O Projeto Parto Adequado gera efeitos de transbordamento? Evidências de vizinhança geográfica e trabalhista no Brasil (2012–2022)

Lucas Matheus Falcão* Keuler Hissa†

Área 14 – Planejamento regional e políticas públicas

Resumo

Avaliações anteriores atribuem ao Projeto Parto Adequado uma redução das cesáreas nos hospitais participantes, mas, ao usarem hospitais não participantes como controle, dependem da hipótese de que os efeitos do programa não se propagam a outros estabelecimentos. Este estudo investiga se a adesão produz efeitos indiretos sobre a cesárea eletiva dos não participantes e distingue dois canais de exposição: a proximidade geográfica e o compartilhamento de obstetras. O canal profissional está amplamente disponível, pois a maioria dos obstetras atende em vários hospitais e boa parte dos expostos compartilha médicos com um participante próximo. Com um painel hospital-ano que integra o SINASC, o CNES e a lista oficial de adesão, estimamos efeitos escalonados pelo estimador de Callaway e Sant'Anna, com inferência por mercado hospitalar e por randomização. Não encontramos evidência robusta de transbordamento: pela vizinhança geográfica, a mais precisa, um teste de equivalência descarta efeitos de magnitude relevante; pela rede de obstetras compartilhados, a estimativa é imprecisa. Os achados reduzem, sobretudo para a vizinhança geográfica, a preocupação com contaminação do grupo de controle nas avaliações anteriores. Mostramos ainda que aplicar o estimador a cortes transversais repetidos produz um transbordamento espúrio, artefato de mudanças seletivas na composição dos hospitais.

Palavras-chave: Projeto Parto Adequado; efeitos de transbordamento; cesárea.

Abstract

Previous evaluations attribute to the Parto Adequado programme a reduction in cesarean sections among participating hospitals, but, by using non-participating hospitals as controls, they rely on the assumption that the programme's effects do not spread to other establishments. This study investigates whether enrollment produces indirect effects on the scheduled cesarean rate of non-participants and distinguishes two channels of exposure: geographic proximity and the sharing of obstetricians. The professional channel is widely available, as most obstetricians work at several hospitals and a large share of exposed hospitals share physicians with a nearby participant. Using a hospital-year panel integrating SINASC, CNES and the official enrollment list, we estimate staggered effects with the Callaway and Sant'Anna estimator, with inference by hospital market and by randomization. We find no robust evidence of spillovers: under the geographic neighborhood, the more precise one, an equivalence test rules out effects of relevant magnitude, while through the obstetrician-sharing network the estimate is imprecise. The findings reduce, especially for the geographic neighborhood, the concern with contamination of the control group in previous evaluations. We further show that applying the estimator to repeated cross-sections produces a spurious spillover, an artifact of selective changes in the composition of the hospitals observed.

Keywords: Parto Adequado programme; spillover effects; cesarean section.

Classificação JEL: I18; I11; C23.

*Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade Federal de Alagoas (FEAC/UFAL). E-mail: lucasmatheusfalcao@hotmail.com.

†Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade Federal de Alagoas (FEAC/UFAL). E-mail: keuler.teixeira@feac.ufal.br.

1 Introdução

Mais da metade dos nascimentos brasileiros ocorre por cesárea, uma das maiores proporções do mundo e distante de qualquer referência clínica (Betrán *et al.*, 2016). O excesso concentra-se no setor privado, em que a via de parto reflete menos o risco da gestante do que a conduta de quem a assiste (Hopkins, 2000), um padrão que a economia da saúde associa à estrutura de incentivos do prestador. Foi para atuar sobre esse excesso que se criou, em 2015, o Projeto Parto Adequado, iniciativa da Agência Nacional de Saúde Suplementar em parceria com o Hospital Israelita Albert Einstein e o *Institute for Healthcare Improvement*, que treina hospitais para reduzir cesáreas sem indicação clínica, sobretudo as eletivas, agendadas antes do trabalho de parto (Agência Nacional de Saúde Suplementar (Brasil); Sociedade Beneficente Israelita Brasileira Hospital Albert Einstein; *Institute for Healthcare Improvement*, 2016). As avaliações disponíveis registram quedas expressivas entre os aderentes (Borem *et al.*, 2020; Campos; Rattner; Diniz, 2024; Knau; Triaca; Santos, 2023).

Essas avaliações compartilham uma arquitetura em que os hospitais não participantes servem de contrafactual, o que pressupõe que o efeito do programa se restringe a quem aderiu. A própria literatura já aventa a possibilidade de que esse pressuposto não se sustente: Campos, Rattner e Diniz (2024) observam que a cesárea também caiu entre as maternidades paulistas não participantes, de 78,9% para 76,2%, e sugerem que a queda possa refletir a disseminação, entre profissionais e usuárias, de práticas assistenciais baseadas em evidências. Caso essa disseminação decorra do programa, os grupos de controle das avaliações publicadas estariam parcialmente expostos, e os efeitos diretos que elas medem subestimariam o efeito total.

Este artigo investiga se a adesão ao Projeto Parto Adequado produz efeitos indiretos sobre a taxa de cesárea eletiva dos hospitais não participantes e, caso os produza, por qual vizinhança: a geográfica, de estar próximo no espaço, ou a trabalhista, de compartilhar obstetras. A distinção importa porque o tratamento vive nas rotinas dos profissionais: se a prática se altera no participante e o obstetra atende em mais de um hospital, o efeito poderia acompanhar o profissional, canal documentado por Molitor (2018) para cardiologistas e por Epstein e Nicholson (2009) para a própria cesárea.

Três hipóteses derivadas da teoria orientam o desenho. A primeira (H1) é que a adesão de um participante reduz a cesárea eletiva nos hospitais não participantes expostos; a segunda (H2), que esse efeito é mais intenso quando há compartilhamento de obstetras do que quando existe apenas proximidade geográfica; a terceira (H3), que uma intensidade maior de compartilhamento se associa a uma difusão maior.

O objetivo geral é estimar esses efeitos indiretos distinguindo os dois canais de exposição. Especificamente, o artigo constrói as duas redes de exposição a partir do SINASC e do CNES, estima os efeitos médios e a sua dinâmica por estudo de eventos, submete a ausência de efeito a um teste de equivalência e avalia a sensibilidade das estimativas à composição do painel.

Para tanto, usamos um painel de hospital por ano do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) integrado ao CNES, de 2012 a 2022, e a lista oficial de adesão, estimando o efeito da adesão de um participante vizinho pelo estimador de Callaway e Sant'Anna (2021), com inferência por mercado hospitalar. O canal é frequente: dois terços dos 34,6 mil obstetras do país mantêm vínculo em dois ou mais estabelecimentos, e 46,5% dos hospitais expostos a menos de 25 km compartilham ao menos um obstetra com o participante, contra 8,7% entre os distantes. Ainda assim, não encontramos evidência de efeitos indiretos relevantes: pela vizinhança geográfica, a mais precisa, o efeito é de $-0{,}15$ ponto percentual (IC 95% $[-1{,}80;\ +1{,}62]$), e um teste de equivalência descarta, a 5%, efeitos superiores a cerca de 1,7 ponto; pela trabalhista, o efeito é de $+1{,}18$ ponto, impreciso, que não distingue os dois canais.

O estudo contribui em três frentes. No plano substantivo, mede os efeitos indiretos de um dos principais programas de qualidade obstétrica do país e separa duas estruturas de vizinhança que a literatura de transbordamento trata como uma só (Arrow, 1963; Evans, 1974; Gruber; Owings, 1996). No metodológico, mostra que a mesma análise por médias transversais, em vez de variações dentro do hospital, produz um efeito espúrio de $-2{,}5$ pontos, artefato da saída seletiva de estabelecimentos, um alerta para as avaliações que usam painéis do SINASC. Para a gestão, a ausência de difusão detectável sugere que ampliar o alcance do programa depende sobretudo da adesão de novos hospitais.

O restante do artigo está organizado como segue: a Seção 2 revisa a literatura; a Seção 3 detalha os dados e a estratégia empírica; a Seção 4 apresenta os resultados e a discussão; e a Seção 5 traz as considerações finais.

2 Revisão de literatura

A revisão organiza-se em duas vertentes. A primeira trata dos determinantes da decisão obstétrica e explica por que a cesárea responde a intervenções sobre o prestador, e portanto por que faz sentido tentar reduzi-la treinando hospitais. A segunda reúne as avaliações do programa que faz esse treinamento no Brasil e o problema que dá objeto ao artigo, o que ocorre quando o efeito de um programa não respeita a fronteira de quem foi tratado.

2.1 A cesárea como decisão de oferta

O ponto de partida é que a taxa de cesárea brasileira não se explica pela clínica. Betrán *et al.* (2016) documentam a distância entre as taxas observadas no mundo e qualquer referência médica, com o Brasil entre os casos extremos, e a Organização Mundial da Saúde recomenda comparar hospitais pela classificação de Robson (2001), que agrupa as gestantes por características obstétricas objetivas e permite dizer se a diferença entre dois hospitais vem do risco das pacientes ou da conduta da equipe (World Health Organization, 2017).

Se a diferença entre hospitais não vem do risco das pacientes, vem de quem decide a via de parto, e a economia da saúde há muito explica por que a oferta pode governar essa decisão. Arrow (1963) mostra que a incerteza e a assimetria de informação fazem do cuidado médico um mercado atípico, de agência imperfeita, e Evans (1974) formaliza a consequência, a demanda induzida pela oferta, em que o prestador influencia a quantidade e a composição do serviço além do que a necessidade justificaria. A cesárea é uma aplicação particularmente relevante, porque substitui o parto vaginal na mesma gestante e, no segmento pago por procedimento, remunera mais por unidade de tempo e é agendável. Gruber e Owings (1996) mostram que a taxa de cesárea responde a um choque de renda sobre obstetras, e Hopkins (2000) documenta, no Brasil, que parte relevante das cesáreas nasce da conveniência de agenda e do incentivo do prestador, não da preferência informada da gestante.

Se a cesárea excedente responde a incentivos, e não à necessidade clínica, ela é em princípio treinável, e o que é treinável poderia ser levado por um profissional de um hospital a outro, a possibilidade investigada aqui. Epstein e Nicholson (2009) estudam a cesárea e encontram que a propensão a operar é um traço persistente do médico, que não converge para um padrão comum de mercado, sinal de que parte da prática segue o profissional; Molitor (2018), usando a migração de cardiologistas, encontra que a prática do médico converge para a do destino, sinal de que o ambiente também pesa. As duas leituras convivem em tensão: a estrutura de incentivos localiza o excesso na instituição, o estilo de prática guarda um componente que o profissional carrega consigo.

Essa tensão define o que uma difusão de prática entre hospitais exigiria. Para que a redução obtida num participante reapareça num hospital vizinho, não basta que os dois estejam próximos: é preciso um veículo de transmissão, e o veículo natural é o profissional que atende nos dois. A distinção entre o que pertence ao profissional e o que pertence à organização é o que separa uma difusão pela rede de trabalho de uma mera contiguidade no mapa, e o desenho deste artigo permite avaliar qual canal encontra maior respaldo nos dados.

2.2 O Projeto Parto Adequado e a interferência entre unidades

O Projeto Parto Adequado é uma das principais intervenções de qualidade obstétrica do país. Criado em 2015 pela Agência Nacional de Saúde Suplementar em parceria com o Hospital Israelita Albert Einstein e o *Institute for Healthcare Improvement*, ele não é norma nem incentivo financeiro, e sim uma mudança de modelo assistencial dentro do hospital que adere, com protocolo de admissão em trabalho de parto, uso de partograma, equipe de plantão dedicada, metas monitoradas e aprendizado colaborativo entre os participantes (Agência Nacional de Saúde Suplementar (Brasil); Sociedade Beneficente Israelita Brasileira Hospital Albert Einstein; *Institute for Healthcare Improvement*, 2016; Agência Nacional de Saúde Suplementar (Brasil), 2023). O alvo declarado é a cesárea sem indicação clínica, sobretudo a eletiva, agendada antes de a mulher entrar em trabalho de parto.

As avaliações existentes convergem em encontrar queda nos participantes. Borem *et al.* (2020) documentam a redução da cesárea nos hospitais da fase piloto. Campos, Rattner e Diniz (2024) comparam maternidades privadas participantes e não participantes na cidade de São Paulo e registram queda de 83,8% para 72,3% nos participantes entre 2014 e 2019. Knau, Triaca e Santos (2023) estimam, por diferenças em diferenças com dados nacionais do SINASC, o efeito da Fase 1 sobre os aderentes, inclusive sobre a cesárea eletiva.

Todas partilham a arquitetura em que os hospitais não participantes servem de contrafactual, e é aqui que aparece o fato que motiva este artigo. Campos, Rattner e Diniz (2024) observam que a cesárea também caiu entre os não participantes paulistas, de 78,9% para 76,2%, e sugerem que a queda possa refletir a disseminação, entre profissionais e usuárias, de práticas assistenciais baseadas em evidências. A hipótese está posta na literatura, mas nunca foi estimada: as avaliações causais do programa repousam na hipótese de controles não contaminados (Knau; Triaca; Santos, 2023), e o movimento dos controles, quando notado, foi atribuído a uma tendência secular comum a todos os hospitais, que a diferença em diferenças remove, e não a uma difusão direcionada dos participantes para os vizinhos, que é o que este artigo estima. Decidir entre as duas leituras é a pergunta empírica que respondemos: se a disseminação decorre do próprio programa, o grupo de controle das avaliações estaria parcialmente exposto, levando à subestimação do efeito total do programa; se não decorre, a ausência desse contágio reduziria a preocupação com viés dessa origem nos desenhos existentes.

Esse pressuposto tem tratamento próprio na literatura de inferência causal. Quando o tratamento de uma unidade afeta o resultado de outra, viola-se a hipótese de não interferência que sustenta a comparação entre tratados e controles, e o parâmetro que a comparação ingênua recupera deixa de ser o efeito do programa. Hudgens e Halloran (2008) formalizam o caso de interferência parcial, em que a interferência ocorre dentro de grupos mas não entre eles, e definem separadamente o efeito direto, sobre quem foi tratado, e o efeito indireto, sobre quem apenas conviveu com o tratado. É essa decomposição que organiza o artigo.

Em avaliação de programas, Miguel e Kremer (2004) mostram que ignorar a externalidade de um programa de vermifugação subestima o seu efeito, porque as escolas de controle se beneficiam da redução de contágio, e Angelucci e De Giorgi (2009) encontram efeitos indiretos

de uma transferência de renda sobre os não elegíveis. Em ambos, o grupo de controle estava parcialmente exposto, o que subestima o efeito total.

Do lado do desenho, o caminho hoje padrão para medir interferência espacial é definir a exposição pela proximidade geográfica e estimar o efeito por anéis de distância em torno das unidades tratadas. Clarke (2017) propõe esse desenho e mostra que, quando o transbordamento alcança o grupo de controle, o efeito direto estimado é viesado; Butts (2023) formaliza o mesmo problema em diferenças em diferenças com transbordamento espacial e caracteriza o viés.

A adesão ao Parto Adequado foi escalonada, com coortes em 2015, 2017 e 2020, e a regressão de efeitos fixos bidirecionais pondera mal as comparações nesse cenário, podendo inverter o sinal do efeito (Goodman-Bacon, 2021; Sun; Abraham, 2021; De Chaisemartin; D'Haultfoœuille, 2020). Usamos por isso o estimador de Callaway e Sant'Anna (2021), na sua forma duplamente robusta (Sant'Anna; Zhao, 2020).

Este artigo integra essas vertentes: toma a adesão escalonada como choque e a vizinhança hospitalar como estrutura de exposição, distinguindo duas vizinhanças que a literatura costuma tratar como uma só, a geográfica, da proximidade, e a trabalhista, do compartilhamento de médicos. O encadeamento suposto tem quatro elos: a adesão expõe o obstetra a um novo protocolo; ele incorpora a prática; ao atender também num não participante, poderia transferi-la; e isso reduziria a cesárea desse hospital. Cada elo é uma condição, não uma certeza, e compartilhar médicos garante a oportunidade de transmissão, não a sua realização. É essa distância entre canal disponível e difusão efetiva que o artigo mede.

3 Metodologia

Esta seção descreve os dados e a estratégia empírica. Primeiro, apresentamos o programa e a construção do painel de hospital por ano; em seguida, as duas medidas de exposição, a geográfica e a trabalhista, e o grupo de controle; por fim, o estimador, a estrutura de inferência e o teste de equivalência.

3.1 O programa e os dados

A adesão dos hospitais ao Parto Adequado ocorreu em três fases: a Fase 1 piloto, em 2015, com 35 hospitais; a Fase 2 de disseminação, a partir de 2017; e uma etapa complementar iniciada em 2020 e estendida pela pandemia (Agência Nacional de Saúde Suplementar (Brasil), 2023). A lista oficial de participantes é pública e traz o código de cada hospital no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), o que permite localizá-lo no território e datar a sua entrada. Ao todo, 124 hospitais identificáveis passaram por ao menos uma fase, dos quais 121 aparecem no painel.

A base é um painel de hospital por ano, de 2012 a 2022, construído a partir do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e integrado ao CNES. Analisamos os estabelecimentos com atividade obstétrica relevante, com 50 partos por ano ou mais em média, o que deixa 3.404 não participantes, e os resultados não mudam com limiares de 20 ou de 100. Quatro hospitais que aparecem em listas intermediárias da ANS, mas não no anexo oficial, são excluídos por classificação ambígua.

O desfecho principal é a taxa de cesárea eletiva, coerente com o objetivo declarado do programa, que definimos como as cesáreas realizadas antes do início do trabalho de parto e sem indução, sobre o total de partos do estabelecimento. É a margem que os protocolos atacam primeiro (Agência Nacional de Saúde Suplementar (Brasil); Sociedade Beneficente Israelita Brasileira Hospital Albert Einstein; *Institute for Healthcare Improvement*, 2016; Borem *et al.*,

2020), e portanto onde um efeito indireto de prática deveria aparecer. Dois desfechos auxiliares o acompanham. O primeiro é a migração de Robson, a participação, na população de termo, feto único, cefálico e sem cesárea prévia, dos grupos com intervenção programada antes do trabalho de parto (Robson, 2001; World Health Organization, 2017); seu denominador é imune ao perfil de risco das pacientes, o que o torna uma medida direta de deixar de agendar. O segundo é a participação dos grupos de trabalho de parto espontâneo no total de partos, que deve subir quando a eletiva cai.

3.2 Duas exposições: geográfica e trabalhista

O artigo hipotetiza que a prática se difunde entre hospitais que compartilham médicos. Como a proximidade geográfica é apenas uma aproximação desse compartilhamento, e as duas coisas não coincidem, medimos as duas exposições separadamente.

A exposição geográfica de um hospital não participante é a existência de um participante do programa a menos de 25 km dele, e a sua coorte de exposição é o primeiro ano em que um vizinho adere. O raio de 25 km aproxima a área de captação de um hospital e o deslocamento intermunicipal típico para o parto; a robustez a 15 e 40 km (Seção 4.2) mostra que a escolha não governa o resultado, embora um disco de 25 km seja apenas uma aproximação de mercado hospitalar. São 673 hospitais expostos, distribuídos em três coortes de exposição: 383 em 2015, 278 em 2017 e 12 em 2020. Um mesmo hospital pode ter mais de um participante no raio, e a exposição múltipla é a regra: 42% dos expostos têm exatamente um participante próximo, 41% têm de dois a quatro e 17% têm cinco ou mais. A Seção 4.2 verifica que o efeito não varia com o número de participantes próximos. A exposição é binária e datada na primeira adesão de um vizinho, ainda que a intensidade do tratamento cresça com as adesões posteriores; tratar o hospital como exposto uma única vez tende a atenuar a estimativa, o que é conservador para a leitura de ausência de efeito. As distâncias na especificação principal usam o centroide do município do estabelecimento, e como isso atribui distância zero a hospitais da mesma cidade, reportamos como robustez a distância por geocódigo do CEP, que os separa.

A exposição trabalhista de um hospital é o compartilhamento de médicos com um participante próximo: contamos no CNES os obstetras (CBO 225250) com vínculo ativo simultâneo em junho, e um hospital está exposto quando compartilha ao menos um obstetra, no ano anterior à adesão, com um participante a menos de 25 km. A medida vem do ano-base, anterior ao choque, porque a rede medida depois seria endógena ao tratamento. Registramos também a dose, o número de obstetras compartilhados, e a proporção da equipe obstétrica do exposto que é compartilhada, cuja mediana é de 24%, o que atende à observação de que cinco médicos podem ser quase toda a equipe de um hospital pequeno e uma fração mínima de um grande. A medida capta vínculos simultâneos, e não o desenho de *movers* que segue o médico de um participante ao hospital seguinte, deixado como extensão.

O grupo de controle é o mesmo para as duas exposições. Reúne os hospitais ainda não expostos, cuja vizinhança só recebe participante numa coorte posterior, e os nunca expostos de mercados comparáveis, com o participante mais próximo entre 25 e 100 km. A hipótese que o define é que são comparáveis aos expostos e não recebem efeitos indiretos por canais não medidos (redes regionais, encaminhamentos, grupos empresariais, médicos fora do vínculo simultâneo); o controle depurado da Seção 4.1 e a inferência por randomização testam essa hipótese. Ficam de fora 1.846 hospitais isolados, a mais de 100 km de qualquer participante, que não estão expostos por definição e não integram a população de interesse.

A Tabela 1 caracteriza os três grupos no ano-base, com a diferença normalizada de cada

característica antes e depois da reponderação pelo escore de propensão.[1]

Tabela 1: Caracterização no ano-base (2014): controles, expostos geográficos e trabalhistas

	Média			Dif. norm. geo.		Dif. norm. trab.	
Característica	Anel	Geo.	Trab.	Bruta	Pós-DR	Bruta	Pós-DR
Partos (média)	550	1765	1990	+1,00	+0,54	+1,18	+0,44
Cesárea eletiva (%)	31,6	33,7	30,5	+0,07	−0,05	−0,04	+0,02
Cesárea total (%)	65,9	65,3	61,2	−0,02	−0,17	−0,18	−0,10
% Público	28,4	36,9	42,0	+0,18	+0,14	+0,29	+0,08
% Sem fins lucrativos	50,5	28,7	32,2	−0,46	−0,03	−0,38	−0,05
% Privado (lucrativo)	20,9	34,3	25,7	+0,30	−0,11	+0,11	−0,04
N	865	574	307				

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SINASC e do CNES (2026).

Expostos geográficos e trabalhistas são maiores e mais privados que o controle, mas o ponto de partida do próprio desfecho é equilibrado, com diferença normalizada de 0,07 na cesárea eletiva; o único desequilíbrio expressivo é o porte, tratado pelo condicionamento (Seção 3.3). Depois de reponderar pelo escore de propensão, as diferenças institucionais caem todas abaixo de 0,25 em módulo, e a sobreposição dos escores cobre 96,2% dos expostos.

O Quadro 1 reúne as variáveis do modelo, com a definição operacional, o campo de origem e a fonte de cada uma.[2]

Quadro 1: Variáveis e covariáveis do modelo

Papel	Variável, definição e campo de origem	Fonte
Desfecho principal	Taxa de cesárea eletiva: cesáreas anteriores ao trabalho de parto e sem indução, sobre o total de partos do hospital-ano (`tipo_parto`, `cesarea_antes_parto`, `inducao_parto`)	SINASC
Desfechos de mecanismo	Migração entre grupos de Robson (2+4) e participação dos grupos de trabalho de parto espontâneo (1+3), pelo grupo de Robson do parto (`tipo_robson`)	SINASC
Exposição geográfica	$D_i^g = 1$ se há participante a ≤ 25 km; coorte G_i é o primeiro ano de adesão de um vizinho (município e CEP do estabelecimento)	Lista ANS, CNES
Exposição trabalhista	Compartilhar ≥ 1 obstetra (`cbo_2002`=225250) com participante a ≤ 25 km no ano-base; dose = obstetras compartilhados, por vínculo simultâneo (`cartao_nacional_saude`)	CNES
Covariáveis (escore de propensão)	Natureza jurídica (`id_natureza_juridica`), perfil de atendimento, macrorregião e porte (log do volume de partos); nível-base do desfecho na terceira especificação; ponderação pelo volume de partos do ano-base, $n_{i,g-1}$	SINASC, CNES

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SINASC e do CNES (2026).

[1]Diferença normalizada = $(\bar{x}_{exp} - \bar{x}_{anel})/\sqrt{(s^2_{exp} + s^2_{anel})/2}$; a coluna Pós-DR usa os pesos do escore de propensão do estimador (natureza jurídica, perfil, região, porte). Expostos trabalhistas são o subconjunto dos geográficos que compartilham ao menos um obstetra com o participante no ano-base. O *N* conta hospitais com dado no ano-base de 2014; a estimação agrega as coortes de 2015, 2017 e 2020.

[2]Campos referem-se às variáveis harmonizadas do SINASC e do CNES; o porte é o logaritmo do volume de partos, não o número de leitos. Os grupos de Robson 2 e 4 incluem induções, de modo que o desfecho auxiliar não é o complemento exato do desfecho principal, que exclui cesáreas com indução.

Desfecho e mecanismos provêm do SINASC; as exposições e a maior parte das covariáveis, do CNES, de modo que a construção do tratamento não recorre à mesma variável que define o resultado.

Os hospitais participantes e os expostos concentram-se nos grandes mercados metropolitanos, sobretudo no Sudeste, uma concentração que reduz o número de mercados independentes e, com ele, a precisão da inferência (Seção 3.3).

3.3 Identificação, estimação e inferência

Para cada coorte g e ano t, comparamos a variação do desfecho entre o ano anterior à exposição e o ano t nos hospitais expostos de g com a variação no grupo de controle no mesmo intervalo, e agregamos os blocos num efeito médio pós-exposição e num estudo de eventos (Callaway; Sant'Anna, 2021). A identificação exige tendências paralelas condicionais (na ausência de exposição, expostos e controles teriam seguido trajetórias paralelas, o que o estudo de eventos permite inspecionar), ausência de antecipação, sobreposição no escore de propensão e estabilidade do mapeamento de exposição, garantida por medi-lo no ano-base. A adesão e a presença de um participante próximo não são aleatórias, e o condicionamento em observáveis não elimina, por si, tendências não observadas específicas dos mercados; a inferência por randomização adiante enfrenta essa preocupação.

O alvo do desenho é um efeito indireto sob interferência parcial (Hudgens; Halloran, 2008; Vazquez-Bare, 2023): o efeito de variar a exposição da vizinhança de um hospital não participante, e não a sua própria adesão, sob a hipótese de que a adesão de um hospital só afeta não participantes do seu mercado.

Formalmente, seja Y_{it} a taxa de cesárea eletiva do hospital não participante i no ano t, $G_i \in \{2015, 2017, 2020\}$ a sua coorte de exposição e $C_i = 1$ o indicador de pertencer ao grupo de controle. O parâmetro de interesse é o efeito médio sobre os expostos, por coorte g e ano t (Callaway; Sant'Anna, 2021):

$$ATT(g,t) = \mathbb{E}\big[\, Y_{it} - Y_{i,g-1} \mid G_i = g \,\big] - \mathbb{E}\big[\, Y_{it} - Y_{i,g-1} \mid C_i = 1 \,\big], \qquad t \geq g, \tag{1}$$

estimado pela média amostral das variações $Y_{it} - Y_{i,g-1}$ dentro de cada hospital, ponderada pelo volume de partos do ano-base. Os blocos $ATT(g,t)$ agregam-se num efeito médio pós-exposição e num estudo de eventos:

$$\theta^{\text{pós}} = \sum_{g} \sum_{t \geq g} \omega(g,t)\, ATT(g,t), \qquad \theta(e) = \sum_{g} \omega_g\, ATT(g, g+e), \tag{2}$$

com pesos ω proporcionais ao tamanho da coorte e $e = t - g$ o tempo relativo à exposição, sendo os termos com $e < 0$ os que inspecionam as tendências prévias.

Três escolhas de especificação são centrais para a identificação e a interpretação. A primeira é que a comparação é feita dentro do hospital, isto é, o efeito é a média das variações $Y_{i,t} - Y_{i,g-1}$ de cada estabelecimento observado nos dois anos, e não a diferença entre médias transversais de conjuntos de hospitais que mudam de um ano para o outro conforme maternidades abrem e fecham; a Seção 4.3 mostra que é essa diferença de composição que produz o efeito na variante transversal. A segunda é que os pesos são fixos no volume de partos do ano-base, não no ano corrente, porque pesos contemporâneos seriam endógenos se o programa deslocasse partos entre hospitais. A terceira é o condicionamento.

A especificação principal é o painel pareado incondicional. A identificação repousa na comparação de variações dentro de cada hospital, que absorve os determinantes fixos da

cesárea, inclusive a composição institucional, e é a mais precisa das três que reportamos. Como os expostos são maiores e mais privados que os controles (Tabela 1), reportamos ainda duas especificações duplamente robustas como verificação (Sant'Anna; Zhao, 2020): uma que condiciona em natureza jurídica, perfil de atendimento, porte e região, e outra que acrescenta o nível-base do desfecho. As três especificações concordam (Tabela 2), o que indica que o desequilíbrio observável não governa o resultado; a principal é a incondicional, e as duplamente robustas são robustez. Uma ameaça específica é a Resolução Normativa 368/2015 da ANS (Agência Nacional de Saúde Suplementar (Brasil), 2015), vigente desde julho de 2015, no ano da coorte principal e mirando a mesma margem eletiva na saúde suplementar. Nacional, o choque sai na diferença, mas incide mais onde a saúde suplementar pesa, e os expostos são mais privados que o controle (Tabela 1); a especificação condicionada em natureza jurídica absorve parte disso, e a estimativa restrita aos hospitais privados com fins lucrativos, os mais expostos à regulação, permanece nula (−0,59 ponto, EP 3,05).

A exposição não é atribuída hospital a hospital: todos os estabelecimentos que cercam um mesmo participante recebem o choque ao mesmo tempo, de modo que o agrupamento correto para a inferência é o mercado, e não o município. Definimos o mercado de duas formas, pelo participante mais próximo e pelos componentes conexos do grafo de exposição. Os componentes revelam um mercado metropolitano no Sudeste que concentra mais de um quarto dos expostos, e o número efetivo de agrupamentos, pelo inverso do índice de Herfindahl, é da ordem de nove, bem abaixo da contagem nominal.

Esse número pequeno de agrupamentos governa a inferência. Reportamos erros padrão por *bootstrap* de mercado, mas a leitura do resultado central apoia-se em duas ferramentas mais adequadas a poucos agrupamentos. A primeira é a distribuição t com o número efetivo de graus de liberdade, que alarga os intervalos de confiança. A segunda é a inferência por randomização: em cada uma de mil permutações, reatribuímos as coortes de adesão observadas a mercados sorteados, preservando o número de mercados tratados e a distribuição de coortes, recalculamos o efeito e comparamos o valor observado com essa distribuição. Como a adesão se concentra nos grandes mercados metropolitanos, uma permutação irrestrita poderia ser inadequada, e por isso reportamos também uma versão estratificada, que permuta a exposição apenas entre mercados da mesma macrorregião. Reportamos ainda o efeito excluindo o grande mercado metropolitano, para avaliar a sensibilidade das estimativas à exclusão do componente dominante.

Como o resultado central é a ausência de efeito estatisticamente detectável, a pergunta relevante não é apenas se rejeitamos o zero, mas que magnitudes o desenho exclui, e por isso reportamos um teste de equivalência (TOST) (Schuirmann, 1987; Lakens, 2017). Fixamos a margem δ em 2 pontos percentuais, ancorada na queda direta observada na própria base. Sem atribuição causal, a taxa de cesárea eletiva dos 121 participantes cai de 44,4% no ano anterior à adesão para 39,9% nos anos seguintes, uma queda descritiva de 4,5 pontos no conjunto e de 11,2 pontos na coorte-piloto de 2015. A queda do conjunto é menor que os 6 a 11 pontos de efeito direto causal documentados na literatura (Borem *et al.*, 2020; Campos; Rattner; Diniz, 2024; Knau; Triaca; Santos, 2023), como seria de esperar de um descritivo que mistura coortes, não tem contrafactual e inclui o período pandêmico; a do piloto, próxima do choque que Knau, Triaca e Santos (2023) estimam, situa-se no extremo superior dessa faixa. A margem de 2 pontos equivale, assim, a cerca de dois quintos da queda média na própria base e a menos de um quinto da do piloto. Testamos $H_0 : |\theta| \geq \delta$ contra $H_1 : |\theta| < \delta$: a hipótese nula de não equivalência é rejeitada, a 5%, quando o intervalo de confiança de 90% do efeito cabe inteiro dentro de $(-\delta, +\delta)$, e nesse caso conclui-se equivalência à margem δ; reportamos também o menor δ rejeitado, isto é, a maior magnitude de efeito indireto que o desenho descarta. Como se verá, a equivalência é obtida para a exposição geográfica, mas não para a trabalhista, cuja

precisão é menor.

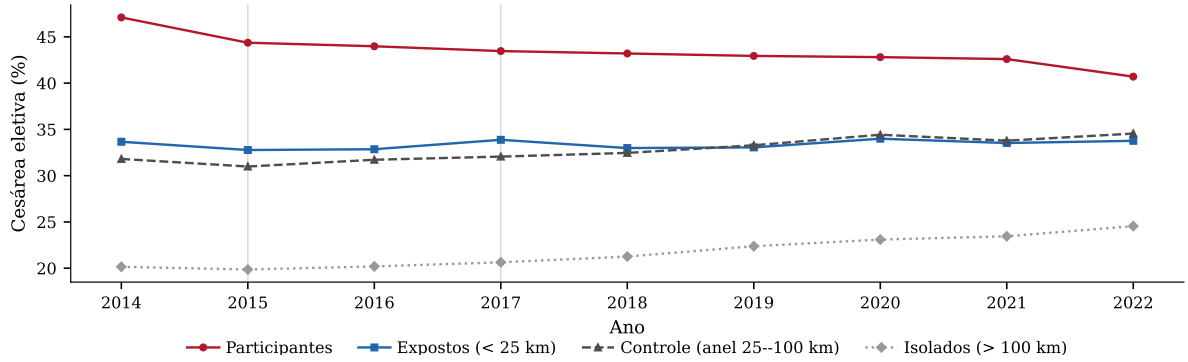
4 Resultados e discussão

Esta seção apresenta e discute os resultados. Começamos pelos efeitos sob as duas vizinhanças; a seguir, as magnitudes que o desenho descarta e as análises de robustez; depois, o viés de composição da variante transversal; e, ao final, o mecanismo, a interpretação e os limites do estudo.

4.1 Efeitos segundo as vizinhanças geográfica e trabalhista

As médias brutas por grupo antecipam o resultado. A Figura 1 exibe a taxa de cesárea eletiva de cada grupo ao longo do período: a dos participantes cai de forma visível a partir da adesão, o efeito direto do programa, enquanto a dos expostos e a dos controles seguem trajetórias próximas e sem divergência após 2015 e 2017, um primeiro indício da ausência de transbordamento que os estimadores a seguir formalizam.[3]

Figura 1: Taxa de cesárea eletiva por grupo e ano (médias brutas)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SINASC e do CNES (2026).

A Tabela 2 estima o efeito da adesão de um participante próximo sobre a cesárea eletiva do hospital não participante, nas três especificações.[4] Na especificação principal, o painel pareado incondicional, o efeito é de −0,15 ponto percentual, com intervalo de confiança de 95% entre −1,80 e +1,62, e não é estatisticamente diferente de zero. As duas especificações duplamente robustas concordam, com +0,50 e −0,11 ponto (intervalos na Tabela 2), o que indica que o desequilíbrio de porte entre expostos e controles não governa o resultado. Os dois desfechos auxiliares, a migração entre grupos de Robson e a participação dos grupos de trabalho de parto espontâneo, também não são estatisticamente diferentes de zero, embora a sua imprecisão os torne pouco informativos como teste de mecanismo (Seção 4.2).

[3] Médias simples (não ponderadas) da taxa de cesárea eletiva por hospital, entre estabelecimentos com 50 partos por ano ou mais. As linhas verticais marcam as coortes de adesão de 2015 e 2017.

[4] Coeficientes em pontos percentuais da taxa de cesárea eletiva. Estimador de Callaway-Sant'Anna em painel, variações dentro do hospital, pesos fixos no volume de partos do ano-base; agrupamento da inferência por mercado (participante mais próximo), com cerca de nove agrupamentos independentes efetivos, cujo intervalo de 95% pela distribuição t é $[-2{,}06;\ +1{,}75]$ para a cesárea eletiva, base do limite de equivalência de 1,72 ponto. A especificação principal é a incondicional; as duplamente robustas condicionam em natureza jurídica, perfil, porte e região, e não são estatisticamente diferentes de zero.

Tabela 2: Efeito da adesão do participante vizinho sobre o hospital não participante (exposição geográfica)

	Cesárea eletiva (principal)	Migração Robson 2+4 (auxiliar)	Robson 1+3 (auxiliar)
(a) Painel pareado incondicional (especificação principal)			
ATT pós-exposição	−0,15	−2,25	+1,08
EP (*bootstrap* por mercado)	(0,84)	(1,51)	(1,10)
IC 95% (percentil)	[−1,80; +1,62]	[−5,40; +0,49]	[−1,03; +3,31]
(b) Duplamente robusto (robustez)			
ATT pós-exposição	+0,50	−1,36	−0,92
EP	(1,07)	(2,23)	(2,28)
IC 95% (percentil)	[−1,55; +2,73]	[−6,32; +2,56]	[−5,11; +3,70]
(c) Duplamente robusto, condicionando no nível-base (robustez)			
ATT pós-exposição	−0,11	−1,23	−0,21
EP	(1,08)	(1,85)	(1,84)
IC 95% (percentil)	[−1,99; +2,24]	[−4,71; +2,18]	[−3,98; +3,25]
Hospitais expostos (2015/2017/2020)	673 (383 / 278 / 12)		
Controles	290 ainda não expostos + 885 do anel de 25–100 km		
Observações (hospital-ano)	12.045		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SINASC e do CNES (2026).

O efeito estimado dificilmente decorre de um erro de medida na exposição. Medir a distância pelo geocódigo do CEP, em vez do centroide municipal, o que separa hospitais da mesma cidade e reclassifica 74 dos expostos, dá a mesma ausência de efeito (incondicional −0,02; duplamente robusto +0,92), o que reduz a preocupação com o erro do centroide. Também não é subproduto de condicionar em sobrevivência, embora aqui o cuidado seja maior, porque a adesão do vizinho move a composição do painel: estimando a presença como desfecho binário, os hospitais expostos permanecem com probabilidade 4,7 pontos maior ($p = 0{,}06$). Aplicamos por isso os *bounds* de Lee (2009), que aparam essa fração de retenção diferencial (4,7%) de cada cauda da distribuição das variações dos expostos. O procedimento supõe monotonicidade, ou seja, que a exposição não faz nenhum hospital que sairia permanecer, direção plausível neste caso, pois a exposição eleva a permanência. O intervalo resultante, de −1,67 a +0,94 ponto, permanece dentro da margem de equivalência, de modo que, mesmo no pior caso de seleção, o desenho continua a descartar um efeito indireto relevante.

O resultado também não decorre de um grupo de controle parcialmente exposto. O anel de 25 a 100 km inclui hospitais que compartilham obstetras com um participante e são, por esse canal, em parte tratados; reestimando o efeito geográfico com o anel depurado desses hospitais (−0,38 ponto, EP 0,99), com os isolados a mais de 100 km reponderados pelo escore de propensão (+0,20, EP 1,37) e na união dos dois (+0,69, EP 1,23), as estimativas pontuais permanecem dentro da margem de equivalência. Depurar o controle a move levemente para baixo, como se esperaria de um anel ligeiramente contaminado, sem afastá-la de zero.

A vizinhança geográfica é uma aproximação do compartilhamento de médicos que a hipótese pede, mas as duas se sobrepõem substancialmente: dos 673 hospitais expostos geograficamente, 46,5% compartilham ao menos um obstetra com o participante do raio no ano anterior à adesão, contra 8,7% entre os hospitais do anel de controle, mais distantes. A proximidade está, portanto, fortemente associada a compartilhar médico, e a ausência de efeito

geográfico não pode ser lida como ruído de uma exposição irrelevante. A Tabela 3 refaz a estimativa separando a distância do compartilhamento de médicos.[5]

Tabela 3: Difusão da prática: distância versus compartilhamento de médicos (cesárea eletiva)

Grupo de expostos	ATT	EP	*p*	*N*
A menos de 25 km do participante				
Compartilha ≥1 obstetra	+1,18	(1,09)	0,236	313
Não compartilha obstetra	+0,14	(1,70)	0,700	360
Entre 25 e 100 km do participante				
Compartilha ≥1 obstetra	−1,45	(1,52)	0,262	77
Dose: nº de obstetras compartilhados (a menos de 25 km)				
1 obstetra	+1,81	(2,10)	0,440	83
2 a 4 obstetras	+1,39	(1,27)	0,192	94
5 ou mais obstetras	+0,65	(1,22)	0,552	136
Robustez: controle que não compartilha com nenhum participante				
Compartilha ≥1 obstetra	+1,03	(2,08)	0,572	313

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SINASC e do CNES (2026).

O efeito não é estatisticamente diferente de zero em nenhuma célula. Entre os 313 hospitais que compartilham obstetras e estão a menos de 25 km, onde a difusão por rede de trabalho deveria concentrar-se, o efeito sobre a eletiva é de +1,18 ponto; entre os que estão perto mas não compartilham é de +0,14; e entre os 77 hospitais que compartilham médicos mas estão entre 25 e 100 km é de −1,45, impreciso. A dose tampouco muda o quadro, com efeito plano entre hospitais que compartilham um, dois a quatro, ou cinco ou mais obstetras.

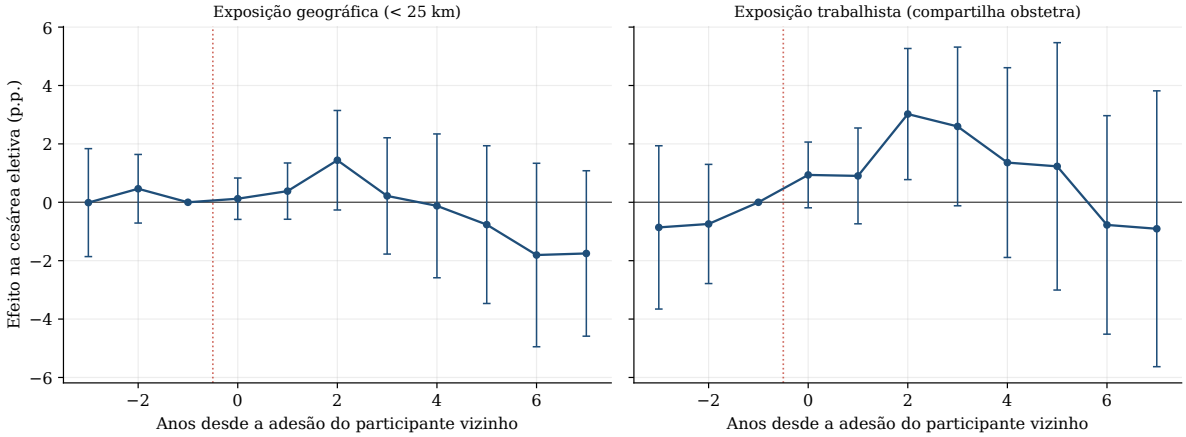
Duas ressalvas importam para interpretar a Tabela 3. A primeira, e a mais importante, é que a hipótese não é testada por cada estimativa isolada, mas pela diferença entre compartilhar e não compartilhar a menos de 25 km, que é de +1,05 ponto (erro padrão de 2,02): os dois canais não são estatisticamente distinguíveis. Como essa diferença é imprecisa e a equivalência não se estabelece para a exposição trabalhista, a leitura correta não é a de que a prática não viaja pela rede de trabalho, e sim a de que não há evidência de difusão por essa rede nem de diferença entre os canais. A segunda é que 8,7% dos hospitais do anel compartilham obstetras com um participante e são, por esse mecanismo, parcialmente expostos; a última linha reestima com um controle depurado, e o efeito permanece indistinguível de zero.

A Figura 2 põe os dois estudos de eventos da cesárea eletiva lado a lado, um para cada exposição.[6] Em ambas as definições, as estimativas permanecem próximas de zero ao longo dos horizontes analisados, sem tendência prévia relevante, embora a baixa potência dos testes de pré-tendência com intervalos largos recomende cautela ao ler a ausência de tendência detectável como a sua inexistência (Roth, 2022).

[5] ATT em pontos percentuais da taxa de cesárea eletiva. Os valores de p e os intervalos vêm do *bootstrap* de mercado, não da razão ATT/EP; os erros-padrão não incorporam a correção conservadora para poucos agrupamentos, sob a qual (distribuição t com cerca de nove mercados efetivos) os intervalos seriam mais largos.

[6] Coeficientes de estudo de eventos em pontos percentuais, relativos ao ano anterior à exposição, com intervalos de 95% por *bootstrap* de mercado; especificação principal (painel incondicional, pesos do ano-base). Os horizontes extremos são sustentados por menos coortes: o horizonte −6 vem apenas da coorte de 2020 (12 hospitais), e os horizontes +6 e +7 concentram a coorte de 2015 no período pandêmico.

Figura 2: Efeito da adesão do vizinho pela exposição geográfica e pela trabalhista



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SINASC e do CNES (2026).

4.2 Equivalência e análises de robustez

Um teste de equivalência (TOST) mede as magnitudes compatíveis com os intervalos de confiança. Para a cesárea eletiva na exposição geográfica, a mais precisa, rejeitamos a 5% um efeito indireto de 1,54 ponto ou mais, e sob o procedimento conservador que considera o número efetivo de mercados o limite sobe para 1,72 ponto; em qualquer dos dois critérios, o desenho descarta um efeito que representasse fração relevante do efeito direto do programa, e descarta também o −2,5 da variante transversal. Sobre a base de cerca de um terço de cesáreas eletivas dos hospitais expostos, 1,7 ponto corresponde a aproximadamente 5% em termos relativos. A exposição trabalhista e os desfechos de mecanismo são menos precisos, e a equivalência à margem de 2 pontos não é alcançada: o menor limite rejeitado é de 2,99 ponto para a exposição trabalhista, 4,74 para a migração de Robson e 2,88 para os grupos de trabalho de parto espontâneo. Reportamos essa assimetria de precisão sem atenuar, pois nesses casos o desenho não afasta efeitos moderados.

A Tabela 4 submete essa ausência de efeito a diferentes definições de exposição, amostras e especificações, todas análises de sensibilidade.[7] O efeito é indistinguível de zero em cada anel de distância, inclusive nos dez primeiros quilômetros, e não se altera com o raio da exposição, com restrições por porte, com a exclusão da pandemia nem coorte a coorte, sendo que a de 2015, com dois períodos pré no painel estendido, tem tendência prévia plana. O placebo de calendário, que desloca todas as coortes dois anos para trás, dá +0,76 ponto (p = 0,60), e os anéis reestimados com o controle da especificação principal permanecem indistinguíveis de zero.

[7]Cada bloco reestima a especificação principal (painel incondicional, pesos do ano-base) sobre a subamostra ou definição de exposição indicada. Os valores de p e os intervalos vêm do *bootstrap* de mercado; sob a régua conservadora por t com o número efetivo de agrupamentos, seriam mais largos.

Tabela 4: Robustez das estimativas: anéis de distância, raio da exposição, coortes e placebo

Especificação	ATT	EP	p	N expostos
(a) Por anel de distância ao participante mais próximo				
0–10 km	+1,00	(1,59)	0,532	480
10–25 km	+0,70	(2,07)	0,824	193
25–50 km	−2,06	(1,59)	0,172	280
50–100 km	+0,13	(0,94)	0,996	605
(b) Raio que define a exposição				
15 km	+0,24	(1,02)	0,888	550
25 km	+0,50	(1,02)	0,684	673
40 km	−0,69	(0,98)	0,376	835
(c) Coortes, pandemia e placebo				
Só a coorte de 2015	+0,75	(1,21)	0,712	383
Só a coorte de 2017	+1,89	(1,89)	0,352	278
Até 2019 (sem pandemia)	+1,04	(0,73)	0,136	643
Placebo: coortes 2 anos antes	+0,76	(1,23)	0,600	691
(d) Limiar de volume e medida de distância				
Volume ≥20 partos/ano	+0,46	(1,03)	0,692	720
Volume ≥100 partos/ano	+0,47	(1,06)	0,688	629
Distância por geocódigo do CEP	+0,92	(1,19)	0,486	604
(e) Agregado do mercado (microrregião), efeito total				
Cesárea eletiva da microrregião	−2,98	(1,66)	0,128	61

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SINASC e do CNES (2026).

Duas verificações de inferência importam mais que as demais, porque o desenho tem poucos mercados independentes. A primeira exclui da amostra o mercado metropolitano do Sudeste, o componente que sozinho concentra mais de um quarto dos hospitais expostos, e sem ele o efeito é de −0,17 ponto, de modo que o resultado não depende do grande aglomerado. A segunda é a inferência por randomização, apropriada a poucos mercados: o efeito observado fica no centro da distribuição de mil permutações da exposição entre mercados, com $p = 0{,}51$, e 0,57 na versão estratificada, que permuta apenas entre mercados da mesma macrorregião e preserva a concentração metropolitana. A randomização substitui a hipótese de tendências paralelas pela de permutabilidade da exposição entre mercados, que a estratificação por macrorregião torna mais plausível sem garantir, dada a concentração da adesão no Sudeste metropolitano. O teste de equivalência paramétrico, por sua vez, supõe tendências paralelas e, sob o procedimento honesto de Rambachan e Roth (2023), é sensível a violações pequenas em relação à variação do período prévio. A leitura do nulo não se apoia num único procedimento, mas na convergência entre o *bootstrap* de mercado, a distribuição t com o número efetivo de agrupamentos e a randomização, todos compatíveis com a ausência de efeito detectável.

Nenhum subgrupo se afasta da ausência de efeito na direção que o mecanismo prevê: por macrorregião, por taxa inicial de cesárea, por número de participantes no raio (um, −0,92; de dois a quatro, +0,87; cinco ou mais, −0,27) e por proporção da equipe compartilhada, as estimativas oscilam em torno de zero, e as poucas células nominalmente significativas são compatíveis com o acaso em comparações múltiplas. A dimensão temporal tampouco altera o quadro: o efeito é de +0,25 ponto nos dois primeiros anos e de −0,46 nos seguintes, sem sinal de difusão lenta.

Três análises completam o quadro. A exposição não move as características das gestantes

(peso ao nascer, idade materna, cobertura de pré-natal). O agregado da microrregião, que cancela realocações de gestantes dentro do mercado, aponta −2,98 pontos, impreciso ($p = 0{,}128$); como os participantes concentram 22,8% dos partos, um efeito direto de 6 a 11 pontos implicaria queda agregada de 1,4 a 2,5 pontos, faixa que contém o observado sem transbordamento. O efeito direto sobre os próprios participantes não é identificável de forma crível aqui, pois quase um terço não tem par no escore de propensão; a estimativa nacional da Fase 1 está em Knau, Triaca e Santos (2023).

4.3 Viés de composição na variante por médias transversais

A escolha entre estimar dentro do hospital ou entre médias transversais não é inócua, e a Tabela 5 quantifica a contribuição de cada escolha.[8] Estimado como diferença entre médias transversais de hospitais, o mesmo desenho, sobre os mesmos dados e coortes, produz um efeito indireto de −2,54 pontos na cesárea eletiva, com a tríade de mecanismo aparentemente completa e coerente. Parear os hospitais, comparando cada estabelecimento consigo mesmo, produz estimativa próxima de zero.

Tabela 5: Quatro versões do mesmo ATT pós-exposição

Variante do estimador	Cesárea eletiva	Migração 2+4	Robson 1+3
(1) Médias transversais, pesos do ano corrente	−2,54	−4,35	+2,86
(2) Médias transversais, pesos do ano-base	−1,63	−3,35	+1,84
(3) Painel pareado, pesos do ano corrente	−0,34	−2,74	+1,40
(4) Painel pareado, pesos do ano-base	−0,15	−2,25	+1,08
Efeito do pareamento (3)−(1)	+2,20	+1,62	−1,46
Efeito dos pesos (2)−(1)	+0,92	+1,00	−1,01
Interação	−0,73	−0,52	+0,69

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SINASC e do CNES (2026).

O pareamento move o efeito principal em +2,20 pontos, quase toda a distância até zero. Os pesos contemporâneos pesam cinco vezes mais na estimação por médias transversais, em que somam +0,92, do que na de painel, em que o efeito adicional é de apenas +0,19, porque são endógenos pela mesma composição que contamina a média transversal. A causa está na entrada e saída seletiva de estabelecimentos. Expostos e controles saem do painel a taxas parecidas, de 3,5% e 4,0% ao ano, mas os que saem diferem muito conforme o grupo: entre os expostos, os hospitais que deixam o painel tinham cesárea eletiva de 46,9% no ano anterior, contra 25,0% dos que permanecem, uma diferença de vinte e dois pontos que no grupo de controle é de apenas quatro (33,2% contra 29,1%). Como os hospitais com taxas elevadas de cesárea eletiva desaparecem do painel do lado exposto, a média transversal cai por subtração, sem que nenhuma equipe mude de conduta, e a coerência da tríade de mecanismo tem a mesma origem.[9]

O ponto tem alcance além deste caso, mas convém enunciá-lo com cautela. Painéis de hospital por ano construídos a partir do SINASC são frequentemente utilizados em avaliações

[8] As quatro variantes cruzam a unidade de comparação (médias transversais de conjuntos de hospitais que mudam ano a ano *versus* painel pareado, que compara cada hospital consigo mesmo) com a base dos pesos (volume do ano corrente *versus* do ano-base). As três últimas linhas decompõem a distância entre a variante transversal (1) e a de painel (4) nas contribuições do pareamento, dos pesos e da sua interação.

[9] A aritmética fecha: com saída de 3,5% ao ano, a média dos expostos se desloca $0{,}035 \times 46{,}9 + 0{,}965 \times 25{,}0 - 25{,}0 = 0{,}77$ ponto para baixo por ano; no controle, o mesmo cálculo dá 0,16; o diferencial de 0,60 ponto ao ano, sobre o horizonte médio de quatro anos, soma 2,41 pontos, quase exatamente o −2,54 da variante transversal.

de políticas de saúde no Brasil, e neles a saída de estabelecimentos pode ser seletiva quanto ao desfecho. Onde isso ocorre, usar a variante de cortes repetidos de um estimador escalonado, quando existe a de painel, converte essa seleção em efeito aparente. O alerta vale como uma ameaça a diagnosticar em outros painéis com entrada e saída seletiva de estabelecimentos e estimadores de cortes repetidos, e não como uma afirmação já demonstrada para toda a literatura.

4.4 Mecanismo, interpretação e limites

A ausência de efeito não decorre de o mecanismo ser raro. A Tabela 6 mede a multiplicidade de vínculos dos obstetras diretamente no CNES. Dois terços trabalham em dois ou mais hospitais ao mesmo tempo, um quarto em quatro ou mais, e a multiplicidade cresce durante todo o programa. Somada à descritiva da Seção 4.1, em que quase metade dos hospitais expostos compartilha obstetras com um participante, a leitura é que o canal potencial de transmissão está disponível e é frequente. O compartilhamento de profissionais oferece, portanto, condições para uma eventual difusão, mas não há evidência de que a difusão ocorra.

Tabela 6: Vínculos simultâneos dos obstetras (CNES, junho de cada ano)

	2015	2017	2019	2021
Obstetras com vínculo ativo	32.512	33.173	34.631	35.310
Vínculos por profissional (média)	2,44	2,46	2,58	2,69
Com dois ou mais hospitais (%)	64,4	64,9	66,7	68,2
Com quatro ou mais hospitais (%)	21,2	21,2	23,5	25,5

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do CNES (2026).

A tensão entre um canal disponível e a ausência de difusão admite mais de uma leitura, e o desenho não identifica qual delas opera. A que preferimos, por compatibilidade com o desenho do programa e com a economia do excesso de cesárea, é a de que compartilhar profissionais não é compartilhar protocolo: o excesso responde à estrutura de incentivos do hospital (Arrow, 1963; Evans, 1974; Gruber; Owings, 1996), sobre a qual o programa atua no nível do estabelecimento, não sobre um hábito que o médico transporta (Molitor, 2018). Essa interpretação é compatível com o resultado, não uma conclusão dele, e outras explicações também o são, da intensidade insuficiente de exposição à baixa fidelidade de implementação, ao erro de medida na rede e à heterogeneidade que se cancela na média. O desenho não as distingue, e a arbitragem fica para o desenho de *movers* da conclusão.

A interpretação está sujeita a três limites. O primeiro é de poder: o desenho descarta efeitos indiretos grandes, mas não os pequenos, e um efeito verdadeiro de um ponto passaria despercebido; a exposição trabalhista, em particular, é menos precisa e não alcança equivalência. O segundo é que a inferência repousa em cerca de nove mercados independentes, e o procedimento conservador reflete essa fragilidade sem eliminá-la, nem exclui tendências não observadas comuns aos mercados tratados. O terceiro é que a exposição trabalhista capta vínculos simultâneos, não o desenho de *movers*, e não observa a intensidade do contato entre equipes nem canais fora do vínculo registrado no CNES.

5 Considerações finais

Este artigo perguntou se o Projeto Parto Adequado produz efeitos indiretos sobre a cesárea eletiva dos hospitais não participantes e, caso produza, por qual vizinhança. Não encontramos

evidência de efeitos indiretos relevantes por nenhuma das duas estruturas de exposição. Para a vizinhança geográfica, a mais precisa, o desenho descarta efeitos superiores a cerca de 1,7 ponto percentual, entre um sexto e dois quintos do efeito direto, conforme se tome a coorte-piloto ou o conjunto dos participantes; para a vizinhança trabalhista, a precisão é insuficiente para afastar efeitos moderados, e o que se pode dizer é que não há evidência de difusão pela rede de médicos nem de diferença entre os dois canais. A ausência de efeito detectável é estável sob condicionamento, sob variação do raio, entre estratos e coorte a coorte.

Para a literatura de avaliação do programa, a implicação é limitada e favorável. Os resultados não validam integralmente os desenhos publicados, mas reduzem a preocupação de que as avaliações existentes estejam substancialmente contaminadas por transbordamentos nas magnitudes que este desenho é capaz de detectar. A queda observada entre os não participantes paulistas é real, mas os dados não a atribuem ao programa, e é mais compatível com a tendência de fundo já sugerida na literatura e com os choques regulatórios contemporâneos sobre a cesárea eletiva. Para a gestão do programa, os resultados sugerem que a ampliação da cobertura não deve depender exclusivamente de difusão espontânea, que não se identificou de magnitude substantiva pelos canais examinados, e provavelmente requer a adesão ou a intervenção institucional em novos hospitais.

O achado deixa uma tensão em aberto: o canal potencial está disponível, pois dois terços dos obstetras trabalham em mais de um hospital e quase metade dos expostos compartilha médicos com um participante, e ainda assim não se observa difusão. A interpretação que preferimos, compatível com o resultado e com a economia do excesso de cesárea, é a de que esse excesso responde à estrutura de incentivos do hospital em que o obstetra atende, e não a um conhecimento que ele transporta; a mudança de prática no participante pode, então, não se transferir a instituições cujos incentivos permanecem inalterados. É uma interpretação, não um mecanismo identificado, e outras permanecem compatíveis.

Essa interpretação pode ser testada diretamente em pesquisas futuras. A exposição trabalhista que construímos capta vínculos simultâneos; o passo seguinte é o desenho de *movers*, que segue o obstetra que passa a atender num hospital não participante depois de ter trabalhado num participante e mede a prática do hospital de destino. O identificador estável do profissional no CNES permite construí-lo, e o contexto brasileiro, em que o mesmo médico atende dos dois lados de um diferencial de dezenas de pontos de cesárea entre setores, oferece uma oportunidade empírica especialmente útil para comparar a prática do mesmo profissional em ambientes institucionais distintos.

Uma última contribuição é metodológica. O mesmo desenho, estimado por médias transversais em vez de variações dentro de cada hospital, produz um efeito indireto espúrio de $-2{,}5$ pontos, artefato da saída seletiva de hospitais com taxas elevadas de cesárea do painel. Como painéis de hospital por ano do SINASC são frequentemente utilizados na avaliação de políticas de saúde no país, o alerta é relevante para estudos que combinem entrada e saída seletiva de estabelecimentos com estimadores de cortes repetidos, contexto em que a variante de painel deve ser preferida.

Referências

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (BRASIL). **Parto Adequado – Estratégias de Qualificação da Jornada da Gestante: a trajetória de 2015 a 2023**. Rio de Janeiro: [*s. n.*], 2023. Disponível em: `https://www.gov.br/ans/pt-br/assuntos/noticias/sobre-ans/ans-divulga-`

relatorio-sobre-parto-adequado/Parto_Adequado_Estratgias_de_Qualificao_da_Jornada_da_Gestante_r14.pdf. Acesso em: 17 jul. 2026.

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (BRASIL). **Resolução Normativa RN n. 368, de 6 de janeiro de 2015**. [*S. l.: s. n.*], 2015. Diário Oficial da União. Disponível em: https://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/ans/2015/res0368_06_01_2015.html. Acesso em: 17 jul. 2026.

AGÊNCIA NACIONAL DE SAÚDE SUPLEMENTAR (BRASIL); SOCIEDADE BENEFICENTE ISRAELITA BRASILEIRA HOSPITAL ALBERT EINSTEIN; *INSTITUTE FOR HEALTHCARE IMPROVEMENT*. **Cartilha nova organização do cuidado ao parto e nascimento para melhores resultados de saúde: Projeto Parto Adequado – fase 1**. Rio de Janeiro, 2016. Cópia arquivada disponível em: https://web.archive.org/web/20170629024553/http://ans.gov.br/images/stories/Materiais_para_pesquisa/Materiais_por_assunto/web_total_parto_adequado.pdf. Acesso em: 17 jul. 2026.

ANGELUCCI, Manuela; DE GIORGI, Giacomo. Indirect Effects of an Aid Program: How Do Cash Transfers Affect Ineligibles' Consumption? **American Economic Review**, v. 99, n. 1, p. 486–508, 2009. DOI: 10.1257/aer.99.1.486.

ARROW, Kenneth J. Uncertainty and the welfare economics of medical care. **The American Economic Review**, Nashville, v. 53, n. 5, p. 941–973, 1963.

BETRÁN, Ana Pilar *et al.* The Increasing Trend in Caesarean Section Rates: Global, Regional and National Estimates: 1990–2014. **PLoS ONE**, v. 11, n. 2, e0148343, 2016. DOI: 10.1371/journal.pone.0148343.

BOREM, Paulo *et al.* A Quality Improvement Initiative to Increase the Frequency of Vaginal Delivery in Brazilian Hospitals. **Obstetrics & Gynecology**, v. 135, n. 2, p. 415–425, 2020. DOI: 10.1097/AOG.0000000000003619.

BUTTS, Kyle. **Difference-in-Differences Estimation with Spatial Spillovers**. [*S. l.: s. n.*], 2023. arXiv:2105.03737 [econ.EM]. Disponível em: https://arxiv.org/abs/2105.03737. Acesso em: 17 jul. 2026. DOI: 10.48550/arXiv.2105.03737.

CALLAWAY, Brantly; SANT'ANNA, Pedro H. C. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 200–230, 2021. DOI: 10.1016/j.jeconom.2020.12.001.

CAMPOS, Andrea Silveira de Queiroz; RATTNER, Daphne; DINIZ, Carmen Simone Grilo. Efetividade do Programa Parto Adequado na diminuição das taxas de cesárea de maternidades privadas no Município de São Paulo, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 40, n. 9, e00216623, 2024. DOI: 10.1590/0102-311XPT216623.

CLARKE, Damian. **Estimating Difference-in-Differences in the Presence of Spillovers**. [*S. l.: s. n.*], 2017. MPRA Paper n. 81604, University Library of Munich. Disponível em: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/81604/. Acesso em: 17 jul. 2026.

DE CHAISEMARTIN, Clément; D'HAULTFOŒUILLE, Xavier. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. **American Economic Review**, v. 110, n. 9, p. 2964–2996, 2020. DOI: 10.1257/aer.20181169.

EPSTEIN, Andrew J.; NICHOLSON, Sean. The formation and evolution of physician treatment styles: An application to cesarean sections. **Journal of Health Economics**, v. 28, n. 6, p. 1126–1140, 2009. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2009.08.003.

EVANS, Robert G. Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications. *In:* PERLMAN, Mark (ed.). **The economics of health and medical care**. London: Macmillan, 1974. (International Economic Association Series). p. 162–173.

GOODMAN-BACON, Andrew. Difference-in-differences with variation in treatment timing. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 254–277, 2021. DOI: 10.1016/j.jeconom.2021.03.014.

GRUBER, Jonathan; OWINGS, Maria. Physician financial incentives and cesarean section delivery. **The RAND Journal of Economics**, v. 27, n. 1, p. 99–123, 1996. DOI: 10.2307/2555794.

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

HUDGENS, Michael G.; HALLORAN, M. Elizabeth. Toward Causal Inference With Interference. **Journal of the American Statistical Association**, v. 103, n. 482, p. 832–842, 2008. DOI: 10.1198/016214508000000292.

KNAU, Márcio Mengue; TRIACA, Lívia Madeira; SANTOS, Anderson Moreira Aristides dos. Avaliação do Parto Adequado: estudo de impacto na redução de nascimentos por cesáreas. *In:* XXVI Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC Sul 2023. Curitiba, PR: [*s. n.*], 2023. Disponível em: https://www.anpec.org.br/sul/2023/submissao/files_I/i8-3a40b5935cf909b47dc5b0f61447fb5e.pdf. Acesso em: 17 jul. 2026.

LAKENS, Daniel. Equivalence Tests: A Practical Primer for t Tests, Correlations, and Meta-Analyses. **Social Psychological and Personality Science**, v. 8, n. 4, p. 355–362, 2017. DOI: 10.1177/1948550617697177.

LEE, David S. Training, Wages, and Sample Selection: Estimating Sharp Bounds on Treatment Effects. **The Review of Economic Studies**, v. 76, n. 3, p. 1071–1102, 2009. DOI: 10.1111/j.1467-937X.2009.00536.x.

MIGUEL, Edward; KREMER, Michael. Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities. **Econometrica**, v. 72, n. 1, p. 159–217, 2004. DOI: 10.1111/j.1468-0262.2004.00481.x.

MOLITOR, David. The Evolution of Physician Practice Styles: Evidence from Cardiologist Migration. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 10, n. 1, p. 326–356, 2018. DOI: 10.1257/pol.20160319.

RAMBACHAN, Ashesh; ROTH, Jonathan. A More Credible Approach to Parallel Trends. **The Review of Economic Studies**, v. 90, n. 5, p. 2555–2591, 2023. DOI: 10.1093/restud/rdad018.

ROBSON, M. S. Classification of caesarean sections. **Fetal and Maternal Medicine Review**, v. 12, n. 1, p. 23–39, 2001. DOI: 10.1017/S0965539501000122.

ROTH, Jonathan. Pretest with Caution: Event-Study Estimates after Testing for Parallel Trends. **American Economic Review: Insights**, v. 4, n. 3, p. 305–322, 2022. DOI: 10.1257/aeri.20210236.

SANT'ANNA, Pedro H. C.; ZHAO, Jun. Doubly robust difference-in-differences estimators. **Journal of Econometrics**, v. 219, n. 1, p. 101–122, 2020. DOI: 10.1016/j.jeconom.2020.06.003.

SCHUIRMANN, Donald J. A comparison of the two one-sided tests procedure and the power approach for assessing the equivalence of average bioavailability. **Journal of Pharmacokinetics and Biopharmaceutics**, v. 15, n. 6, p. 657–680, 1987. DOI: 10.1007/BF01068419.

SUN, Liyang; ABRAHAM, Sarah. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 175–199, 2021. DOI: 10.1016/j.jeconom.2020.09.006.

VAZQUEZ-BARE, Gonzalo. Identification and estimation of spillover effects in randomized experiments. **Journal of Econometrics**, v. 237, n. 1, p. 105237, 2023. DOI: 10.1016/j.jeconom.2021.10.014.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Robson Classification: Implementation Manual**. Geneva, 2017. Disponível em: https://www.who.int/publications/i/item/9789241513197. Acesso em: 17 jul. 2026. ISBN 978-92-4-151319-7.