginais traumáticos, como fatores para escolha da mulher pela cesariana.

A distribuição da taxa de cesariana no Brasil é desigual, sendo mais alta em mulheres de maior idade e escolaridade, primíparas, que recebem assistência pré-natal em serviços privados e que são das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (Domingues *et al.*, 2014). A taxa de cesariana no setor público é de 48,8%, enquanto no setor privado a taxa chega a 84,9% dos partos realizados. Essa disparidade é atribuída à diferença na estrutura de atendimento entre os serviços de saúde pública e privada (Dias, 2022).

No âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS), as diretrizes e protocolos estabelecem que a cesariana seja indicada apenas em casos de intercorrências durante a gestação ou trabalho de parto, além da limitação de atendimento e recursos, que favorece a priorização dos nascimentos via vaginal. Por outro lado, o sistema privado de saúde permite o agendamento de cesarianas eletivas, atendendo aos desejos da mulher e/ou indicação do obstetra (Hopkins, 2000).

Apesar das complexas relações causais, a implementação de políticas que incentivem a adoção de novos modelos de assistência é essencial para promover partos saudáveis (Leal 2016). O Governo Federal, a partir da década de 1970, tem implementado diversas iniciativas, como o Programa de Assistência Integral à Saúde da Mulher (PAISM, 1984), Projeto Maternidade Segura (2000) e Rede Cegonha (2011), com o intuito de reduzir o número de cesáreas e promover o parto normal como a forma mais segura e adequada de nascimento (Araújo e Santos; 2016). No entanto, apesar dos esforços empreendidos, os desafios persistem e é necessário buscar soluções inovadoras e abordagens eficazes para reverter essa tendência preocupante. Nesse contexto, surge o Programa Parto Adequado (PPA) como uma iniciativa promissora no cenário brasileiro.

A formulação da política foi embasada em extensas pesquisas que exploram os motivos que contribuem para as altas taxas de cesáreas no Brasil. O Programa adota uma abordagem voltada para promover o parto humanizado, respeitando a fisiologia do processo de nascimento e valorizando a autonomia das mulheres. Buscando incentivar práticas embasadas em evidências científicas, o Programa oferece diretrizes claras aos profissionais de saúde e assegura o acesso a informações adequadas às gestantes (ANS, 2016).

Diante do exposto, o objetivo deste estudo é avaliar o impacto do Programa usando métodos quase-experimentais para medir os efeitos do Programa dos hospitais que participaram exclusivamente da Fase 2 do PPA. Essa abordagem permite estimar os efeitos isolados do Programa controlando parcialmente fatores externos. A realização desta análise é importante para avaliar a efetividade da intervenção, ou seja, se de fato ela é capaz de reduzir as taxas de cesáreas.

O presente estudo analisará a Fase 2 do programa por duas principais razões. A primeira é que, até o momento, não foram encontrados estudos que avaliassem o impacto da Fase 2 do Programa usando métodos quase-experimentais; todos os estudos disponíveis focam exclusivamente na Fase 1. O segundo motivo refere-se à robustez dos resultados na Fase 2, que contou com a participação de 108 hospitais, em comparação com os 35 hospitais da Fase 1. Um maior número de hospitais participantes aumenta a confiabilidade dos resultados por várias razões. Primeiramente, uma amostra maior tende a representar melhor a população-alvo, reduzindo o viés amostral. Além disso, proporciona maior poder estatístico, aumentando a probabilidade de identificar diferenças significativas entre os grupos de tratamento e controle, se existirem. Por fim, a variabilidade inerente dos dados diminui com amostras maiores, resultando em estimativas mais precisas e confiáveis.

Por tanto, o presente estudo procura responder à seguinte pergunta de pesquisa: **Qual é o impacto do Programa Parto Adequado nas taxas de cesarianas nos hospitais participantes exclusivamente da Fase 2 do Programa?**

O estudo é conduzido por meio da hipótese de que a intervenção contribuiu para uma redução na taxa de cesariana em hospitais participantes da Fase 2 do Programa. O estudo é de notável relevância, uma vez que, após uma revisão abrangente da literatura disponível sobre o tema, não foi identificada pesquisa que tenha realizado uma avaliação da Fase 2 do Programa utilizando-se métodos quase-experimentais.

O trabalho está organizado em sete principais seções. A segunda seção traz o referencial teórico. Segue-se a descrição do Programa na terceira seção e, na quarta detalha-se a metodologia, incluindo a base de dados e a estratégia empírica utilizada. Os resultados são expostos na quinta seção. A análise de robustez é discutida na penúltima seção.

Conclui-se com as considerações finais na sétima e última seção do trabalho.



2

REFERENCIAL TEÓRICO

O expressivo aumento das taxas de cesarianas no mundo tem sido considerado como um desafio de saúde pública, devido aos impactos adversos tanto a curto quanto a longo prazo para a saúde materna e neonatal. Estudos recentes de Mascarello *et al.* (2017) avaliaram os riscos associados à cesariana em comparação com o parto vaginal e encontraram que mulheres submetidas à cesarianas apresentaram um risco significativamente maior de morbidade materna grave.

Estudos também comprovam que a via cirúrgica pode gerar complicações em gestações subsequentes. A cesariana prévia é um dos principais fatores de risco para a ocorrência de descolamento prematuro da placenta e placenta prévia, na qual as complicações maternas associadas incluem hemorragia que requer transfusão de sangue e histerectomia parcial ou total. Gravidezes complicadas por placenta prévia também resultam em maior incidência de prematuridade e morte fetal e neonatal (Faiz, 2003). Os resultados obtidos por Getahun (2006) demonstram que mulheres com cesariana prévia apresentaram um risco 50% maior de desenvolver placenta prévia no segundo parto (RR 1,5, IC 95% 1,3–1,8), e 30% mais chances de ter descolamento prematuro da placenta no segundo parto (RR 1,3, IC 95% 1,2–1,5)

Os riscos de uma cesariana também se estendem aos bebês. O estudo de Reyman (2019) mostra que bebês nascidos por cesariana perdem o contato direto com as bactérias vaginais maternas que desempenham um papel fundamental no estabelecimento do microbioma intestinal do recém-nascido. O contato precoce com o microbioma materno ativa o sistema imunológico neonatal de forma mais eficiente no bebê, melhorando a sua resposta imunológica. Assim, a falta de exposição às bactérias vaginais durante o nascimento pode ser uma possível explicação para maior probabilidade de bebês nascidos por cesariana desenvolverem doenças crônicas, como alergias, asma, obesidade e distúrbios metabólicos, tanto na infância quanto na vida adulta (Domingues, 2010).

Em sua pesquisa, Rusconi (2016) investigou a associação entre o tipo de parto e o desenvolvimento de asma em crianças em idade escolar. Os resultados indicaram que crianças nascidas por cesariana têm aproximadamente 20% mais chances de desenvolver asma do que crianças nascidas por parto natural. Pesquisadores também encontraram uma correlação positiva entre o parto cesáreo e a ocorrência de sibilância (respiração com chiado) e o desenvolvimento de doenças atópicas durante os primeiros 2 anos de vida da criança (Negele, 2004).

Além dos riscos gerados para a mãe e o recém-nascido, estudos evidenciam que há uma relação entre a prematuridade e a cesariana. O estudo de Leal *et al.* (2017) constatou que mais de um terço de todos os nascimentos no Brasil ocorreram prematuramente, e quase metade desses casos foram predominantemente resultantes de partos cesáreos realizados por obstetras. Além disso, dentro deste mesmo grupo, foi observado que cerca de 30% das cirurgias foram realizadas sem indicação clínica adequada. Para os partos que foram iniciados de maneira não espontânea, os bebês prematuros apresentaram uma probabilidade aumentada de atraso na amamentação, taquipneia transitória, hipoglicemia, necessidade de fototerapia, internação na unidade de terapia intensiva neonatal e risco de morte neonatal.

Em um estudo recente, Rocha *et al.* (2023) expandiram essa compreensão ao investigar a amostra de nascidos vivos de 2012 a 2019. Utilizando o método de *Propensity Score Matching* (PSM) para selecionar e comparar grupos de partos vaginais e cesáreas, a pesquisa buscou estimar a relação entre esses grupos e os nascimentos prematuros. Os resultados revelaram que o parto cesáreo esteve associado a um aumento de mais de 1,3 vezes na probabilidade de nascimento prematuro em comparação com o parto via vaginal. Essas descobertas ampliam a compreensão dos impactos potenciais das cesarianas na incidência de nascimentos prematuros.

Nesse cenário, no Brasil foram adotadas algumas iniciativas com o intuito de prevenir a prematuridade associada à cesariana eletiva. O estudo conduzido por Melo e Filho (2021) examinou o impacto da política do Conselho Federal de Medicina de 2016, que proíbe cesarianas eletivas antes da 39ª semana de gestação. Por meio de um desenho de regressão descontínua (RDD), em que a data de nascimento do bebê foi a variável de seleção e o dia da implementação da política foi o ponto de corte, os autores constataram que a política

aumentou a probabilidade de trabalho de parto em 1,8 pontos percentuais e reduziu a probabilidade de realização de cesarianas em 2,9 pontos percentuais. As evidências sugerem que os benefícios da política se manifestam principalmente por meio do componente de conscientização, influenciando as mães a optarem por partos vaginais após o início do trabalho de parto espontâneo.

O Programa Parto Adequado também mostrou impactos positivos na redução das taxas de cesáreas no Brasil. Em uma avaliação conduzida por Borem *et al.* (2020), por meio de um estudo longitudinal observacional comparativo, os resultados indicaram um aumento nas taxas de partos vaginais, subindo de 21,7% em 2014 para 35,5% durante o período de intervenção.

Numa segunda análise utilizando o método quase-experimental de diferenças em diferenças, com uma amostra composta por 5 hospitais participantes em São Paulo, os resultados destacaram um aumento na proporção de partos naturais de 16,1% para 23% nos hospitais que receberam a intervenção. Em contrapartida, os hospitais que não foram alvo da intervenção apresentaram um aumento significativamente menor, passando de 11% para 13%.

Nessa mesma linha de abordagem, Cookson e Laliotis (2017) adotaram uma estratégia empírica semelhante para investigar o impacto do Programa de Melhoria Rápida de 2008, que tinha por objetivo promover o parto normal e reduzir as taxas de cesarianas no Serviço Nacional de Saúde inglês, utilizando o modelo de Diferenças em Diferenças (DID). Efeitos fixos de hospital e tempo são incorporados para assegurar que as análises considerem as características específicas de cada estabelecimento hospitalar e as variações ao longo do tempo. O grupo de controle foi selecionado por meio da técnica de Propensity Score Matching. Os resultados mostram que a política gerou uma redução média pós-programa de 3,4 cesarianas totais e 3 cesarianas de emergência nos hospitais participantes. Não houve evidência de mudanças significativas em relação às cesarianas planejadas.

Um estudo semelhante realizado na Espanha por Alcade e Arranz (2022) avaliou o impacto da Estratégia para o Cuidado do Parto Normal (EAPN) nas taxas de cesárea e mortalidade perinatal em hospitais públicos do Sistema Nacional de Saúde. Utilizando o método de diferença em diferenças, os pesquisadores compararam hospitais

afetados e não afetados pela política. A implementação da EAPN resultou em uma redução de cerca de 2% nas taxas de cesáreas e diminuiu a mortalidade perinatal em 0,08%, além de gerar economias de custos significativas.

Outro programa com uma abordagem semelhante foi conduzido em Taiwan. O estudo de Tsai et al. (2006) avaliou uma política de pagamento por caso para incentivar o parto vaginal após cesariana (VBAC), com o objetivo de reduzir a taxa de cesáreas. A política ajustou os incentivos financeiros para tornar o VBAC uma opção mais viável tanto para médicos quanto para pacientes. Utilizando um design de diferenças em diferenças, o estudo analisou as taxas de VBAC antes e depois da implementação da política, comparando com hospitais que não receberam o programa. Os resultados indicaram um aumento significativo na prática de VBAC, especialmente nos hospitais onde a política foi implementada.

Diante dessa série de necessidades e desafios, o Programa Parto Adequado proposto pela Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) surge como uma importante iniciativa para promover mudanças nas abordagens obstétricas, priorizando a segurança e o bem-estar da mãe e do bebê. Dessa forma, o presente estudo tem como objetivo avaliar a Fase 2 do Programa Parto Adequado, empregando a metodologia de Diferenças em Diferenças (DID) com efeitos fixos.



3

**PROGRAMA PARTO
ADEQUADO - PPA**

O Programa Parto Adequado foi criado em resposta a uma ação civil pública, de autoria da Rede Parto do Princípio, ajuizada pelo Ministério Público Federal (BRASIL, 2015) contra a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS). Na ocasião, o MPF determinou que a ANS deveria agir de forma mais efetiva para a redução do elevado percentual de cesarianas desnecessárias no Brasil (Agência Nacional de Saúde Suplementar, 2016).

A ANS em parceria com o Hospital Israelita Albert Einstein (HIAE) e o *Institute for Healthcare Improvement* (IHI), com o apoio do Ministério da Saúde, lançou em 2015 o Programa Parto Adequado - PPA, a ser implementado em hospitais privados e públicos. O principal objetivo do Programa é estabelecer um novo modelo de cuidados no parto através do estabelecimento de práticas e protocolos que qualifiquem os serviços prestados às gestantes durante o pré-parto, até o período pós-parto, com o objetivo de reduzir o número de cesáreas sem indicação clínica, prevenindo, assim, eventos adversos decorrentes de um procedimento inadequado.

No desenvolvimento do Programa, a ANS teve o papel de coordenar e articular a adesão voluntária dos prestadores de serviços de saúde às iniciativas. O IHI foi responsável por aplicar uma metodologia fundamentada na Ciência da Melhoria e capacitar os profissionais envolvidos. O HIAE assumiu a responsabilidade pela implementação do projeto-piloto, gerenciando as atividades logísticas e atuando como um Laboratório de Excelência na prestação de cuidados de saúde.

O Programa foi desenvolvido em fases, são elas:

- a) **Fase 1: projeto-piloto, caracterizada pela validação das mudanças a serem instituídas em larga escala, que demonstraram a viabilidade do projeto (abril de 2015 a outubro de 2016).**
- b) **Fase 2: fase de expansão da política que se caracterizou por estender a intervenção a mais hospitais e operadoras com o objetivo de alcançar maior representatividade da realidade**

observada em nosso país (maio de 2017 a maio de 2019). A Fase 2 foi dividida por CI1, proporcionado apoio metodológico mais próximo para a implementação de mudanças em operadoras e hospitais voluntários (outubro de 2020 a abril de 2022). Já o CI2 considerou a necessidade de reduzir a distância entre o cuidado recomendado pela ciência e o cuidado realmente oferecido, refinando estratégias e intensificando o suporte técnico às instituições participantes.

- c) **Fase 3: o Programa passa a ser um movimento.** O Movimento Parto Adequado foi oficialmente inaugurado em outubro de 2019, com o início da campanha sob o lema: “Fomentando um Movimento para a Saúde, Segurança e Equidade no Processo de Gestaç o e Parto”. O prop sito desta etapa   expandir o alcance das estrat gias para melhorar a qualidade do atendimento ao parto e nascimento, incluindo a participa  o de uma ampla rede de maternidades privadas e operadoras em todo o pa s.

3.1 MODELO DE INTERVEN  O

A interven  o do Programa foi realizada atrav s da implementa  o de uma metodologia que se baseia na troca de experi ncias entre profissionais, visando a ado  o de boas pr ticas obst tricas, procedimentos e inova  es bem-sucedidas na pr tica cl nica, embasadas em evid ncias cient ficas dispon veis. Ao longo dos 24 meses de dura  o da Fase 2 do Programa, foram realizadas sess es de aprendizagem virtuais e presenciais com os hospitais participantes, o objetivo foi capacitar os m dicos, enfermeiros e demais profissionais em diferentes  reas. As capacita  es e compartilhamento de experi ncias foram conduzidos por meio das seguintes a  es:

- a) **Capacita  o em treinamentos pr ticos** - Profissionais de sa de receberam treinamento em compet ncias cl nicas relacionadas   resolu  o t cnica de intercorr ncias durante o trabalho de parto e parto humanizado, bem como em habilidades comportamentais. Al m disso, participaram de oficinas abordando aprimoramento nas indica  es de ces reas e a ado  o de boas pr ticas na assist ncia ao parto.
- b) **Visitas t cnicas** - Especialistas em qualidade realizaram visitas t cnicas nos hospitais participantes para fazer

- recomendações e montar estratégias para melhoria de processos, estrutura física e de recursos humanos.
- c) **Sessões virtuais de aprendizagem** - foram realizadas sessões virtuais de aprendizagem com todos os hospitais participantes.
 - d) **Sessões de Aprendizagem Presenciais (SAP)** - foram realizados eventos presenciais para promover a capacitação e troca de experiências entre os profissionais de saúde envolvidos, como também para acompanhar o progresso do projeto, a evolução dos indicadores e os resultados alcançados.

A implementação do Programa seguiu os princípios metodológicos da Ciência da Melhoria, que foram ensinados aos participantes pelo *Institute for Healthcare Improvement* (IHI). A metodologia envolve a identificação de um problema ou área que precisa ser melhorada. No contexto do Programa, foram identificadas mudanças desejadas com base em experiências anteriores bem-sucedidas que serviram de inspiração. A partir da identificação das mudanças alvos, são estabelecidas metas claras, coletas de dados para entender o desempenho atual e a formulação de hipóteses de mudanças. Na sequência, as intervenções são realizadas e testadas por meio de ciclos de melhorias, em que há a análise dos resultados e eventuais ajustes na intervenção. É um processo iterativo que visa a melhoria contínua, incorporando a aprendizagem e a adaptação ao longo do tempo.

Foram identificadas áreas prioritárias que requerem mudanças específicas. Para isso, foi utilizado um Diagrama Direcionador, que incluiu a teoria do problema e as soluções correspondentes. Abaixo estão os principais temas de mudanças do modelo de atenção ao parto que o Programa visou implementar:

- a) **Formar uma coalizão entre lideranças do setor de saúde alinhadas principalmente em torno da qualidade e segurança na atenção ao parto e nascimento. Dentre os resultados dessa ação foi a implementação de prontuários eletrônicos, padronização de informações, treinamentos em comunicação e implementação de protocolos de segurança.**
- b) **Reorganizar o modelo de cuidado perinatal de modo a favorecer a evolução fisiológica do trabalho de parto. O objetivo é assegurar que os médicos justifiquem a necessidade da cesariana e que as gestantes estejam**

plenamente cientes dos riscos associados ao procedimento. A intenção é promover uma tomada de decisão informada, transparente e consciente em relação à escolha da cesariana como método de parto.

- c) Empoderar as gestantes e famílias para escolher o cuidado mais adequado garantindo a prontidão para o trabalho de parto. O objetivo foi fornecer informações sobre os benefícios do parto vaginal e os riscos associados à cesariana desnecessária, promovendo uma cultura de parto adequado.
- d) Estruturar sistema de informação que permita o aprendizado contínuo. Foram desenhados modelos com o objetivo de medir a qualidade do serviço por meio de indicadores de desempenho, assim como o desenvolvimento de estruturas para coleta de informações.

A abordagem adotada durante a Fase 2 do Programa Parto Adequado concentrou-se na expansão da implementação das diretrizes e boas práticas obstétricas implementadas na Fase 1 do Programa, em um número maior de hospitais.

3.2. HOSPITAIS PARTICIPANTES DA FASE 2 DO PROGRAMA

No âmbito da Cooperação entre ANS, Hospital Israelita Albert Einstein e Institute for Healthcare Improvement (IHI), com o apoio do Ministério da Saúde, foi disponibilizado o total de até 150 vagas para hospitais, sendo 125 para hospitais privados e 25 para hospitais públicos. A adesão na Fase 2 do Programa foi aberta a todos os hospitais privados do Brasil, realizada por meio de inscrição voluntária.

Entre os hospitais privados, todos que se inscreveram foram aceitos como participantes do Programa. No que se refere aos hospitais públicos, o Ministério da Saúde foi responsável por selecionar os hospitais participantes. Ao todo, participaram 89 hospitais privados e 19 hospitais públicos, totalizando 108 hospitais participantes.



4

METODOLOGIA

4.1. BASE DE DADOS

Foram utilizadas duas fontes de dados na elaboração das variáveis deste estudo: o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) e o Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES). O SINASC é um sistema brasileiro que tem como objetivo realizar o cadastramento das declarações de nascidos vivos. Ele é mantido pelo Ministério da Saúde do Brasil e faz parte do sistema de informações gerenciado pelo DATASUS. A abrangência do SINASC é nacional, cobrindo todos os estados e municípios do Brasil. O Ministério da Saúde, por meio do DATASUS, compila e divulga relatórios anuais com informações detalhadas sobre o recém-nascido, características da mãe, do parto e do acompanhamento pré-natal.

Foram utilizados os dados desagregados do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), submetendo-os a procedimentos de manipulação para extrair variáveis relacionadas ao volume total de partos por unidade hospitalar e à taxa de cesariana em relação ao total de partos por hospital. Na base do SINASC também foram retiradas variáveis de controle de características da mãe, incluindo idade, nível escolar e semana de gestação.

Adicionalmente, foram utilizadas informações do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), uma base nacional que cadastra e mantém atualizadas informações sobre estabelecimentos de saúde em todo o território nacional. As variáveis extraídas do CNES incluem informações relativas aos hospitais, como tipo de estabelecimento, localização em termos de município, estado e região do Brasil, tipo de prestador (público ou privado), presença de salas de parto normal, quantidade total de leitos, quantidade de leitos para o SUS, proporção de leitos não SUS e categoria de porte hospitalar (pequeno, médio e grande).

Para as duas bases, foram utilizados os dados desagregados dos anos de 2014 a 2019. Em razão da fase 2 do Programa iniciar em maio de 2015 e finalizar em maio de 2019, exatamente quatro anos, os dados foram agrupados anualmente, de forma que o ano coincida com o

início e fim da fase 2. Portanto, o ano de cada período se inicia em 1º de maio e finaliza em 30 de abril. Sendo assim, para o presente estudo foram utilizadas as bases de dados em dois biênios:

- 1. O período de três anos antes do início da fase 2, de 1º de maio de 2014 a 30 de abril de 2017 antes do início da política, que representa a fase de referência (baseline):**
 - a) 1º de maio de 2014 a 30 de abril de 2015**
 - b) 1º de maio de 2015 a 30 de abril de 2016**
 - c) 1º de maio de 2016 a 30 de abril de 2017**
- 2. O período de 2 anos, de maio de 2017 a maio de 2019 corresponde ao período de intervenção da Fase 2 do Programa.**
 - a) 1º de maio de 2017 a 30 de abril de 2018**
 - b) 1º de maio de 2018 a 30 de abril de 2019**

Para simplificar, cada período de 12 meses, que começa em 1º de maio e termina em 30 de abril, será referido como 'ano', apesar de não se alinhar com o calendário padrão. A Tabela 1 resume as variáveis utilizadas para estimar o impacto do Programa.

Quadro 1 – Resumo das variáveis			
Variáveis do Modelo	Base de Dados	Descrição das Variáveis	Tipo de Variável
V1. Volume total de partos por unidade hospitalar	SINASC	A variável volume total de partos por unidade hospitalar é a quantidade total de partos ocorridos no hospital por ano. Visto que a base SINASC é registrada por nascido-vivo, esse volume foi obtido ao agrupar todos os nascidos vivos associados a um mesmo hospital no referido por ano.	Variável utilizada para no Propensity Score Matching
V2. Taxa de cesariana	SINASC	A taxa de cesariana representa a proporção de partos por cesárea em relação ao número total de partos em cada hospital por ano. Essa variável foi obtida somando-se todos os partos por cesárea por hospital e dividindo o total	Variável utilizada para no Propensity Score Matching

		pelo número de partos realizados no hospital por ano.	
V3. Escolaridade da mãe	SINASC	A escolaridade materna é categorizada da seguinte maneira na base do SINASC: Fundamental I, correspondendo do 1º ao 4º ano; Fundamental II, do 5º ao 8º ano; Ensino Médio, que equivale ao antigo 2º Grau; Superior Incompleto e Superior Completo. Estes níveis de escolaridade foram agrupados por hospital, totalizando o número de mães que deram à luz em cada categoria de formação educacional por ano.	Variável de controle
V4. Mãe no mercado de trabalho	SINASC	Na base do SINASC há a variável de Código de ocupação da mãe conforme tabela do CBO. As mães que trabalham foi atribuído o valor 1, as mães não estão no mercado de trabalho 0.	Variável de controle
V5. Idade da mãe	SINASC	Na base do SINASC há a variável idade da mãe, que foi manipulada para criar categorias, são elas: até 17 anos é mãe adolescente, de 18 a 34 mãe adulta, e acima de 35 anos mãe com idade avançada. As mães foram agrupadas segundo a faixa de idade por hospital e por ano.	Variável de controle
V6. Mediana do peso do bebê	SINASC	A variável referente à mediana do peso do bebê foi determinada com base na média dos pesos dos bebês, calculada separadamente para cada hospital e para cada ano.	Variável de controle
V7. Tipo de hospital	CNES Estabelecimentos	Tipo do hospital, se é público ou privado.	Variável utilizada para no Propensity Score Matching
V8. Proporção de leitos não SUS	CNES Estabelecimentos	Esta variável representa a proporção de leitos não SUS por hospital e foi calculada	Variável de controle.

		considerando duas observações na base do CNES: a quantidade de leitos privados em relação ao total de leitos existentes no hospital.	
V9. Regiões do Brasil	CNES Estabelecimentos	Localização dos hospitais quanto às regiões do Brasil.	Variável utilizada para no Propensity Score Matching
V10. Porte Hospitalar	CNES Recursos Físicos	A variável porte do hospital foi estabelecida a partir da quantidade total de leitos de cada hospital. Hospitais com até 50 leitos foram classificados como de pequeno porte, aqueles com 51 a 100 leitos como de médio porte e os com mais de 100 leitos foram considerados de grande porte.	Variável utilizada para no Propensity Score Matching
V11. Quantidade de salas de parto normal	CNES Recursos Físicos	A variável que quantifica o número de parto natural por hospital.	Variável de controle.
V.12 Maternidade	CNES Estabelecimentos	A variável que indica se o hospital é uma maternidade	Variável de controle.

Fonte: Elaborado pelos autores.

As bases do SINASC forneceram informações adicionais, incluindo a apresentação do recém-nascido (cefálica, pélvica ou transversa), o tipo de gravidez (única, dupla ou tripla), a raça da mãe, a situação conjugal da mãe e o histórico de cesáreas prévias. Embora inicialmente consideradas para uso como covariáveis, estas variáveis não se mostraram estatisticamente significativas na equação de regressão do modelo de diferenças em diferenças e, portanto, foram excluídas da análise final.

Por fim, é importante destacar a diferença entre os termos: taxa de cesárea e volume total de partos. Neste estudo, a variável de interesse é a taxa de cesáreas, que será analisada em relação ao impacto do Programa Parto Adequado. Já o volume total de partos é uma variável de controle, utilizada no propensity score matching para ajustar e comparar os dados de forma precisa.

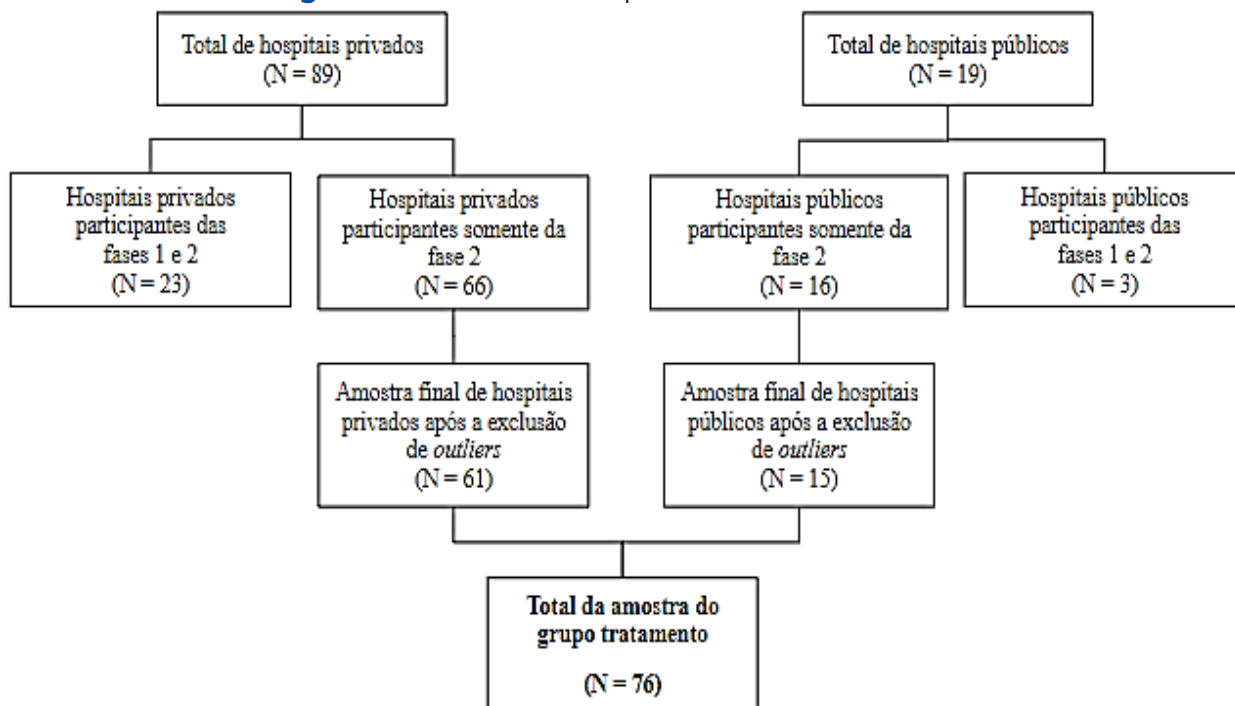
4.1.1 AMOSTRA DA PESQUISA

Como mencionado anteriormente, a primeira fase do Programa, tratada como um projeto-piloto, buscou testar a metodologia de implementação com o objetivo de expandi-la na segunda fase. Este estudo foca exclusivamente na análise da segunda fase. Enquanto a primeira fase já foi objeto de estudo por pesquisadores no campo da medicina e economia, observou-se uma lacuna na literatura quanto à avaliação de impacto quase-experimental da segunda fase.

Em vista disso, para isolar o efeito do Programa da fase 2, foram retirados da amostra os hospitais que também participaram da fase 1 do Programa. Dos 89 hospitais privados que participaram da fase 2 do Programa, 23 haviam participado também da fase 1 do Programa. Enquanto dos 19 hospitais públicos, 3 também haviam participado da fase 1 do Programa. Além desta seleção, também foram retiradas da amostra os hospitais considerados *outliers*, pois possuíam um volume de total de partos muito baixo em comparação com a média dos outros hospitais. A suposição é que há subnotificação de registros, uma vez que os hospitais são identificados pelo número CNES, que pode ser facilmente trocado por outro código, como no caso de hospitais que possuem outros CNPJs vinculados.

Na figura 1, é apresentada a amostra final do grupo controle que contou com o total de 61 hospitais privados e 15 hospitais públicos.

Figura 1 – Amostra do Grupo de Tratamento



Fonte: Elaborado pelos autores.

4.2. PROPENSITY SCORE MATCHING

O trabalho de Heckman e colaboradores (1998) discorrem sobre as questões envolvendo a complexidades e desafios ao estimar efeitos causais em pesquisas observacionais. O trabalho elucida três fontes principais de viés em estudos observacionais: falta de suporte comum, viés dos observáveis e viés dos não observáveis. O primeiro deles ocorre quando os grupos não compartilham uma base comum de características para comparação, já o viés dos observáveis surge de diferenças nas características observáveis entre os grupos, influenciando os resultados de forma que não se pode atribuir unicamente ao tratamento. E, por fim, o viés dos não observáveis refere-se a variáveis não medidas ou desconhecidas que afetam simultaneamente a seleção para tratamento e os resultados, mesmo após ajuste para variáveis observáveis.

Na pesquisa, o viés dos não observáveis se manifesta de forma mais intensa. Ao comparar um hospital que participou do Programa com um hospital que não participou, introduz-se viés de seleção, pois não se consideram outras características não observadas dos hospitais (Shadish; Cook; Campbell, 2002). Esse viés é potencializado pelo fato de a participação no programa ser motivada pelo interesse do hospital em participar.

Diante destas dificuldades, uma abordagem adotada para contorná-las foi a aplicação do método de Propensity Score Matching (PSM), proposto originalmente por Rosenbaum e Rubin (1984). Os autores definem o método como a probabilidade de atribuição ao tratamento condicionada às covariáveis de base observadas, ou seja, $P(X) = \Pr(T=1|X)$. Essa probabilidade é estimada usando um modelo de regressão logística, que relaciona uma variável de resultado binário (tratado ou não tratado) a um conjunto de variáveis preditoras (características observáveis). A regressão logística produz uma estimativa da probabilidade de tratamento para cada indivíduo na amostra.

Uma vez estimado o propensity score para cada indivíduo, os indivíduos são então emparelhados com base em escores de propensão semelhantes. Isso permite a criação de grupos comparáveis de indivíduos tratados e não tratados em termos de suas características observáveis. Em seguida, o efeito médio do tratamento nos tratados (average treatment effect on the treated – ATT) é estimado comparando a média do resultado para os indivíduos tratados ($E(Y|T=1, P(X))$) com a média do resultado para os indivíduos não tratados ($E(Y|T=0, P(X))$). Isso possibilita uma comparação mais precisa dos efeitos do tratamento, fortalecendo as inferências obtidas e tornando-as mais confiáveis e robustas. (Greifer e Stuart, 2016).

No PSM utilizamos um modelo Logit para estimar a probabilidade de os hospitais participarem na Fase 2 do Programa, onde a variável binária de tratamento atribui o valor 1 quando o hospital participou da Fase 2 do Programa, e 0 quando não participou. O algoritmo escolhido foi o nearest neighbour, o qual seleciona para cada sujeito tratado, o sujeito não tratado mais próximo em termos do escore de propensão, minimizando a distância entre seus escores. O estudo de Austin (2012) comparou algoritmos de pareamento baseados no escore de propensão e chegou a conclusão que o nearest neighbour oferece melhores resultados quando se busca minimizar diferenças entre grupos tratados e não tratados em estudos observacionais, especialmente em situações onde é possível encontrar correspondências próximas nas covariáveis observadas.

O ratio escolhido para o pareamento foi de 1:2, isto é, cada hospital tratado foi pareado com dois hospitais de controle. Conforme discutido por Zhang et al. (2018), essa escolha traz benefícios relevantes para a pesquisa. Primeiramente, ao expandir o grupo de controle,

enriquecemos sua diversidade, tornando-o mais fiel à totalidade da população não tratada. Além disso, essa abordagem promove uma maior eficiência estatística, visto que a inclusão de mais hospitais de controle por hospital tratado tende a reduzir a variância nas estimativas do efeito do tratamento, resultando em análises mais precisas e confiáveis.

Para a seleção dos hospitais, a amostra abrangeu todas as instituições com partos registrados na base do SINASC de 2014 a 2019. Para realizar o propensity, foram consideradas as características observáveis no período pré-tratamento, de 2014 a 2017, das seguintes variáveis: a média da taxa de cesáreas, o total médio de partos (tanto vaginais quanto cesarianas), o porte dos hospitais (classificados como pequeno, médio ou grande) e a localização geográfica, distribuída pelas cinco regiões do Brasil (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul).

O PSM foi aplicado separadamente a dois grupos distintos: hospitais públicos e privados. Essa abordagem foi motivada pelas diferenças significativas entre esses dois tipos de instituições, que operam sob sistemas de saúde diferentes. Nos hospitais públicos, destaca-se a restrição às cesarianas eletivas e a falta de acompanhamento por um mesmo médico ao longo do pré-natal, além de fatores sociais que influenciam as decisões das mulheres. Tais diferenças resultam em discrepâncias acentuadas nas taxas de cesariana e no volume total de partos. A análise separada permitiu um melhor balanceamento das variáveis, assegurando uma distribuição mais homogênea dos grupos de tratamento entre os hospitais públicos e privados nas cinco regiões do Brasil.

A composição inicial da amostra incluía 1.556 hospitais privados e 2.359 hospitais públicos, elegíveis para integrar o grupo de controle. Após o processo de pareamento, foram estabelecidos dois grupos de controle: um com 122 hospitais privados e outro com 30 hospitais públicos. A Tabela 1 apresenta como estes hospitais foram distribuídos entre os grupos de controle e tratamento, levando em consideração as variáveis regionais e o porte dos hospitais.

Tabela 1 – Distribuição dos Hospitais por Região e Porte nos Grupos de Tratamento e Controle

Observações	Hospitais Privados	Hospitais Públicos	Total Hospitais Tratamento	Hospitais Privados	Hospitais Públicos	Total Hospitais Controle
	61	15	76	122	30	152
Região						
Norte	0 (0,00%)	3 (0,04%)	3 (3,95%)	0 (0%)	5 (3,29%)	5 (3,29%)
Nordeste	3 (3,95%)	3 (3,95%)	6 (7,89%)	7 (4,61%)	3 (1,97%)	10 (6,58%)
Centro-Oeste	4 (0,05%)	1 (0,01%)	5 (6,58%)	7 (4,61%)	1 (0,66%)	8 (5,26%)
Sudeste	45 (0,59%)	8 (0,11%)	53 (69,74%)	85 (55,92%)	21 (13,82%)	76 (50,00%)
Sul	9 (11,84%)	0 (0,00%)	9 (11,84%)	23 (15,13%)	0 (0,00%)	23 (15,13%)
Porte						
Porte Pequeno	8 (10,53%)	2 (2,63%)	10 (13,16%)	18 (11,84%)	3 (1,97%)	21 (13,82%)
Porte Médio	28 (36,84%)	8 (10,53%)	36 (47,37%)	55 (36,18%)	17 (11,18%)	72 (47,37%)
Porte Grande	19 (25,00%)	11 (14,47%)	30 (39,47%)	37 (24,34%)	22 (14,47%)	59 (38,82%)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Observa-se na Tabela 1 que a região Sudeste detém a maior participação de hospitais exclusivamente na Fase 2, correspondendo a 69,74% do total, seguida pelas regiões Sul e Nordeste, com 11,84% e 7,89%, respectivamente. Tal distribuição evidencia uma concentração significativa de hospitais na região Sudeste, apesar dos esforços do Programa em promover a representatividade de todas as regiões brasileiras. A metodologia de *Propensity Score* contribuiu para um balanço adequado das observações do grupo de tratamento, distribuídas de maneira equitativa pelas regiões do Brasil.

O grupo de tratamento é majoritariamente constituído por hospitais privados, são 61 unidades, em contraposição aos 15 estabelecimentos públicos. Essa distribuição está em consonância com as observações delineadas no Referencial Teórico, que indicam uma

incidência mais elevada de partos cesáreos no âmbito privado do sistema de saúde. Neste contexto, a abordagem estratégica do programa priorizou a alocação de um número maior de vagas para os hospitais privados com o objetivo de intensificar os efeitos das ações implementadas. A adoção de uma técnica de pareamento distinta para os conjuntos de hospitais privados e públicos permitiu preservar a razão de controle estabelecida de um hospital para cada dois no grupo controle, consolidando assim a integridade do método empregado.

Notadamente, no grupo de tratamento, ressalta-se a ausência de hospitais privados na região Norte, que contém apenas três instituições públicas. Em contraste, na região Sul, todos os hospitais do grupo de tratamento são privados. Esta distribuição reflete a realidade do panorama hospitalar brasileiro, que mostra uma concentração de 61% dos hospitais privados nas regiões Sudeste e Sul, enquanto a região Norte abriga apenas 5% dessas instituições, segundo o cenário reportado em "Cenário dos Hospitais no Brasil, 2022".

Ademais, a inclusão da variável de porte hospitalar no *Propensity Score Matching* foi estratégica, pois esta variável captura dimensões regionais críticas. A maioria dos leitos em hospitais privados está situada em municípios de alta densidade populacional e regiões metropolitanas, onde se concentra uma parcela expressiva da população com cobertura de saúde privada. O controle pelo porte hospitalar é essencial, pois reflete fatores socioeconômicos que são exógenos ao modelo. A distribuição dos hospitais por porte, tanto nos grupos de tratamento e controle, quanto entre as entidades públicas e privadas, demonstrou-se homogênea, o que endossa a robustez da estruturação amostral frente às variáveis econômicas investigadas.

A tabela 2 mostra o resultado do *propensity score matching*, que permite analisar o quão próximos os grupos controle e tratamento ficaram após o pareamento.

Tabela 2 – Resultado do Propensity Score Matching

	Hospitais Privados			Hospitais Públicos		
	Médias dos Tratados	Médias dos Controle	Diferença Média Padronizada	Médias dos Tratados	Médias dos Controle	Diferença Média Padronizada
Observações	61	122		15	30	
Distance	0.1698	0.1359	0.1529	0.0958	0.0632	0.1692
Média Tx Cesária	0.7394	0.7320	0.0409	0.5677	0.5603	0.0785
Média Total Partos	2596.3443	2180.4139	0.1462	3641.5333	3006.0333	0.2120
Porte Pequeno	0.1311	0.1230	0.0243	0.1333	0.1333	0.0000
Porte Médio	0.4918	0.4098	0.1640	0.4000	0.5000	-0.2041
Porte Grande	0.3770	0.4672	-0.1860	0.4667	0.3667	0.2004
Norte	0.0000	0.0000	0.0000	0.2000	0.1667	0.0833
Nordeste	0.0492	0.0574	-0.0379	0.2000	0.1000	0.2500
Centro-Oeste	0.0656	0.0574	0.0331	0.0667	0.0333	0.1336
Sudeste	0.7377	0.6967	0.0932	0.5333	0.7000	-0.3341
Sul	0.1475	0.1885	-0.1156	0.0000	0.0000	0.0000

Fonte: Elaborado pelos autores.

Segundo Zhang *et al.* (2018), para avaliar o equilíbrio das distribuições das covariáveis entre os grupos após o pareamento, analisa-se a Diferença Média Padronizada (Standardized Mean Difference - SMD), que é um indicador em que abaixo de 0.1 é geralmente considerado como indicativo de um bom equilíbrio. No caso presente, verifica-se que, para os hospitais privados, as SMDs para a maioria das covariáveis estão abaixo do limiar de 0.1, indicando um bom equilíbrio pós-pareamento.

Entretanto, observa-se que para os hospitais públicos a SMD de Média Total Partos é de 0.2120, sugerindo que, apesar do pareamento, pode haver uma discrepância no volume total de partos dos hospitais tratados e de controle. Isso pode refletir a variabilidade inerente a este grupo, potencialmente relacionada a diferenças regionais ou estruturais não capturadas inteiramente pelo modelo de propensão.

Considerando a heterogeneidade observada no grupo de hospitais públicos e o fato de que este grupo consiste em apenas 15 hospitais, a análise subsequente do impacto do Programa irá se concentrar especialmente nos hospitais privados. Esta decisão é respaldada pela maior representatividade na amostra, como também pelo equilíbrio no pareamento evidenciado pelas SMDs após o pareamento.

4.3. ANÁLISE DESCRITIVA DA BASE DE DADOS

Na Tabela 3, são apresentadas as médias e seus intervalos de confiança para determinados subgrupos da base de análise. É evidente que todos os grupos mostrados tiveram uma redução na média da taxa de cesárea do período pré-programa para o período pós-programa. Os hospitais privados, conforme demonstrado na Tabela 3, são os que possuem a maior taxa de partos cesáreos, representando cerca de 74% dos partos realizados, superior à média geral dos hospitais do grupo de tratamento, que é de 69%.

As taxas médias de cesárea para as regiões Sul e Sudeste estão muito próximas às da Tabela 3. Por outro lado, a região Centro-Oeste registrou a maior redução no número de partos cesáreos em relação ao total, passando de 72% antes de 2017 para 66% depois. Além disso, essa região também apresentou o maior intervalo de confiança, indicando uma variabilidade maior nos dados.

Observa-se, em todos os subgrupos, a redução dos intervalos de confiança, o que indica que após o tratamento, a taxa de cesárea dos hospitais do grupo de tratamento tornou-se mais próxima da média estimada. Conforme esperado na revisão de literatura, os hospitais públicos apresentaram a menor média da amostra, com cerca de 57% representando a média da taxa de cesárea desses hospitais.

Tabela 3 – Médias e Intervalos de Confiança da Taxa de Cesárea do Grupo de Tratamento para 2014 – 2019

	Pré-programa			Pós-programa		
	Média	Mínimo	Máximo	Média	Mínimo	Máximo
Taxa de cesárea	0,69	0,66	0,72	0,67	0,64	0,71
Taxa de cesárea (Privado)	0,74	0,71	0,78	0,72	0,68	0,75
Taxa de cesárea (Público)	0,57	0,52	0,64	0,49	0,44	0,55
Taxa de cesárea (Sul)	0,71	0,61	0,81	0,66	0,56	0,76
Taxa de cesárea (Sudeste)	0,69	0,65	0,73	0,68	0,64	0,72
Taxa de Cesárea (Centro-Oeste)	0,72	0,50	0,94	0,66	0,41	0,91
Taxa de Cesárea (Grande)	0,65	0,60	0,70	0,64	0,60	0,69
Taxa de Cesárea (Médio)	0,74	0,70	0,78	0,72	0,67	0,76
Taxa de Cesárea (Pequeno)	0,67	0,56	0,79	0,61	0,49	0,72

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em relação ao porte dos hospitais do grupo de tratamento, na Tabela 3, observa-se que os hospitais grandes apresentaram a menor média de partos cesáreos, correspondendo a 65%, enquanto a maior média pertenceu aos hospitais de porte médio, atingindo 74%. Os hospitais de pequeno porte demonstraram a maior redução entre as médias antes e depois de 2017, passando de 67% para 61% após o referido ano.

Quanto aos intervalos de confiança da média de cesárea, também foi observada uma redução no grupo de tratamento, indicando uma maior precisão nas estimativas após a implementação do tratamento.

Na tabela 4, o grupo de controle apresentou no período anterior e posterior a 2017 ligeiro aumento na taxa média de cesárea e também nos desvios padrões dessa taxa, no geral, a média de partos cesáreos em relação ao total era de 71%. No grupo de controle, os hospitais de pequeno porte são aqueles que apresentaram a maior média de partos cesáreos 86% e também o maior desvio padrão, seguida pelos hospitais privados 81%.

Tanto na tabela 3 quanto na tabela 4 percebe-se que os subgrupos apresentaram médias diferenciadas no período pré e pós-programa.

Tabela 4 – Médias e Intervalos de Confiança da Taxa de Cesárea do Grupo de Controle para 2014 – 2019						
	Pré-programa			Pós-programa		
	Média	Mínimo	Máximo	Média	Mínimo	Máximo
Taxa de cesárea	0,71	0,68	0,75	0,72	0,68	0,75
Taxa de cesárea (Privado)	0,81	0,78	0,84	0,83	0,80	0,86
Taxa de cesárea (Público)	0,49	0,44	0,55	0,50	0,44	0,56
Taxa de cesárea (Sul)	0,80	0,71	0,88	0,84	0,79	0,89
Taxa de cesárea (Sudeste)	0,72	0,67	0,77	0,73	0,68	0,77
Taxa de Cesárea (Centro-Oeste)	0,75	0,52	0,98	0,78	0,57	0,98
Taxa de Cesárea (Grande)	0,61	0,55	0,67	0,61	0,55	0,67
Taxa de Cesárea (Médio)	0,77	0,72	0,81	0,78	0,74	0,82
Taxa de Cesárea (Pequeno)	0,86	0,77	0,95	0,87	0,79	0,94

Fonte: Elaborado pelos autores.

A taxa de leitos do Sistema Único de Saúde (SUS) é calculada como a proporção entre a quantidade de leitos existentes e a quantidade de leitos do SUS disponíveis. Esse dado é crucial para compreender as disparidades na média de taxas de cesáreas entre os hospitais da base de análise. Na Tabela 5, estão apresentadas as médias em relação ao porte para as instituições hospitalares tanto do grupo de tratamento quanto do grupo de controle.

Observa-se, na Tabela 5, que em relação ao grupo de tratamento, cerca de 49% dos leitos dos hospitais de grande porte são do SUS, enquanto nos hospitais de porte médio esse percentual é de aproximadamente 27%, e nos hospitais de porte pequeno é de 60%. Em relação ao grupo de controle, o desvio padrão dos hospitais grandes é ligeiramente inferior à média da taxa de leitos SUS desses hospitais, mas ainda assim é próximo. Nos hospitais de porte médio, por outro

lado, o desvio padrão é consideravelmente superior à média da taxa de leitos SUS. Além disso, em comparação com o grupo de tratamento, os hospitais pequenos apresentam o menor desvio padrão em relação à média da taxa de leitos SUS.

Tabela 5 – Proporção de SUS de 2014 - 2019				
	Tratado		Controle	
	Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
Grande	0,49	0,37	0,49	0,42
Médio	0,27	0,41	0,25	0,37
Pequeno	0,60	0,37	0,26	0,44

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em comparação com o grupo de tratamento, observa-se na Tabela 5 que as médias e desvios padrão no grupo de controle estão próximos aos valores observados. No entanto, há uma exceção nos hospitais de pequeno porte, onde apenas 26% dos leitos são destinados ao SUS em relação ao total de leitos existentes. Além disso, no grupo de controle, o desvio padrão da média de leitos SUS dos hospitais de pequeno porte foi consideravelmente superior à taxa média de leitos SUS desses hospitais.

4.4. DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS

O presente trabalho se dedica à aplicação do modelo de Diferenças em Diferenças (DiD) com efeitos fixos na avaliação do impacto da Fase 2 do Programa Parto Adequado. O DiD é uma técnica estatística avançada frequentemente utilizada em estudos econômicos para estimar o impacto de intervenções políticas. Incorporando efeitos fixos, ele controla características invariáveis ao longo do tempo, isolando o efeito puro da política ou tratamento em questão. (Lechner; 2011).

Em sua essência, o DiD compara mudanças ao longo do tempo entre um grupo que recebeu a intervenção (grupo de tratamento) e um grupo que não a recebeu (grupo de controle). Ao controlar por efeitos fixos, o método considera que cada unidade analisada poderia ter suas próprias características estáveis, permitindo que o modelo absorva

diferenças que não variam com o tempo e que poderiam confundir o efeito da intervenção (Wooldridge; 2010).

Os princípios fundamentais do DiD consistem na realização de uma dupla subtração para estimar o efeito causal de uma intervenção. Primeiro, é calculada a diferença nas médias da variável de interesse, antes e depois da intervenção, tanto para o grupo de controle quanto para o grupo de tratamento. Em seguida, calcula-se a diferença entre essas diferenças, o resultado é a estimativa do efeito causal da intervenção. Sendo assim, a diferença entre as mudanças observadas nos dois grupos após a intervenção é considerada o efeito causal da intervenção (Foguel, 2017). O Quadro 2 ilustra esse processo por meio de um exemplo prático.

Quadro 2 – Procedimento de Cálculo do Modelo DiD			
	Pré-programa	Pós-programa	Diferenças
Grupo Tratamento Hospitais Privados	0,74	0,72	0,2
Grupo Controle Hospitais Privados	0,81	0,83	-0,2
Diferenças	-0,07	-0,11	-0,4

Fonte: Elaborado pelos autores.

O Quadro 2 apresenta uma comparação das taxas médias de cesárea entre os grupos de controle e tratamento em hospitais privados, antes e depois da adoção do Programa. As variações de 0,2 e -0,2 na coluna de diferenças indicam a mudança nas taxas de cesárea para os grupos de controle e tratamento, respectivamente, após a intervenção. A subtração entre -0,2 e 0,2 resulta na diferença entre os grupos e entre os períodos, ilustrando o conceito de diferenças em diferenças. Vale ressaltar que este exemplo demonstra apenas o mecanismo de cálculo do modelo DiD, sem refletir um impacto específico, pois representa apenas as médias das taxas de cesariana.

A equação do modelo DiD é:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 D_{1it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que:

i corresponde a unidade observacional hospital;

t corresponde à notação do período de tempo em ano;

α é o intercepto da equação;

Y representa a taxa de cesárea para o hospital i no ano t ;

X são as variáveis de controle da regressão; o β quantifica o efeito das variáveis de controle sobre a taxa de cesariana;

D_1 é a variável *dummy* para participação do hospital no programa, assumindo o valor 1

quando o hospital está no grupo de tratamento e 0 quando está no grupo controle;

β_1 é o coeficiente que estima o efeito que se almeja analisar, ou seja, o impacto de ter

participado do Programa;

μ_i e γ^t são os efeitos fixos de hospital e tempo;

ε_{it} é termo de erro aleatório.

Segundo os autores Chaisemartin e D'Haultfoeuille (2022), a abordagem de efeitos fixos em modelos de Diferenças em Diferenças (DiD) permite um controle mais efetivo de características não observáveis e fixas, fundamental para isolar os efeitos causais de intervenções em estudos econômicos. Esse ajuste metodológico é particularmente relevante em contextos onde as unidades de análise exibem heterogeneidade intrínseca, garantindo que as estimativas reflitam com maior precisão o impacto das políticas analisadas. Na avaliação do impacto do Programa Parto Adequado, os hospitais são as unidades observacionais do estudo, e, portanto, justificam o uso de efeitos fixos.

4.4.1 Hipótese de Tendência Paralela

A identificação de efeitos causais do modelo de Diferenças em Diferenças baseia-se na suposição de que, na ausência da intervenção, os grupos de tratamento e controle teriam evoluído de maneira

semelhante ao longo do tempo. Esse pressuposto é central para atribuir as mudanças observadas à intervenção em si (Gertler *et al.* 2016).

Outro ponto importante para a aplicação do DiD é a existência de uma tendência comum entre os grupos de tratamento e controle. Isso significa que as trajetórias temporais das variáveis de resultado nos dois grupos devem ser paralelas antes da implementação da intervenção. Se elas forem paralelas, qualquer alteração do ideal é que você veja que as duas linhas são paralelas ou próximas a paralelas antes do tratamento, e divergem após o tratamento. Isso sugere que o tratamento é o único fator que causa a diferença entre os grupos. No entanto, se as linhas não forem paralelas antes do tratamento, ou se se cruzarem ou convergirem após o tratamento, isso indicaria que há outros fatores que afetam o desfecho, e o pressuposto de tendências paralelas é violado (Ashenfelter; 1985).

Entretanto, a literatura recente apresenta uma série de contrapontos sobre o modelo de Diferenças em Diferenças (DiD). No modelo canônico, a principal suposição de identificação é que o resultado médio entre as populações tratadas e de comparação teria seguido "tendências paralelas" na ausência do tratamento. O debate em torno desse tema surge porque, na prática, o pressuposto de tendências paralelas é difícil de provar, mesmo ao se considerar covariáveis observáveis. Isso se deve à presença de características não observadas que variam ao longo do tempo e afetam os grupos de tratamento e controle de maneira diferente. Assim, o controle por fatores observáveis não é suficientemente confiável (Roth *et al.*, 2023).

O trabalho de Egami e Yamauchi (2022), recomenda que a análise das tendências paralelas seja realizada em períodos pré-tratamento mais longos, pois reforça a credibilidade da suposição de que essas tendências teriam continuado a ser paralelas na ausência de tratamento. Os autores defendem que investigar se as tendências dos grupos de tratamento e controle são paralelas nos períodos pré-tratamento serve como um teste placebo, proporcionando uma verificação indireta da plausibilidade dessa suposição. Desse modo, os autores propõem uma abordagem alternativa para realizar a análise de tendências paralelas, que consiste na utilização de múltiplos períodos antes do tratamento. De acordo com os autores, uma das principais vantagens de incluir múltiplos períodos antes do tratamento é permitir uma avaliação mais confiável da suposição de tendências paralelas, que é central para a validade do modelo de DiD.

Sendo assim, foi realizada a análise de tendência paralela de 2014 a 2017. Na Figura 2, temos o resultado dessa análise, formulada pelos autores Egami e Yamauchi (2022).

Tabela 6 – Análise das Tendências Paralelas				
Lag	Estimativa	Erro Padrão	IC 95% Inferior	IC 95% Superior
1	-7.47e-05	0.00814	-0.0618	0.0618
2	-1.73e-02	0.00975	-0.1511	0.1511
3	-1.46e-04	0.00793	-0.0601	0.0601

Notas: Lag refere-se ao número de períodos antes da atribuição do tratamento. O intervalo de confiança (IC)

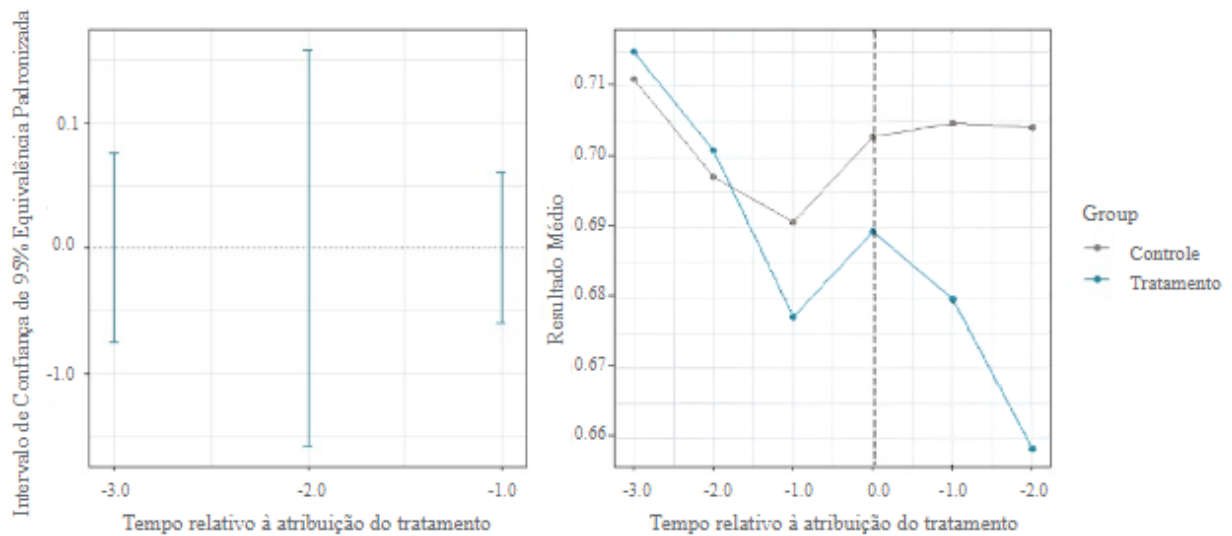
de 95% é baseado em 100 reamostragens bootstrap, conforme especificado na opção `n_boot` do código R.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Esta Tabela 6 apresenta as estimativas de Diferenças em Diferenças para avaliar a suposição de tendências paralelas, com base na taxa de cesariana antes da implementação do Programa Parto Adequado. A coluna *lag* se refere aos períodos de tempo antes da implementação da política (com *lag* 1 sendo o período imediatamente anterior à implementação). As estimativas são acompanhadas pelos respectivos erros padrões e intervalos de confiança de 95% (IC 95% Inferior e IC 95% Superior). Valores de estimativa próximos a zero, e intervalos de confiança que cruzam o zero, indicam a ausência de diferenças significativas nas tendências da taxa de cesariana entre os grupos de tratamento e controle antes da política, apoiando a suposição de tendências paralelas.

Então, como podemos notar, as estimativas obtidas para os *lags* temporais pré-tratamento indicam que não há diferenças significativas na taxa de cesariana entre os grupos de tratamento e controle. Especificamente, a estimativa para o *lag* de 1 (-7.47e-05) e o intervalo de confiança que atravessa o zero (-0.0618 a 0.0618) sugerem uma diferença média insignificante entre os grupos. Similarmente, os *lags* de 2 (-1.73e-02) e de 3 (-1.46e-04) mantêm intervalos de confiança abrangendo o zero, indicando ausência de evidências contra a hipótese de tendências paralelas. Portanto, os resultados apresentados na Tabela 6 sugerem que a probabilidade de existirem tendências não paralelas entre os grupos de tratamento e controle é baixa.

Figura 2 – Análise Gráfica Tendências Paralelas



Fonte: Elaborado pelos autores.

A interpretação gráfica da Figura 2 está em consonância com os achados quantitativos apresentados na Tabela 6. Observando o gráfico da esquerda, que mostra o intervalo de confiança de 95% para a diferença estimada entre os grupos de controle e tratamento nos períodos pré-tratamento, os intervalos de confiança cruzam a linha de zero. Isso sugere que não há evidências estatísticas para rejeitar a hipótese de que não existem diferenças significativas entre os grupos antes do tratamento. Complementarmente, o gráfico à direita mostra a evolução da taxa de cesárea ao longo do tempo em relação à implementação do Programa Parto Adequado. As tendências para os dois grupos, controle e tratamento, parecem seguir um padrão similar no período que antecede a intervenção, reforçando a premissa de condições equiparáveis entre os grupos. No entanto, a queda acentuada para o grupo de tratamento após o início do tratamento indica que há um efeito visível do tratamento que pode ser distinguido das tendências comuns entre os grupos.

Portanto, esta análise nos dá suporte preliminar à suposição de tendências paralelas necessárias para a abordagem DiD, o que é uma boa indicação de que a metodologia pode capturar o efeito causal do tratamento. Contudo, autores como Goodman-Bacon (2021), Borusyak e Spiess (2022), Bello-Gomez (2018), Callaway e Sant´Anna (2021) têm questionado a robustez dessa suposição. Eles argumentam que o efeito médio estimado pode ser distorcido devido à heterogeneidade entre os grupos analisados, que pode introduzir viés nas estimativas, especialmente quando observados resultados adversos.

Os efeitos indesejados, segundo os autores, são uma consequência das discrepâncias nos pesos atribuídos aos diversos grupos, originados de diferenças nas variâncias. Tais distorções podem levar a uma estimativa do efeito médio que não reflete fielmente o impacto da intervenção ao longo do tempo analisado. Assim, o método pode acabar gerando uma média ponderada dos efeitos que não representa adequadamente o efeito central da política estudada, mas sim uma composição ponderada derivada de várias estimativas de DiD.

Para superar esses desafios, os autores sugerem o uso do modelo de diferenças em diferenças com a inclusão de variáveis *leads* (períodos prévios ao tratamento) e *lags* (períodos posteriores ao tratamento), que nada mais é que uma extensão do modelo canônico que permite capturar a dinâmica de tratamento ao longo do tempo e controlar por características inalteradas que não são capturadas pelas variáveis observáveis (Angrist; Pischke, 2008). Assim, para estimar os efeitos dos *leads* e *lags*, utilizou-se o modelo de equação (2).

$$Y_{it} = \mu_i + \tau_t + \rho_g + \sum_{e=-3}^{-1} \delta_e \cdot D_{eit} + \sum_{e=0}^2 \beta_e \cdot D_{eit} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Onde:

- a) **t** corresponde à notação do período de tempo em anos;
- b) **i** corresponde a unidade observacional hospital;
- c) **e** corresponde aos períodos de tempo (*leads* e *lags*);
- d) $Y_{i,t}$ representa a taxa de cesárea para o hospital **i** no ano **t**,
- e) μ_i são os efeitos fixos de hospital
- f) τ_t são os efeitos fixos de tempo
- g) ρ_g são os efeitos fixos de hospitais públicos, privados ou regiões
- h) $D_{e,i,t}$ são variáveis dummies que indicam se o hospital **i** no tempo **t** está **e** períodos distante do início do tratamento
- i) δ_e é o coeficiente que capta o efeito da política nos períodos **e** antes do início do Programa
- j) β_e é o coeficiente que capta o efeito da política nos períodos **e** após o início do Programa
- k) $\epsilon_{i,t}$ é o termo de erro



5

RESULTADOS

5.1 RESULTADOS MODELO DE DIFERENÇAS CANÔNICO

A Tabela 7 apresenta os resultados da análise do Modelo de Diferenças em Diferenças (DiD) Canônico, focando no impacto do Programa Parto Adequado na taxa de cesarianas. Foram utilizadas as seguintes variáveis de controle: se a mãe está no mercado de trabalho, a idade da mãe, o nível de ensino da mãe, a quantidade de salas de parto normal por hospital, a taxa de leitos SUS dos hospitais, e se o hospital é uma maternidade.

A variável que indica se a mãe está no mercado de trabalho, foi escolhida, pois estudos mostram que mulheres que integram o mercado de trabalho tendem a preferir o parto cesariano devido à sua previsibilidade. A presença de um maior contingente de mulheres trabalhadoras em hospitais pode impactar significativamente a taxa de cesarianas na instituição. A expectativa era que o sinal dessa variável fosse positivo à taxa de cesárea, ou seja, que a mãe no mercado de trabalho gere um aumento na taxa de cesárea. No entanto, os resultados apresentados na Tabela 7 mostram o oposto: uma maior presença de mulheres no mercado de trabalho está associada a uma redução nas taxas de cesáreas. Esse resultado pode estar relacionado ao elevado número de campos não preenchidos para essa variável no SINASC, o que pode ter causado distorções nos resultados.

A mesma lógica se aplica à variável ensino da mãe. A teoria sugere que mães com maior nível de escolaridade tendem a ter maior poder aquisitivo, permitindo-lhes pagar um plano de saúde e optar por uma cesárea. Os resultados na Tabela 7 confirmam essa hipótese, com um sinal positivo para essa variável, indicando que um nível mais alto de educação da mãe está associado a uma maior taxa de cesáreas.

A variável idade da mãe foi incluída no modelo com base em estudos que sugerem que mães mais velhas tendem a preferir cesarianas em vez de partos naturais. No entanto, os resultados da Tabela 7 apontam na direção oposta: o aumento da idade da mãe está associado a uma redução na taxa de cesariana. Esse resultado requer uma interpretação cuidadosa, pois a idade pode não ser um fator

determinante na escolha do tipo de parto, contrariando as expectativas dos estudos.

As variáveis salas de parto e taxa de leitos SUS foram incluídas na análise com a expectativa de que um maior número de salas de parto normal em um hospital reduziria a taxa de cesáreas. Da mesma forma, esperava-se que uma maior quantidade de leitos SUS estivesse associada a uma menor taxa de cesáreas. Os resultados da Tabela 7 confirmam a hipótese para a variável taxa de leitos SUS, que apresentou um coeficiente negativo, indicando que um maior número de leitos SUS está associado a uma redução nas cesáreas. No entanto, o sinal para a variável salas de parto foi positivo. Esse resultado pode ser explicado pelo fato de que a quantidade de hospitais com salas de parto normal é muito baixa, o que torna essa variável não representativa na análise.

E por fim, a covariável maternidade foi incluída na análise porque, em geral, as maternidades no Brasil são unidades hospitalares mais equipadas para realizar partos naturais. Assim, o fato de um hospital ser uma maternidade pode influenciar a taxa de cesarianas. Os resultados apresentados na Tabela 7 confirmam essa hipótese, mostrando um sinal positivo para essa variável, o que indica que a presença de uma maternidade está associada a uma menor taxa de cesáreas.

Sendo assim, o estudo foi estruturado em quatro configurações do modelo. O modelo geral (coluna 1) inclui apenas os efeitos fixos de tempo e hospital, indicando uma redução de 2,5% na taxa de cesarianas, com um coeficiente de -0,025.

Modelo com efeito fixo regional (coluna 2), mostrou que a inclusão de efeitos fixos para as diferentes regiões do Brasil não apresentou impacto significativo. A intenção dessa análise é examinar se o efeito do programa varia em função das particularidades regionais. Contudo, os resultados sugerem que a localização geográfica dos hospitais não influencia diretamente o efeito do programa, indicando que as práticas e resultados do Parto Adequado transcendem as diferenças regionais e são aplicáveis de maneira uniforme em todo o território nacional.

Já o modelo de efeitos fixos de hospitais privados e públicos (colunas 3 e 4) analisam separadamente o impacto nos hospitais privados e públicos, indicando reduções na ordem de 3,0% e 1,2%,

respectivamente. Isso destaca uma queda mais acentuada nas cesarianas em hospitais privados, possivelmente devido à maior amostra de 65 hospitais, em contraste com os 15 hospitais públicos analisados.

A disparidade entre hospitais privados e públicos pode ser atribuída não apenas ao tamanho da amostra, mas também às diferenças estruturais no atendimento ao parto. No sistema privado, é comum o agendamento de cesarianas eletivas, ao passo que no sistema público, a cesariana é geralmente reservada para complicações na gestação ou no trabalho de parto. Além disso, as limitações de atendimento e recursos no SUS (Sistema Único de Saúde) favorecem a priorização dos partos naturais, limitando assim o espaço para mudanças no modelo de atenção ao parto em hospitais públicos.

Portanto, podemos concluir que os resultados mostram uma associação clara entre o programa e a redução nas taxas de cesarianas, variando entre os modelos de 1,2% a 3,0%.

Tabela 7 – Resultado do Modelo de Diferença em Diferença				
	Variável Dependente: Taxa de Cesárea			
	DID1	DID2	DID3	DID4
Diferença	-0,025***	-0,014*	-0,030***	-0,012*
Trabalha	-0,005*	-0,003*	-0,002	-0,007**
Idade da mãe	-0,031***	-0,034***	-0,034***	-0,030***
Salas de Parto	0,011**	0,011**	0,011**	0,011**
Taxa de leitos SUS	-0,02***	-0,02***	-0,03***	-0,03***
Maternidade	-0,004	-0,004	-0,004	-0,004
Ensino da mãe	0,004**	0,004**	0,004**	0,004**
EF.Período e hospital	Sim	Sim	Sim	Sim
EF.Região	Não	Sim	Não	Não
EF.Hospitais Privados	Não	Não	Sim	Não

EF.Hospitais Públicos	Não	Não	Não	Sim
R2	0,08	0,08	0,08	0,08
Observações	1071	1071	1071	1071

Notas: ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1.

Fonte: Elaborado pelos autores.

5.2 RESULTADO MODELO EMPÍRICO COM LAGS E LEADS

A Tabela 8 do estudo oferece uma análise dos efeitos do Programa Parto Adequado sobre as taxas de cesárea nos anos pré e pós intervenção, a partir da equação 2. Nela, observa-se uma análise das médias anuais do grupo de controle e tratamento antes e depois do início do programa Parto Adequado, os DIDt são os coeficientes do grupo tratado, e o DID é o coeficiente do grupo tratamento. Cada coluna da tabela (DID1 a DID4) apresenta variantes do modelo de Diferenças em Diferenças (DiD) com *lags* e *leads*, onde o objetivo é entender como a implementação do programa impactou nas taxas de cesáreas no grupo tratado em comparação com o grupo que não recebeu o tratamento.

Analizando os coeficientes DIDt-1 DIDt-0 e DID-1 DID-0, que representam os *lags* do modelo, observamos os valores antes da política ser implementada. Em específico, DIDt-0 DID-0 captura a diferença no ano imediatamente anterior à implementação da política, enquanto DIDt-1 DID-1 representa os dois anos antes.

Ao examinar os coeficientes associados a DIDt0 e DID0, observa-se a ausência de significância estatística, indicando estabilidade nas taxas de cesárea no período imediatamente anterior ao lançamento do Programa Parto Adequado. Tal estabilidade sugere que não ocorreram alterações substanciais prévias nas práticas dos hospitais que pudessem ser atribuídas à influência antecipada do programa. Além disso, a não significância dos coeficientes para DIDt-1 e DID-1 reforça a premissa de que tendências antecedentes não afetaram o grupo de tratamento ou controle, assegurando a credibilidade das estimativas de efeito do programa.

Os coeficientes DIDt+1 DID+1, assim como DIDt+2 DID+2 representam os *leads* do modelo, no primeiro e segundo ano após o início do programa. Estes coeficientes capturam o efeito do programa

após o seu início começar. Os coeficientes positivos do grupo controle indicam que houve aumento da taxa de cesárea, enquanto que no grupo tratamento, os coeficientes são negativos, indicando que houve uma redução da taxa de cesárea. A significância estatística dos coeficientes DIDt+1 e DIDt+2 reforça a existência de uma queda substancial nas taxas de cesárea, implicando uma diferença ampliada entre os grupos tratados e controle após o início do programa.

Portanto, podemos dizer que os coeficientes negativos e significativo para DIDt+1 (-0.012*) e DIDt+2 (-0.030**) indicam que houve uma redução significativa na taxa de cesárea nos anos seguintes à implementação do programa, confirmando o impacto positivo do Parto Adequado.

O modelo da coluna 2 com efeitos fixos regionais, mostra que a falta de significância desses efeitos sugere que a região em si não foi um fator influente nos resultados do programa. Na análise regional, os achados do modelo canônico e da abordagem com *leads* e *lags* se alinham, demonstrando que, nos dois casos, a localização geográfica dos hospitais não teve um impacto significativo. Isso sugere que o efeito do Programa Parto Adequado não está condicionado às peculiaridades regionais, reforçando a ideia de que suas práticas e resultados são consistentes e aplicáveis em todo o território nacional, independentemente das variações geográficas.

Quanto à análise dos modelos com efeitos fixos para os hospitais públicos e privados, no modelo com *lags* e *leads*, o modelo, diferente do canônico, mostrou resultados parecidos. Os hospitais privados tiveram uma redução próxima de 4%, enquanto que nos hospitais públicos a redução foi de 1,2% no primeiro ano de implementação do programa e 2% no segundo ano de implementação do PPA. Isso indica que, ao incorporar *lags* e *leads*, o impacto do programa tende a se equilibrar entre os dois tipos de hospitais, sugerindo um efeito uniforme do Programa Parto Adequado em reduzir as cesarianas, independentemente da natureza da instituição.

Portanto, podemos dizer que o modelo canônico também apresentou boas estimativas para a redução da taxa de cesáreas no período de vigência do programa. Mesmo com a inclusão das *lags* e *leads* anuais, esta redução da taxa de cesária se mantém e com o sinal esperado.

Tabela 8 – Análise das Modelo Empírico com Lags e Leads

	Variável Dependente: Taxa de Cesárea			
	DID1	DID2	DID3	DID4
DIDt-1	-0,004	-0,004	-0,004	-0,004
DIDt0	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
DIDt+1	-0,012*	-0,012	-0,012*	-0,012*
DIDt+2	-0,030**	-0,030	-0,030**	-0,020**
DID-1	0,003	0,003	0,003	0,003
DID0	0,005	0,005	0,005	0,005
DID +1	0,012*	0,012*	0,012*	0,012*
DID +2	0,03**	0,03*	0,03**	0,020**
EF.Período e hospital	Sim	Sim	Sim	Sim
EF.Região	Não	Sim	Não	Não
EF.Hospitais Privados	Não	Não	Sim	Não
EF.Hospitais Públicos	Não	Não	Não	Sim
Observações	1071	1071	1071	1071

Notas: ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1.

Fonte: Elaborado pelos autores.



6

ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Para a análise de robustez, o primeiro teste considerado é o teste de falsificação. Este teste consiste em verificar se os coeficientes de diferença estimados no modelo de diferenças em diferenças continuam significantes com a introdução de variáveis independentes que não estão diretamente ligadas ao programa em questão (Barreto; Silveira Neto; Carazza, 2021; Biderman; Melo; Schneider, 2010; Carazza; Silveira Neto; Emanuel, 2020). As variáveis escolhidas para esses testes são mulher indígena, mulher amarela, gestação com menos de 22 semanas e mulher branca. Na Tabela 9 estão as estimativas do teste de falsificação para o coeficiente de diferença.

Na Tabela 9, é evidente que ao considerar variáveis pouco relacionadas com os objetivos iniciais do programa, os coeficientes de diferença não foram significativos. Isso sugere que os resultados obtidos no modelo de diferenças em diferenças são robustos e não são afetados pela inclusão de variáveis falsificadas.

Tabela 9 – Tabela Teste de Falsificação				
A	Variável dependente Branca			
	Branca	Branca	Branca	Branca
DID	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03
EF.Período e hospital	Sim	Não	Não	Não
EF.Região	Não	Sim	Não	Não
EF.Hospitais Privados	Não	Não	Sim	Não
EF.Hospitais Públicos	Não	Não	Não	Sim
B	Variável dependente Indígena			
	Indígena	Indígena	Indígena	Indígena
DID	0,007	0,007	0,007	0,007

EF.Período e hospital	Sim	Não	Não	Não
EF.Região	Não	Sim	Não	Não
EF.Hospitais Privados	Não	Não	Sim	Não
EF.Hospitais Públicos	Não	Não	Não	Sim
C	Variável dependente Amarela			
	Amarela	Amarela	Amarela	Amarela
DID	0,019	0,019	0,019	0,019
EF.Período e hospital	Sim	Não	Não	Não
EF.Região	Não	Sim	Não	Não
EF.Hospitais Privados	Não	Não	Sim	Não
EF.Hospitais Públicos	Não	Não	Não	Sim

Notas: ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Com relação à distribuição de probabilidade do erro nos modelos, conforme afirmado por De Moivre (1967) no Teorema Central do Limite, em amostras com tamanho grande, as observações do erro tendem a se comportar como uma distribuição normal. A amostra deste artigo consiste em 1071 observações, o que a torna consideravelmente grande. Portanto, podemos utilizar o Teorema Central do Limite para sugerir que o erro está se aproximando de uma distribuição normal, independentemente de sua distribuição original, conforme mencionado por De Moivre (1967).

Outro teste muito utilizado na análise de robustez é o teste de validação. Este teste consiste em inferir o efeito esperado do coeficiente de diferença em determinadas variáveis do modelo (Barreto; Silveira Neto; Carazza, 2021; Biderman; Melo; Schneider, 2010; Carazza; Silveira Neto; Emanuel, 2020). Se o coeficiente de diferença está medindo a média de redução da taxa de cesáreas, espera-se que o mesmo esteja aumentando a taxa de parto vaginal. Na Tabela 10, percebe-se que para todos os controles, o impacto do coeficiente de diferença estimado foi

positivo na taxa de partos vaginais. Isso confirma a validade do modelo e reforça a interpretação dos resultados obtidos.

Tabela 10 – Resultados das Estimações do Modelo de Diferenças em Diferenças para o Teste de Validação

	Variável dependente Parto Vaginal			
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	0,013***	0.03***	0.03***	0,012*
EF.Período e hospital	Sim	Não	Não	Não
EF.Região	Não	Sim	Não	Não
EF.Hospitais Privados	Não	Não	Sim	Não
EF.Hospitais Públicos	Não	Não	Não	Sim

Notas: ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em relação à autocorrelação serial, a análise do modelo de Diferenças em Diferenças canônico por meio do teste de Breusch-Godfrey (2015) revelou um valor-p de 11%. Tal resultado sugere que, em todos os níveis de significância considerados, não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação.

Com o intuito de mitigar possíveis problemas advindos da multicolinearidade, optou-se por selecionar as variáveis menos correlacionadas entre si, conforme evidenciado na Tabela 11. Este procedimento metodológico visa garantir a robustez e a confiabilidade da análise, ao contemplar aspectos fundamentais como a autocorrelação serial e a multicolinearidade, reforçando, assim, a solidez das conclusões obtidas no estudo em questão.

Tabela 11 – Tabela de Correlação entre as Variáveis Explicativas

	Trabalha	adolescente	SALA	Tx.SUS	Materndade	S. incompleto
Trabalha	1,00	0,30	0,25	-0,07	0,35	0,44

adolescente	0,30	1,00	0,52	0,56	0,29	0,36
SALA	0,25	0,52	1,00	0,33	0,17	0,33
Tx.SUS	-0,07	0,56	0,33	1,00	0,06	0,13
Maternidade	0,35	0,29	0,17	0,06	1,00	0,18
S. incompleto	0,44	0,36	0,33	0,13	0,18	1,00

Fonte: Elaborado pelos autores.



7

CONCLUSÃO

Este estudo examinou o efeito da Fase 2 do Programa Parto Adequado na redução de cesarianas, utilizando a abordagem de Diferenças em Diferenças com efeitos fixos, explorando tanto o modelo canônico, quanto uma análise do efeito do programa no tempo através da adição de *lags* e *leads* no modelo. Ambas as análises revelaram um impacto positivo do programa.

A abordagem adotada com introdução do DiD com *lags* e *lead* permitiu uma análise mais precisa quanto às dinâmicas temporais associadas às taxas de cesáreas nos períodos pré e pós intervenção do Programa Parto Adequado, superando a necessidade de suposições de tendências paralelas exigidas pelo modelo canônico. Os resultados mostraram uma redução de 2,5% nas taxas com o modelo canônico e cerca de 2,1% no modelo de *lags* e *leads*. Portanto, podemos dizer que os dois modelos apresentaram boas estimativas para a redução da taxa de cesáreas no período de vigência do programa.

A comparação dos efeitos do Programa Parto Adequado nas taxas de cesariana em hospitais públicos e privados revela padrões interessantes. No modelo canônico, a redução observada nos hospitais privados foi de cerca de 3,0%, enquanto que, com a introdução de *lags* e *leads*, a diminuição foi ligeiramente menor, chegando a 2,1%. Já nos hospitais públicos, a discrepância entre os modelos foi mais acentuada: uma redução de 1,2% foi notada pelo modelo canônico, enquanto que o modelo com *lags* e *leads* registrou uma diminuição de 1,2% no primeiro ano de implementação e de 2% no segundo. Isso indica que, ao incorporar *lags* e *leads*, o impacto do programa tende a se equilibrar entre os dois tipos de hospitais, sugerindo um efeito mais uniforme do Programa Parto Adequado em reduzir as cesarianas, independentemente da natureza da instituição.

Quanto à análise das regiões do Brasil, nos dois modelos, podemos observar que a inclusão de efeitos fixos para as diferentes regiões do Brasil não apresentou impacto significativo, indicando que as práticas e resultados do Parto Adequado transcendem as diferenças regionais e são aplicáveis de maneira uniforme em todo o território nacional.

Podemos concluir com o estudo que o Programa Parto Adequado contribuiu para a redução das taxas de cesariana. A aplicação dos *lags* e *leads* no modelo DiD, conforme discutido, não só reafirmou a consistência dos efeitos do programa ao longo do tempo, mas também ressaltou a ausência de diferenças significativas antes da implementação, reforçando a credibilidade das inferências causais. A consideração desses elementos temporais demonstrou o bom desempenho do Programa Parto Adequado em reduzir intervenções cirúrgicas desnecessárias e promover práticas de parto mais seguras, em consonância com as diretrizes médicas e da Organização Mundial da Saúde. Tal resultado também destaca o empenho do Brasil em adotar práticas obstétricas que assegurem a proteção e o bem-estar de mães e bebês.

Apesar das contribuições significativas deste estudo para a avaliação do impacto da Fase 2 do Programa Parto Adequado, algumas limitações devem ser reconhecidas. Primeiramente, a abordagem quase-experimental, embora robusta, não elimina completamente o risco de viés residual devido a variáveis não observadas. Fatores não capturados pelos dados disponíveis podem influenciar tanto a participação no programa quanto os desfechos avaliados, o que pode afetar a validade dos resultados.

Além disso, a heterogeneidade dos hospitais participantes representa uma limitação importante. A diversidade entre os hospitais em termos de recursos, práticas clínicas e perfis de pacientes pode influenciar a eficácia do programa de maneiras diferentes. Hospitais com melhores infraestruturas ou diferentes níveis de comprometimento com as práticas sugeridas pelo programa podem apresentar resultados distintos, dificultando a generalização dos achados.

Por fim, o período de análise do efeito do programa foi relativamente curto, abrangendo apenas dois anos. Esse intervalo pode ser insuficiente para capturar o impacto real e completo do Programa Parto Adequado, já que algumas mudanças sugeridas pelo programa podem levar tempo para serem plenamente implementadas e refletidas nas taxas de cesáreas. A análise de um período mais longo poderia fornecer uma visão mais abrangente e precisa dos efeitos do programa.

Para estudos futuros, sugere-se analisar o impacto do programa em diferentes períodos, tanto curtos quanto longos, para verificar a hipótese mencionada no parágrafo anterior. Além disso, sugere-se explorar subgrupos específicos dentro da população estudada, como perfis das mães baseados em classe social, raça e participação no mercado de trabalho, para entender melhor os efeitos diferenciados do programa. Outra área de investigação interessante seria a comparação dos resultados entre as Fases 1 e 2 do programa, visando identificar a evolução do programa ao longo do tempo, melhorias ou mudanças nas abordagens e impactos. Essas extensões podem fornecer uma compreensão mais profunda e detalhada dos efeitos do Programa Parto Adequado, contribuindo para a formulação de políticas mais efetivas.

Assim, a pesquisa revela que a introdução do Modelo de Melhoria no Programa Parto Adequado teve um papel significativo na transformação da assistência médica, e atingiu seu objetivo principal de reduzir a taxa de cesáreas. Ademais, pode-se concluir que o programa contribuiu para aprimoramento da experiência das gestantes, bem como melhorar o bem-estar dos profissionais da saúde, assegurar uma assistência mais equitativa e abrangente, e, conseqüentemente, elevar o padrão de saúde da comunidade.



REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

REFERÊNCIAS

ESCOLA NACIONAL DE SAÚDE PÚBLICA – FIOCRUZ. Nacer no Brasil: inquérito nacional sobre parto e nascimento. Sumário executivo temático da pesquisa. 2014. Disponível em: <https://nascernobrasil.ensp.fiocruz.br/wp-content/uploads/2019/12/sumario_executivo_nacer_no_brasil-novos_resultados.pdf> Acesso em: jul./ago. 2023

ANS; IHI; SBIBHAE. Cartilha nova organização do cuidado ao parto e nascimento para melhores resultados de saúde: projeto Parto Adequado – fase 1. Rio de Janeiro, 2016. Disponível em: 23 <http://www.ans.gov.br/images/stories/Materiais_para_pesquisa/Materiais_por_assunto/web_total_parto_adequado.pdf> Acesso em: jul./ago. 2023.

Alcaide, A. R., & Arranz, J. (2022). An impact evaluation of the strategy for normal birth care on caesarean section rates and perinatal mortality in Spain. *Health Policy*, 126(1), 24-34. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2021.11.003>

ARAÚJO, M.M.; SANTOS, H.F.L. **Políticas de humanização ao pré-natal e parto: uma revisão de literatura**. Revista Científica FacMais, vol. VI, n. 2, p. 54-64, 1º semestre/2016.

ANGRIST, D. J. E PISCHKE. **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion. Statistical papers**. Princeton University Press. 2009.

ASHENFELTER, O., & CARD, D. (1985). **Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs**. *The Review of Economics and Statistics*, 67(4), 648. doi:10.2307/1924810

AUSTIN, P. C. (2013). **A comparison of 12 algorithms for matching on the propensity score**. *Statistics in Medicine*, 33(6), 1057–1069. doi:10.1002/sim.6004

BARBOSA, G. P., GIFFIN, K., ANGULO-TUESTA, A., GAMA, A. DE S., CHOR, D., D'ORSI, E., & REIS, A. C. G. V. dos. (2003). **Parto cesáreo: quem o deseja? Em quais circunstâncias?** *Cadernos de Saúde Pública*, 19(6), 1611–1620. doi:10.1590/s0102-311x2003000600006

BARRETO, Y., SILVEIRA NETO, R. DA M., & CARAZZA, L. (2021). **Uber and traffic safety: Evidence from Brazilian cities.** Journal of Urban Economics, 123, 103347. doi:10.1016/j.jue.2021.103347

BOREM, P., DE CÁSSIA SANCHEZ, R., TORRES, J., DELGADO, P., PETENATE, A. J., PERES, D., ... BARKER, P. (2020). **A Quality Improvement Initiative to Increase the Frequency of Vaginal Delivery in Brazilian Hospitals.** Obstetrics & Gynecology, 135(2), 415–425. DOI: 10.1097/AOG.0000000000003619

BETRÁN, A. P., YE, J., MOLLER, A.-B., SOUZA, J. P., & ZHANG, J. (2021). **Trends and projections of caesarean section rates: global and regional estimates.** BMJ Global Health, 6(6), e005671. doi:10.1136/bmjgh-2021-005671

BERTRAND, MARIANNE; DUFLO, ESTHER; MULLAINATHAN, SENDHIL. How much should we trust differences-in-differences estimates?. **The Quarterly journal of economics**, v. 119, n. 1, p. 249-275, 2004.

BELLO-GOMEZ, R. A. (2020, May). **Interacting Capacities: The Indirect National Contribution to Subnational Service Provision.** Public Administration Review. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/puar.13192>

BREUSCH, Trevor S.; GODFREY, Leslie. A review of recent work on testing for auto-correlation in dynamic simultaneous models. **Macroeconomic analysis**, p. 63-110, 2015.

BIDERMAN, C., DE MELLO, J. M., & SCHNEIDER, A. Dry laws & homicides: **Evidence from the São Paulo metropolitan area.** The Economic Journal, 120(543), 157–182, 2010. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2009.02299.x>

BORUSYAK, X. e SPIESS, J. 2022. **Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation.** Journal of Econometrics

CALLAWAY, B. & SANT'ANNA, P. H. C., 2020. **Difference-in-differences with multiple time periods.** Journal of Econometrics.

CALLAWAY, B. & SANT'ANNA, P. H. C., 2021. **Difference-in-Differences with a Continuous Treatment.**

CALLAWAY, B. & SANT'ANNA, P. H. C., 2021a. Getting Started with the did Package.

Vignettes/did-asics. Rmd

CIANI, Emanuele; FISHER, Paul. **Dif-in-dif estimators of multiplicative treatment effects.** Journal of Econometric Methods, v. 8, n. 1, p. 20160011, 2019.

CARAZZA, L.; SILVEIRA NETO, R.; EMANUEL, L. **Juvenile curfew and crime reduction: Evidence from Brazil.** Papers in Regional Science, Volume100, Issue2, Pages 561-579, 2020. <https://doi.org/10.1111/pirs.12573>.

Cookson, G., & Laliotis, I. (2017). **Promoting normal birth and reducing caesarean section rates: An evaluation of the Rapid Improvement Programme.** Health Economics, 27(4), 675–689. doi:10.1002/hec.3624

DIAS BAS, LEAL MC, MARTINELLI KG, NAKAMURA-PEREIRA M, ESTEVES-PEREIRA AP, SANTOS-NETO ET. **Prematuridade recorrente: dados do estudo “Nascer no Brasil”.** Rev Saude Publica. 2022;56:7. <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2022056003527>

DE MOIVRE, A. (1733). The Doctrine of Chances: **A Method of Calculating the Probabilities of Events in Play.** Chelsea Publishing Company, 1967.

DE CHAISEMARTIN, C., & D'HAULTFŒUILLE, X. (2020). **Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects.** American Economic Review, 110(9), 2964-2996.

DOMINGUES, R. M. S. M., DIAS, M. A. B., NAKAMURA-PEREIRA, M., TORRES, J. A., D'ORSI, E., PEREIRA, A. P. E., ... LEAL, M. DO C. (2014). **Processo de decisão pelo tipo de parto no Brasil: da preferência inicial das mulheres à via de parto final.** Cadernos de Saúde Pública, 30(suppl 1), S101–S116. doi:10.1590/0102-311x00105113

DOS SANTOS, JOEBSON MAURILIO ALVES ET AL. **Mais polícia, menos crime: evidências para o Programa Em Frente, Brasil de Combate à Criminalidade Violenta.**

DOWNES, K. L., HINKLE, S. N., SJAARDA, L. A., ALBERT, P. S., & GRANTZ, K. L. (2015). **Previous prelabor or intrapartum cesarean delivery and risk of placenta previa.** American Journal of Obstetrics and Gynecology, 212(5), 669.e1–669.e6. doi:10.1016/j.ajog.2015.01.004

EGAMI N, YAMAUCHI S. **Using Multiple Pretreatment Periods to Improve Difference-in-Differences and Staggered Adoption Designs**. Political Analysis. 2023;31(2):195-212. doi:10.1017/pan.2022.8

ESCOLA NACIONAL DE SAÚDE PÚBLICA – FIOCRUZ. Nascer no Brasil: **inquérito nacional sobre parto e nascimento. Sumário executivo temático da pesquisa. 2014.** Disponível em: https://nascernobrasil.ensp.fiocruz.br/wp-content/uploads/2019/12/sumario_executivo_nascer_no_brasil-novos_resultados.pdf> Acesso em: jul./ago. 2023

FAIZ, A. S., & ANANTH, C. V. (2003). **Etiology and risk factors for placenta previa: an overview and meta-analysis of observational studies**. The Journal of Maternal-Fetal & Neonatal Medicine, 13(3), 175–190. doi:10.1080/jmf.13.3.175.190

FOGUEL, MIGUEL NATHAN. DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS. IN: MENEZES FILHO, NAERCIO AQUINO; PINTO, CRISTINE CAMPOS XAVIER (org.). **Avaliação econômica de projetos sociais**. v. 3. São Paulo: Fundação Itaú Social, 2017. p. 39-54.

FUGLENES, D., AAS, E., BOTTEN, G., ØIAN, P., & KRISTIANSEN, I. S. (2011). **Why do some pregnant women prefer cesarean? The influence of parity, delivery experiences, and fear**. American Journal of Obstetrics and Gynecology, 205(1), 45.e1–45.e9. doi:10.1016/j.ajog.2011.03.043.

GERTLER, Paul J. et al. **Impact evaluation in practice**. Washington, DC: World Bank, 2016.

GOLDANI, H. A., BETTIOL, H., BARBIERI, M. A., SILVA, A. A., AGRANONIK, M., MORAIS, M. B., & GOLDANI, M. Z. (2011). **Cesarean delivery is associated with an increased risk of obesity in adulthood in a Brazilian birth cohort study**. The American Journal of Clinical Nutrition, 93(6), 1344–1347. doi:10.3945/ajcn.110.010033

HONGYU, Kuang; SANDANIELO, Vera Lúcia Martins; DE OLIVEIRA JUNIOR, Gilmar Jorge. Análise de componentes principais: resumo teórico, aplicação e interpretação. **E&S Engineering and science**, v. 5, n. 1, p. 83-90, 2016.

HOPKINS, K. (2000). **Are Brazilian women really choosing to deliver by cesarean?** Social Science & Medicine, 51(5), 725–740. doi:10.1016/s0277-9536(99)00480-3

LEAL, M. DO C., BITTENCOURT, S. DE A., ESTEVES-PEREIRA, A. P., AYRES, B. V. DA S., SILVA, L. B. R. A. DE A., THOMAZ, E. B. A. F., ... VILELA, M. E. DE A. (2019). **Avanços na assistência ao parto no Brasil: resultados preliminares de dois estudos avaliativos**. Cadernos de Saúde Pública, 35(7). doi:10.1590/0102-311x00223018

LEAL MDC, DA GAMA SGN. **Birth in Brazil**. Cad Saude Publica 2014;30:S6.

LECHNER, M. (2010). **The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods Estimation of Spatial Panels**. Foundations and Trends in Econometrics, 4(3), 165–224. doi:10.1561/08000000014

MASCARELLO KC, HORTA BL, SILVEIRA MF. **Complicações maternas e cesárea sem indicação: revisão sistemática e meta-análise**. Rev Saúde Pública. 2017;51:105.

MELO, Carolina; MENEZES FILHO, Naercio. **The Effects of a National Policy to Reduce Elective C-sections in Brazil**. CENTRO, 2021.

NEGELE, K., HEINRICH, J., BORTE, M., BERG, A., SCHAAF, B., ... LEHMANN, I. (2004). **Mode of delivery and development of atopic disease during the first 2 years of life**. Pediatric Allergy and Immunology, 15(1), 48–54. doi:10.1046/j.0905-6157.2003.00101.x

REYMAN, M., VAN HOUTEN, M. A., VAN BAARLE, D., BOSCH, A. A. T. M., MAN, W. H., CHU, M. L. J. N., ... BOGAERT, D. (2019). **Impact of delivery mode-associated gut microbiota dynamics on health in the first year of life**. Nature Communications, 10(1). doi:10.1038/s41467-019-13014-7

SHADISH, W. R., COOK, T. D., & CAMPBELL, D. T. (2002). **Experimental and Quasi-Experimental Designs for Generalized Causal Inference**. Houghton Mifflin.

ROSENBAUM, P. R., & RUBIN, D. B. (1984). **Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score**. Journal of the American Statistical Association, 79(387), 516. doi:10.2307/2288398

ROCHA, AS, PAIXÃO, ES, ALVES, FJO ET AL. **Cesarianas e nascimentos prematuros segundo classificação de Robson: um estudo de base populacional com mais de 17 milhões de nascimentos no Brasil**. BMC Gravidez Parto 23, 562 (2023). <https://doi.org/10.1186/s12884-023-05807-y>

ROTH, JONATHAN ET AL. WHAT'S TRENDING IN DIFFERENCE-IN-DIFFERENCES? **A synthesis of the recent econometrics literature.** Journal of Econometrics, v. 235, n. 2, p. 2218-2244, 2023.

RUSCONI, F., ZUGNA, D., ANNESI-MAESANO, I., BAÏZ, N., BARROS, H., CORREIA, S., ... GALASSI, C. (2017). **Mode of Delivery and Asthma at School Age in 9 European Birth Cohorts.** American Journal of Epidemiology, 185(6), 465–473. doi:10.1093/aje/kwx021

SERI, I. (2011). **Delivery mode shapes the acquisition and structure of the initial microbiota across multiple body habitats in newborns.** Yearbook of Neonatal and Perinatal Medicine, 2011, 15–16. doi:10.1016/j.ynpm.2011.07.096

SCHNEIDER, Barbara et al. **Estimating Causal Effects Using Experimental and Observational Designs: a think tank white paper.** Washington: American Educational Research Association, 2007.

Tsai, Y. H., Huang, K. C., & Soong, Y. K. (2006). Impact of case payment on physicians practicing vaginal birth after cesarean section. Taiwan Journal of Public Health, 25(4), 283-292.

WOOLDRIDGE, JEFFREY M. Introductory Econometrics: **A Modern Approach. Cengage Learning**, 2019.

WOOLDRIDGE, J. M. (2010). **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.** The MIT Press.

ZHANG, Z., KIM, H. J., LONJON, G., & ZHU, Y. (2019). **Balance diagnostics after propensity score matching. Annals of Translational Medicine,** 7(1), 16–16. doi:10.21037/atm.2018.12.10



idp

A ESCOLHA QUE
TRANSFORMA
O SEU CONHECIMENTO