

Estado da publicação: O preprint não foi publicado em outro meio.

Erosão pela Demanda: Bolsonarismo e o Colapso da Cobertura Vacinal Infantil no Brasil

Vitor Peixoto, Davi Leite

<https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.16738>

Submetido em: 2026-06-30

Postado em: 2026-09-14 (versão 1)
(AAAA-MM-DD)

A moderação deste preprint recebeu o(s) endosso(s) de:

- João Gabriel Ribeiro Pessanha Leal (ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4851-1435>)

Erosão pela Demanda: Bolsonarismo e o Colapso da Cobertura Vacinal Infantil no Brasil

Vitor de Moraes Peixoto

Universidade Estadual do Norte Fluminense (UENF)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6618-3311>

Davi Athaydes Leite

Instituto de Estudos Sociais e Políticos (IESP-UERJ)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4508-5306>

Resumo

A cobertura vacinal infantil brasileira entrou em colapso na virada da década de 2010, em paralelo à ascensão do bolsonarismo. Este artigo parte de um fato cronológico — a queda atravessa três fases politicamente distintas: o pré-governo (até 2018), o governo Bolsonaro sem pandemia (2019) e o governo com pandemia (2020–2022) — para perguntar, em cada uma, por qual canal o bolsonarismo opera: pela demanda (a disposição das famílias a levar a criança ao posto) ou pela oferta (a capacidade instalada da atenção primária que aplica a vacina). Formulam-se três hipóteses, uma por fase: (a) no pré-governo, o bolsonarismo — uma disposição anti-institucional anterior a Bolsonaro — erodiu a vacinação pela demanda, sem afetar a oferta; (b) em 2019, o primeiro ano de governo teria desorganizado o SUS e atingido a vacina pela oferta (atenção básica, ESF); (c) na pandemia, o sinal do líder atingiu demanda e oferta simultaneamente. Combinando o painel municipal de coberturas (SI-PNI/DATASUS, 2012–2022) ao voto em Bolsonaro de 2018 (TSE), a covariáveis socioeconômicas e a seis indicadores independentes de oferta da atenção primária (e-Gestor, CNES, IEPS, FINBRA), estimam-se modelos de diferenças-em-diferenças com a Hepatite B ao nascer como controle negativo de demanda. Os resultados confirmam (a), refutam (b) na sua forma forte e qualificam (c) — “forma forte” porque, embora o financiamento federal de fato se contraia diferencialmente in 2019, a camada que entrega a vacina não recua e a queda não é mediada pela oferta. A hipótese de demanda do pré-governo sustenta-se: o gradiente abre-se já em 2018, concentra-se nas vacinas de retorno e poupa a dose de nascimento. A hipótese de desmantelamento de 2019 não se sustenta nas dimensões mensuradas: a cobertura da ESF e da atenção básica, a enfermagem da APS e o gasto em saúde não caem — em vários casos crescem — onde o bolsonarismo é mais forte, e a queda vacinal de 2019 sobrevive ao controle direto pela oferta,

não sendo mediada por ela; a única exceção honesta são os agentes comunitários de saúde e as UBS por habitante, que recuam, mas sem o *timing* de 2019 e sem mediar a vacina. Na pandemia, enfim, o salto incide sobretudo sobre a dose de nascimento — assinatura de oferta e registro, não de hesitação. Reportam-se os três achados, inclusive a hipótese refutada: não confirmar também é resultado.

Palavras-chave: bolsonarismo; cobertura vacinal; PNI; oferta e demanda; diferenças-em-diferenças; Brasil.

0.1 Declaração de disponibilidade de dados da pesquisa:

Todo o conjunto de dados de apoio aos resultados deste estudo foi disponibilizado no repositório do GitLab e pode ser acessado em: https://gitlab.com/vpeixoto1981/efeitos_bolsonarismo_pni

Erosion by Demand: Bolsonarismo and the Collapse of Child Immunization Coverage in Brazil

Abstract

Brazilian child immunization coverage collapsed at the turn of the 2010s, in parallel with the rise of Bolsonarismo. This article stems from a chronological fact — the decline spans three politically distinct phases: the pre-government period (until 2018), the Bolsonaro government without a pandemic (2019), and the government during the pandemic (2020–2022) — to examine, in each phase, the channel through which Bolsonarismo operates: through demand (families' willingness to take children to vaccination centers) or through supply (the installed capacity of primary health care responsible for vaccine administration). Three hypotheses are formulated, one for each phase: (a) in the pre-government period, Bolsonarismo — an anti-institutional disposition predating Bolsonaro — eroded vaccination through demand, without affecting supply; (b) in 2019, the first year of the administration disordered the Unified Health System (SUS) and impacted vaccination through supply (primary care, Family Health Strategy - ESF); (c) during the pandemic, the leader's signal affected both demand and supply simultaneously. Combining a municipal panel of immunization coverage (SI-PNI/DATASUS, 2012–2022) with the 2018 vote for Bolsonaro (TSE), socioeconomic covariates, and six independent primary care supply indicators (e-Gestor, CNES, IEPS, FINBRA), diff-in-diff models are estimated using Hepatitis B at birth as a negative control for demand. The results confirm (a), refute (b) in its strong form, and qualify (c) — “strong form” because, although federal funding indeed contracted differentially in 2019, the tier delivering the vaccine did not recue and the decline was not mediated by supply. The pre-government demand hypothesis holds: the gradient opens as early as 2018, concentrates on follow-up vaccines, and spares the birth dose. The 2019 dismantling hypothesis is not supported across the measured dimensions: ESF and primary care coverage, primary health care nursing, and health expenditure did not decrease — in several cases they increased — where Bolsonarismo was strongest, and the 2019 vaccine decline survives direct control for supply, not being mediated by it; the only honest exceptions are community health agents and basic health units (UBS) per capita, which declined, though without the timing of 2019 and without mediating the vaccine. Finally, during the pandemic, the surge primarily affected the birth dose — a signature of supply and registration, rather than hesitancy. All three findings are reported, including the refuted hypothesis: a non-confirmation is also a result.

Keywords: bolsonarismo; immunization coverage; PNI; supply and demand; difference-in-differences

1 Introdução

Por décadas, o Programa Nacional de Imunizações (PNI) foi um dos maiores êxitos da saúde pública brasileira. Na segunda metade da década de 2010, porém, as coberturas dos principais imunizantes infantis entraram em declínio sustentado (Sato 2018), revertendo uma trajetória histórica de universalização e devolvendo ao país a circulação de doenças elimináveis: o sarampo voltou a causar surtos e o Brasil perdeu, em 2019, a certificação de sua eliminação (Organização Pan-Americana da Saúde 2019; Sato et al. 2023). O declínio coincidiu no tempo com a ascensão do bolsonarismo, movimento que fez da desconfiança na ciência e nas instituições de saúde um traço identitário (Cesarino 2020; Nicolau 2020).

Que há um gradiente bolsonarista na queda — municípios mais bolsonaristas vacinando menos — é hoje hipótese razoavelmente estabelecida. A pergunta que de fato separa mecanismos rivais é outra: por qual canal o bolsonarismo opera, e se é o mesmo canal em todas as fases. Distinguir um problema de demanda (pais que deixam de levar a criança ao posto) de um problema de oferta (uma rede que se desmonta) muda tanto a teoria quanto a política de resposta, e essa resposta pode não ser a mesma antes do governo, no primeiro ano do mandato e na pandemia.

O artigo organiza-se em torno de um fato cronológico incontornável: a queda atravessa três fases politicamente distintas — pré-governo (até 2018), governo sem pandemia (2019) e governo com pandemia (2020–2022) —, e essas fases são dadas pelo calendário, não escolhidas pelo pesquisador. A cada uma corresponde uma hipótese de canal, e elas não precisam coincidir:

- **(a) Pré-governo (≤ 2018) — a demanda e o terreno fértil.** Antes de Bolsonaro chegar ao poder, e antes mesmo de a vacina virar pauta, já existia o terreno: uma extrema direita em ascensão que encontra, no antivacinismo e na desconfiança das instituições, afinidades eletivas. O movimento antivacina é internacional e antigo — da fraude de Wakefield et al. (1998) sobre autismo às redes de conspiracionismo e reatância mapeadas em dezenas de países (Hornsey et al. 2018) — e a década de 2010 deu-lhe escala inédita pelas redes sociais, que são também a infraestrutura do tecnopopulismo bolsonarista (Cesarino 2020). Somam-se a isso a desconfiança difusa nas instituições — ciência, autoridades sanitárias, imprensa, o próprio SUS (Nicolau 2020; Pinheiro-Machado e Freixo 2019) — e um substrato de antipetismo e conservadorismo moral anterior à candidatura (Kalil 2018; Rennó 2020). Tudo opera por um único canal, a demanda: a disposição das famílias a comparecer ao posto para as doses de retorno. Convém precisar o conceito. O que se observa em 2018 não é o bolsonarismo já constituído — fenômeno que só se

nomeia e se consolida depois —, mas um clima propício de atitudes anti-institucionais, antiespecialistas e refratárias à vacinação, latente e disperso, que uma liderança até então periférica viria a capitanear e amalgamar em identidade. Essa disposição já é legível em 2018, antes de qualquer governo, na queda do comparecimento aos postos nos municípios onde o clima é mais intenso. A previsão, portanto: o gradiente abre-se já em 2018, na campanha, concentra-se nas vacinas de retorno e poupa a dose de nascimento, sem deterioração da oferta.

- **(b) Governo sem pandemia (2019) — o SUS sob ataque, pela oferta.** A segunda fase desloca o teste do eleitorado para o governo: o primeiro ano integral do mandato, quando o bolsonarismo deixa de ser disposição de massa e passa a comandar a máquina federal de saúde. A hipótese de desmantelamento decorre do discurso liberal que o próprio governo proclamava — contenção do gasto social, mais liberdade para as empresas, um individualismo em tensão com a lógica coletiva e universal que funda o SUS, uma inclinação privatista sobre a saúde —, discurso ancorado, materialmente, no regime fiscal de austeridade (a Emenda Constitucional 95) que já comprimia o financiamento do sistema (Vieira e Benevides 2016). Traduzida em política, essa orientação preveria corte e contingenciamento do financiamento da atenção primária, esvaziamento da burocracia sanitária e desorganização da rede que aplica a vacina. O canal previsto é a oferta: se a hipótese estiver certa, a queda de 2019 deve atingir também a dose de nascimento e desaparecer quando se controla pela capacidade instalada, e o desfinanciamento deve aparecer nas transferências federais à atenção básica. É o que os seis indicadores de oferta, somados aos de financiamento, colocam diretamente à prova.
- **(c) Governo com pandemia (2020+) — o líder comanda a desconfiança.** Na terceira fase, o líder assume pessoalmente a dianteira da desconfiança nas vacinas: a politização da cloroquina, das máscaras e, sobretudo, das vacinas de COVID alinha explicitamente a posição vacinal a um campo político (Gramacho et al. 2021; Hotez 2021; Nobre 2020). A sinalização presidencial — cujo efeito sobre o comportamento sanitário dos apoiadores é demonstrado por Ajzenman et al. (2023), em paralelo aos pronunciamentos de Trump nos EUA (Hornsey et al. 2020) — atinge ao mesmo tempo a demanda (recusa e hesitação, agora explícitas) e a oferta (rede sobrecarregada, registro instável na migração para a RNDS). A assinatura prevista é mista: retorno e nascimento caem, e o componente de registro e denominador torna-se grande, sobretudo na dose de nascimento.

As três são testadas. Para separar demanda de oferta, há duas alavancas. A primeira é um controle negativo: a Hepatite B aplicada ao nascer, na maternidade, que não depende

do retorno dos pais ao posto — se a queda é de oferta, atinge também essa dose; se é de demanda, deve poupá-la. A segunda é medir a oferta diretamente: reconstroem-se, em painel município-ano, seis indicadores independentes da capacidade instalada da atenção primária (cobertura da ESF e da atenção básica, enfermagem da APS, UBS e agentes comunitários por habitante, gasto em saúde), tratados como desfechos do bolsonarismo, e testa-se se a queda de 2019 é mediada por eles. Adianta-se o resultado, inclusive a parte que contraria a hipótese inicial: (a) corrobora-se; (b) não se sustenta na forma forte — o financiamento federal de fato se contrai em 2019, mas a camada que entrega a vacina não recua diferencialmente onde o bolsonarismo é mais forte, e a queda não é mediada pela oferta; e (c) qualifica-se. Que o desmantelamento de 2019 não se confirme na rede assistencial dos municípios bolsonaristas é, ele próprio, um achado, reportado com o mesmo cuidado dos demais.

2 Bolsonarismo, demanda e oferta: o argumento

2.1 Hesitação vacinal: do problema global à politização

A hesitação vacinal — o atraso na aceitação ou a recusa de vacinas apesar de sua disponibilidade — é um fenômeno global, antigo e multicausal, com raízes psicológicas e de visão de mundo observadas em dezenas de países (Hornsey et al. 2018; Motta 2021). A literatura a organiza, no modelo canônico do Grupo de Trabalho da OMS, em torno dos “3 Cs” — confiança, complacência e conveniência (MacDonald e SAGE Working Group on Vaccine Hesitancy 2015; Larson et al. 2014; Dubé et al. 2013) —, estendidos depois aos “5 Cs” com o cálculo e a responsabilidade coletiva (Betsch et al. 2018). Sínteses do Sul global situam o cenário político e a desinformação entre os principais determinantes da hesitação e advertem que instrumentos formulados no Norte podem não captar essas particularidades (Gonçalves et al. 2023). O Brasil parecia imune: por décadas o PNI foi um êxito de Estado, com coberturas elevadas e socialmente homogêneas (Sato 2018). O que mudou não foi, primariamente, o acesso — a rede de atenção primária seguiu capilarizada —, mas a disposição a usá-la; e o vetor dessa mudança foi, em parte, político: a hesitação deixou de ser apenas falha informacional e passou a operar como marcador de identidade.

Esse vínculo entre demanda e política é o que torna a distinção demanda-vs-oferta a pergunta empírica decisiva. Os “3 Cs” não são equivalentes: confiança e complacência são dimensões de demanda (a decisão da família), ao passo que a conveniência se aproxima da oferta (acesso, custo de deslocamento, disponibilidade do serviço). Politizar a vacinação pode, em princípio, operar por qualquer um dos canais — pela recusa das famílias ou por uma gestão pública que

desorganize a rede. Qual deles prevalece, e em que momento, é questão de evidência.

2.2 O bolsonarismo como disposição anterior ao governo

Por bolsonarismo entende-se aqui menos um conjunto de políticas de governo e mais um fenômeno político-identitário de massas: um movimento tecnopopulista, anti-institucional e anticientífico em sua retórica, que articula a desconfiança em relação à imprensa, às universidades, às autoridades sanitárias e ao próprio sistema de saúde numa identidade de oposição (Cesarino 2020; Nicolau 2020; Pinheiro-Machado e Freixo 2019; Avritzer 2018). O ponto teórico decisivo é que essa identidade não nasce do governo de 2019: estrutura-se ao longo da campanha de 2018 e consolida-se depois, mobilizando lealdades que antecedem qualquer agenda específica de saúde (Rennó 2020; Kalil 2018). A pandemia de COVID-19 funcionou como acelerador — a politização da cloroquina, das máscaras e das vacinas alinhou explicitamente a posição vacinal a um campo político (Gramacho et al. 2021; Hotez 2021; Nobre 2020) —, mas encontrou terreno preparado: uma disposição anti-institucional preexistente, que pode ter contaminado a vacinação de rotina infantil antes de a vacina virar pauta nacional.

A essa caracterização identitária cabe somar uma especificação do nexo que a sustenta. Em pesquisa qualitativa nacional com bolsonaristas, Feres Júnior e Almeida de Paula (2025) sustentam que ir além da adesão substantiva a valores — família, costumes, segurança — exige olhar para *como* esses eleitores se informam: o elo mais forte do bolsonarismo estaria em sua *esfera comunicacional* própria, surgida da ruptura com a comunicação tradicional — percebida como politizada —, que franqueia o acesso a versões alternativas de fatos e instaura um clima de pós-verdade. É nessa esfera que circulam, no cotidiano, as narrativas que aqui importam: a de que as vacinas não seriam eficazes e a desconfiança em relação às de insumo chinês. Por esse ângulo, a disposição anti-institucional é também um padrão de consumo de informação, que dá à hesitação vacinal o seu conteúdo e a mantém continuamente alimentada — o veículo proximal pelo qual o bolsonarismo erode a demanda por vacinação.

Convém ser preciso sobre o que o tratamento mede. A variável é o voto em Bolsonaro em 2018 — que é, ele próprio, uma medida de adesão à liderança, e não uma medida direta de um clima que lhe seria anterior. Lê-se, então, como marcador da intensidade da disposição anti-institucional descrita acima, na chave da homologia disposicional: municípios que votam mais intensamente em Bolsonaro são aqueles em que essa disposição é mais densa, e é essa densidade — não o voto em si — que se traduz em desengajamento vacinal. A tese mais ambiciosa, de que uma liderança até então periférica teria *amalgamado* um clima latente difuso

numa identidade política, é atraente e coerente com o quadro, mas não é testada diretamente (exigiria uma medida do clima independente do voto — antipetismo de 2014, densidade evangélica, confiança institucional pré-2018); fica registrada como interpretação, não como achado. O que se sustenta empiricamente é mais modesto e mais firme: a intensidade da adesão bolsonarista, medida pelo voto de 2018, indexa uma disposição que erode a demanda por vacinação antes de o bolsonarismo governar.

Esse padrão não é idiosincrasia brasileira. A associação entre populismo e hesitação vacinal é documentada de forma comparada na Europa (Recio-Román et al. 2021; Stoeckel et al. 2022); nos Estados Unidos, a partidarização da pandemia traduziu-se em comportamento sanitário e na adesão a uma identidade antivacina (Gadarian et al. 2022; Motta et al. 2021); e, no Reino Unido, a desconfiança institucional prediz a hesitação (Jennings et al. 2021). O caso brasileiro é uma instância de um fenômeno transnacional, não uma exceção latino-americana.

2.3 Dois mecanismos, fases distintas: homologia disposicional e sinalização de elites

O que conecta o voto ao comportamento de saúde não é o mesmo mecanismo em todas as fases, e convém não os confundir — uma distinção que a literatura de opinião pública impõe. São dois processos.

No pré-governo (≤ 2018) opera o que se pode chamar de *homologia disposicional*. Aqui não há sinalização de elite sobre vacinação infantil: em 2018, nenhuma liderança bolsonarista havia tomado posição pública sobre as vacinas de rotina das crianças — esse alinhamento só viria com a COVID. O que se observa em 2018 não pode, então, ser *cue-taking*. A leitura mais defensável é a da homologia: a mesma orientação anti-institucional, anticientífica e refratária a especialistas que leva ao voto em Bolsonaro leva, de forma independente, ao desengajamento da vacinação. Voto e hesitação são dois efeitos de uma disposição comum, não um causando o outro. É por isso que o gradiente pode abrir-se antes de qualquer governo ou campanha antivacina: não exige que a elite sinalize, apenas que a disposição exista e se traduza em conduta.

Só na pandemia (2020+) o mecanismo de *cue-taking* propriamente se ativa: o líder toma posição pública e explícita sobre cloroquina, máscaras e vacinas de COVID, e o comportamento dos seguidores passa a sinalizar pertencimento (Ajzenman et al. 2023; Gramacho et al. 2021; Hornsey et al. 2020). É a esta fase — e ao objeto COVID — que se aplica diretamente a evidência de Ajzenman et al. (2023), cujos achados são sobre os pronunciamentos de 2020, não

sobre a vacinação infantil de 2018. Levar ou não a criança ao posto torna-se, então, um ato de conteúdo expressivo, reforçado pelo sinal da elite. No nível municipal, esse vínculo já está documentado para a própria vacinação de COVID: Peixoto et al. (2023), controlando o perfil socioeconômico e a estrutura do SUS, encontram que o grau de bolsonarismo reduziu a cobertura da 1ª, da 2ª e, sobretudo, da 3ª dose (reforço) nos municípios brasileiros — o efeito é mais intenso justamente na dose em que o esforço estatal de indução era menor (sem exigência de comprovante para acesso a serviços e eventos), assinatura de demanda.

A distinção tem consequências para a leitura da magnitude por fase, e adverte contra importar a evidência de *cue-taking* da pandemia para explicar 2018. Em ambos os casos, porém, o canal é de demanda — a decisão da família. A sinalização poderia, em tese, operar também pela oferta, por uma gestão municipal alinhada que desorganizasse a rede; mas essa é a hipótese (b), testável e distinta.

É aqui que a estrutura federativa do SUS importa. O PNI é executado num SUS descentralizado: a vacinação de rotina acontece nas unidades básicas municipais, enquanto a logística dos imunobiológicos (rede de frio, distribuição) e os denominadores de nascidos vivos (SINASC) ficam, em grande parte, com as Secretarias Estaduais. Daí decorrem duas coisas. Há um componente de variância de nível estadual que não é puro ruído municipal — razão para modelar o município aninhado na UF. E o canal de oferta tem dois lados distinguíveis: a infraestrutura federal e estadual (financiamento, logística) e a gestão municipal (organização da rede local). A hipótese (b), de desmantelamento administrativo, é sobre a interação entre o governo federal de 2019 e a atenção básica municipal — exatamente o que os seis indicadores de oferta permitem auscultar.

2.4 As três fases e suas hipóteses

O argumento gera uma hipótese por fase, cada uma com uma assinatura própria nos dados — uma combinação esperada de comportamento das vacinas de retorno, do controle negativo de nascimento e dos indicadores de oferta:

- **H(a) — Pré-governo (≤ 2018): demanda.** O gradiente bolsonarista abre-se já em 2018, antes da posse; concentra-se nas vacinas de retorno, poupa a dose de nascimento e não se acompanha de deterioração da oferta. *Assinatura*: retorno cai, nascimento estável, oferta intacta.
- **H(b) — Governo sem pandemia (2019): oferta.** O primeiro ano de governo desorganiza a atenção básica; a queda de 2019 é mediada pela oferta — atinge também a dose de

nascimento e desaparece quando se controla pela capacidade instalada. *Assinatura:* retorno e nascimento caem, a oferta deteriora-se em 2019, e o controle pela oferta anula o gradiente vacinal.

- **H(c) — Governo com pandemia (2020+): demanda e oferta.** O sinal do líder e a ruptura sanitária atingem ambos os canais. *Assinatura:* retorno e nascimento caem; a oferta dá sinais de estresse; o componente de registro e denominador torna-se grande, sobretudo na dose de nascimento.

A força do desenho está em que essas assinaturas são distinguíveis e falsificáveis. Se H(b) estiver certa, controlar pela oferta deve eliminar o efeito de 2019 e a dose de nascimento deve cair junto; se estiver errada, o efeito de 2019 sobrevive ao controle e a dose de nascimento é poupada — caso em que 2019 é, afinal, mais uma fase de demanda, e não a ruptura de oferta que a hipótese previa.

3 Dados e estratégia de identificação

3.1 Variável dependente e medida de bolsonarismo

A variável dependente é a cobertura vacinal municipal anual (SI-PNI/DATASUS, 2012–2022), e as séries são agrupadas pelo mecanismo de administração. O grupo de retorno de primovacinação (DTP/Penta,¹ poliomielite, Hepatite B em 3 doses, rotavírus, meningococo C e pneumocócica) reúne doses que exigem que a família volte ao posto entre 2 e 6 meses de vida, onde a demanda opera; o grupo de nascimento é a Hepatite B ao nascer,² aplicada na maternidade, que não depende do retorno e serve de controle negativo. O painel cobre 5.565 municípios. Para mitigar o ruído das coberturas municipais (instabilidade de denominador e registro), excluem-se observações acima de 150 p.p. (impossível) ou abaixo do percentil 2,5 por vacina-ano (subnotificação extrema), critério simétrico e pré-definido.³

¹A pentavalente (DTP+Hib+Hepatite B) foi introduzida no calendário em meados de 2012, substituindo a tetravalente (DTP+Hib) administrada com a Hepatite B em separado. Por isso a cobertura de penta em 2012 é transicional e artificialmente baixa ($\approx 25\%$, contra $\approx 75\%$ da tetravalente no mesmo ano e $\approx 105\%$ da penta a partir de 2013). Para preservar a comparabilidade da linha de base e dos placebos pré-tratamento (2012–2017), a série DTP/Penta usa, em 2012, a cobertura da tetravalente — a vacina que a penta substituiu — e, de 2013 em diante, a da pentavalente.

²A BCG, também aplicada ao nascer, é deliberadamente excluída do grupo de nascimento: seus frascos multi-dose, com validade de poucas horas após reconstituídos, levam muitos municípios pequenos a concentrá-la num “dia da BCG”, tornando sua cobertura descontínua e ditada pela logística do frasco, e não pela decisão das famílias. A Hepatite B ao nascer, em dose única na maternidade, não sofre desse problema.

³O teto de 150 p.p. (e não 100) é deliberadamente generoso: coberturas registradas entre 100% e 150% são frequentes e não são erro de digitação, mas sintoma de denominador defasado — as projeções populacionais do IBGE subestimam o alvo em municípios que receberam crianças de fora ou cuja população encolheu —, de modo que as doses reais excedem o denominador estimado. Cortar em 100% descartaria observações válidas e introduziria seleção; o teto em 150 remove apenas o impossível (registro grosseiramente inconsistente). A robustez a esse limiar é parte da curva de especificação (I.4).

A intensidade do bolsonarismo de cada município é medida pelo voto em Bolsonaro no 2º turno de 2018, em percentual de votos válidos (`bol1s_z`, TSE), padronizado; 1 desvio-padrão (DP) equivale a cerca de 19 pontos percentuais de voto. A escolha do 2º turno, com apenas dois candidatos, capta a adesão consolidada ao projeto bolsonarista, e não a dispersão do 1º turno entre treze candidaturas. O bolsonarismo é tratado como intensidade, um gradiente, e não como rótulo binário, e usa-se 2018, e não 2022, porque a variável dependente cobre 2012–2022: medir o tratamento pelo voto de 2022, posterior a quase toda a janela de desfecho, incorreria em pós-tratamento. O voto de 2022, fortemente correlacionado ao de 2018 ($r \approx 0,97$), entra apenas como verificação. A endogeneidade é reconhecida: como mostra a radiografia da eleição de 2018 de Nicolau (2020), o voto em Bolsonaro tem um padrão socioeconômico e regional nítido — municípios mais bolsonaristas são, em média, mais desenvolvidos, menos desiguais e concentrados no Sul e no Centro-Oeste —, diferença sistemática que torna indispensável a identificação a seguir.

A Figura 1 mostra, em nível, o fenômeno que motiva o estudo: a média de todos os municípios, por mecanismo de administração. A cobertura, antes alta, recua a partir de 2019 e atinge o vale em 2020–2021, com recuperação parcial em 2022; o recuo aparece nos três mecanismos, mas com cronologias distintas — pista que a estratégia de identificação explora. Note-se também a oscilação das séries brutas (erros de registro), que motiva o tratamento de outliers.

Convém, porém, fixar uma distinção que organiza o restante do artigo. A Figura 1 mostra o nível da cobertura, e nesse nível a queda visível ocorre em 2019 (vale em 2020–2021). Não é esse o objeto do estudo. O que se investiga é o gradiente por bolsonarismo: a cobertura caiu mais onde o voto em Bolsonaro foi maior? Nível e gradiente podem divergir, e divergem. Em 2018, por exemplo, a cobertura de retorno subiu na média, numa recuperação geral, mas subiu menos nos municípios mais bolsonaristas, de modo que a distância entre eles e os demais já se abriu naquele ano, em plena alta agregada. Uma média não revela isso, pois funde bolsonaristas e não bolsonaristas numa linha só. Por isso a inspeção do nível (Figura 1) e a estimação do gradiente (§4) respondem a perguntas diferentes: a primeira diz quando a cobertura caiu no país; a segunda, quando e onde o bolsonarismo abriu uma diferença — que, como se verá, antecede a queda agregada. Toda a estratégia de identificação destina-se a medir o segundo, não o primeiro.

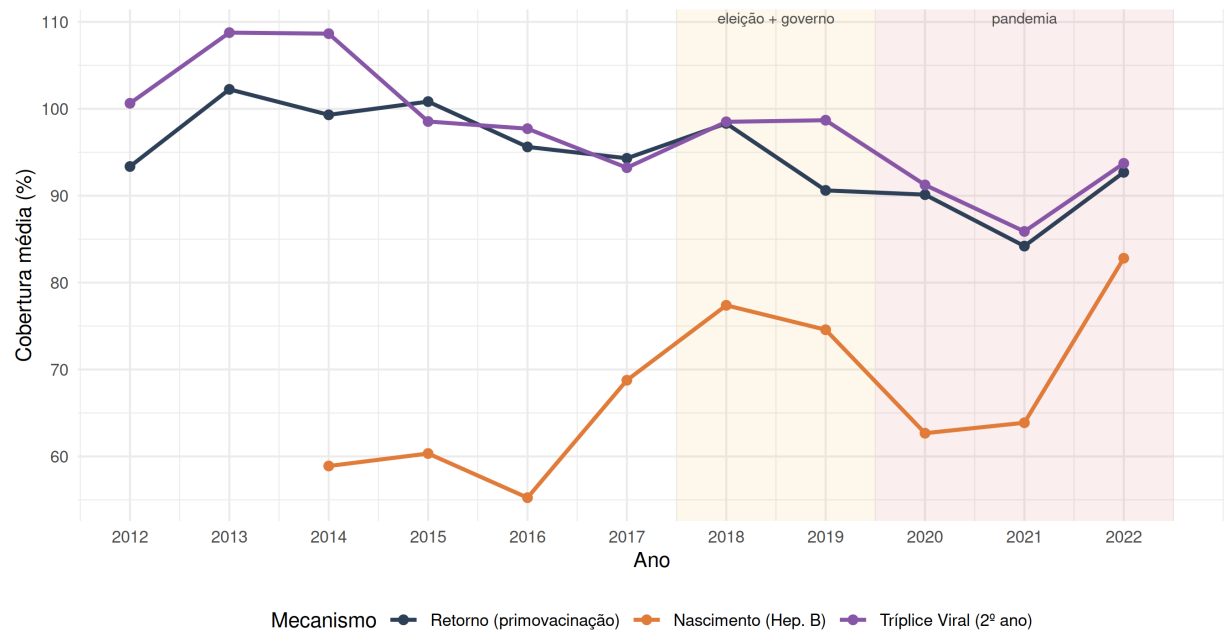


Figura 1: Cobertura vacinal média por ano (2012–2022), por mecanismo de administração (SI-PNI/DATASUS). A Hepatite B ao nascer (controle negativo) inicia em 2014. As faixas marcam as fases política (2018–2019) e pandêmica (2020–22). A queda se acentua a partir de 2019 e atinge o vale em 2020–2021; a Tríplice Viral (2º ano) recupera-se na pandemia, prenúncio da contraprova de oferta (§4.7). As séries brutas são ruidosas — o que motiva o tratamento de outliers.

3.2 Os seis indicadores de oferta: medir o canal de (b) diretamente

A peça que distingue este artigo é tratar a oferta como desfecho mensurável, e não como suposição. Reconstroem-se, em painel município-ano (2012–2022, conforme a fonte), seis dimensões da capacidade instalada da atenção primária, vindas de quatro fontes independentes:

1. **Cobertura da ESF (%)** — e-Gestor Atenção Básica/MS: a fração da população coberta pela Estratégia Saúde da Família, a porta de entrada da vacinação de rotina.
2. **Cobertura da Atenção Básica (%)** — e-Gestor: medida mais ampla de cobertura da APS.
3. **Enfermagem da APS por 10 mil hab.** — CNES: a força de trabalho de enfermagem que aplica a vacina (até 2022).
4. **UBS por 10 mil hab.** — CNES: a infraestrutura física da rede básica.
5. **Agentes comunitários (ACS) por 10 mil hab.** — CNES: a busca ativa que leva a vacina à comunidade.
6. **Gasto público em saúde per capita (R\$)** — FINBRA/STN: o esforço financeiro municipal.

Esses indicadores são a evidência direta sobre H(b). Uma advertência metodológica importa,

e é o erro que se evita: a oferta é aqui desfecho do bolsonarismo, não controle dele. Incluí-la como controle nas regressões de vacina seria, em geral, um mau controle, por poder ser mediadora ou colidora. Por isso ela é usada de duas formas legítimas: como desfecho num estudo de evento próprio — *o bolsonarismo derruba a oferta em 2019?* — e num teste explícito de mediação — *a queda de 2019 some quando se condiciona à oferta?* —, em que a inclusão da oferta é o próprio objeto do teste, e não uma pretensão de identificação.

3.3 Identificação: efeitos fixos, fases e controle negativo

A estratégia compara cada município consigo mesmo ao longo do tempo. Todos os modelos de painel incluem efeitos fixos de município — que absorvem tudo o que é invariante no município, inclusive o nível de bolsonarismo, o IDH, a região e o porte — e efeitos fixos de ano, que descontam choques nacionais comuns. A identificação vem da interação entre o tempo (a fase) e a intensidade de bolsonarismo; os erros-padrão são agrupados por município. A suposição é de tendências paralelas, verificável por suas implicações no estudo de evento (referência 2015).

Duas peças tornam o desenho mais exigente que um *antes/depois* ingênuo de 2019. A primeira é a decomposição em fases. Embora a narrativa seja de três fases substantivas (pré-governo, governo, pandemia), a econometria mantém quatro indicadores — austeridade (2016–17), eleição (2018), governo (2019) e pandemia (2020–22), base ≤ 2015 —, separando a austeridade fiscal (o teto de gastos da EC 95, um choque comum e anterior ao bolsonarismo) do resto do pré-governo. Misturar austeridade e eleição numa única fase pré-governo arriscaria atribuir ao bolsonarismo um choque fiscal que lhe é externo; por isso a austeridade entra destacada, como confundidor a ser descartado, ainda que pertença, cronologicamente, ao período pré-governo. A segunda peça é o controle negativo (Lipsitch et al. 2010): as vacinas de retorno e a Hepatite B ao nascer são aplicadas pela mesma rede, e o que as distingue é quem decide o comparecimento. Se a queda fosse de oferta, atingiria ambas; se é de demanda, deve poupar a de nascimento.

Convém, no entanto, ser franco quanto à fragilidade desse controle, e não relegá-la ao apêndice. A série da Hepatite B ao nascer é a mais ruidosa do painel: na amostra analítica tem média de cerca de 67% e desvio-padrão de 36 p.p., contra média de 95% e desvio de 21 das de retorno ([Apêndice B](#)). Um patamar médio de ~67% é, ademais, implausivelmente baixo para uma dose aplicada na maternidade, onde ocorre a quase totalidade dos nascimentos: reflete subnotificação de registro, não recusa das famílias. Os efeitos fixos de vacina absorvem esse

nível, mas não a eventual diferença de dinâmica de registro — razão pela qual a identificação não repousa sobre o controle negativo isolado, e sim sobre sua convergência com os placebos pré-tratamento, as tendências lineares municipais, o denominador SINASC comum e a dinâmica padronizada (Apêndice I, I.8–I.9). A pré-janela curta — a série inicia em 2014 — reforça essa cautela.

3.4 Especificação dos modelos

Seja y_{ivt} a cobertura da vacina v no município i (na UF $u(i)$) no ano t ; B_i o voto padronizado (invariante); F_{ft} o indicador da fase $f \in \{\text{aust.}, 2018, 2019, \text{pand.}\}$ (base ≤ 2015); $R_v \in \{0,1\}$ o indicador de **retorno**; e $\mathbf{X}_i$ as covariáveis estruturais.

(i) Estudo de evento (por grupo). $y_{ivt} = \sum_{k \neq 2015} \gamma_k (\mathbf{1}[t = k] \cdot B_i) + \alpha_i + \lambda_v + \tau_t + \varepsilon_{ivt}$, com efeitos fixos de município, vacina e ano. Sob paralelas, $\gamma_k \approx 0$ para $k < 2018$. O mesmo desenho aplica-se aos desfechos de oferta (referência 2018).⁴

(ii) Decomposição em fases (efeitos fixos, por grupo). $y_{ivt} = \beta_1 \text{ano}_t + \sum_f \delta_f F_{ft} + \sum_f \theta_f (F_{ft} \cdot B_i) + \alpha_i + \lambda_v + \varepsilon_{ivt}$. Os θ_f são o diferencial bolsonarista em cada fase. A versão multinível (interceptos aleatórios de UF e município, com $\mathbf{X}_i$ explícito) estabiliza os municípios pequenos.

(iii) Modelo-mestre (tripla diferença). $y_{ivt} = \beta_1 \text{ano}_t + \sum_f \delta_f F_{ft} + \sum_f \theta_f (F_{ft} \cdot B_i) + \sum_f \psi_f (F_{ft} \cdot B_i \cdot R_v) + \alpha_i + \lambda_v + \varepsilon_{ivt}$, em que θ_f é o efeito no nascimento e ψ_f o acréscimo no retorno — a quantidade que isola a demanda.

(iv) Mediação pela oferta (teste de H(b)). Reestima-se (ii), no grupo de retorno, adicionando os indicadores de oferta variáveis no tempo S_{it} (ACS, UBS, enfermagem) como controles: $y_{it} = \dots + \sum_f \theta_f (F_{ft} \cdot B_i) + \mathbf{S}'_{it} \rho + \alpha_i + \varepsilon_{it}$. Se a oferta mediasse a queda de 2019, θ_{2019} encolheria para perto de zero ao condicionar-se a S_{it} . A persistência de θ_{2019} é evidência contra H(b).⁵

⁴A assimetria de referência entre os dois estudos de evento é deliberada e não afeta a comparação. Para a vacina, a referência é 2015 (o fim da janela-base ≤ 2015), de modo que os coeficientes de 2012–2017 funcionam como placebos pré-tratamento. Para a oferta, cujo interesse é estritamente se há uma ruptura em 2019 (a previsão de H(b)), a referência é o último ano pré-governo (2018), que isola o salto do primeiro ano de mandato sem reescalar a série. Como cada estudo de evento é lido dentro do seu próprio grupo, nunca um nível comparado ao outro, a escolha da referência é uma normalização interna, e os dois conduzem à mesma leitura: o degrau vacinal de 2019 não tem contrapartida na oferta.

⁵Trata-se de um teste de mediação no espírito de Baron-Kenny, não de uma pretensão causal sobre a oferta: condicionar a um possível mediador para ver se o efeito total se decompõe. A leitura é assimétrica e conservadora — se o coeficiente persiste, a mediação é implausível; se encolhesse, ainda assim restaria distinguir mediação de mau controle. Como ele persiste, a conclusão (não-mediação) é a robusta.

4 Resultados

4.1 Quadro descritivo: o gradiente, líquido de estrutura e de oferta

Para *visualizar* o gradiente, ordenam-se os municípios pelo voto em Bolsonaro (2018) em cinco quintis (Q1 = menos; Q5 = mais), fixos no tempo. Há, porém, uma armadilha: como os municípios bolsonaristas não são um recorte aleatório, plotar a cobertura bruta confundiria política com perfil socioeconômico — e com a própria oferta. Por isso o eixo da Figura 2 traz o resíduo de um modelo multinível (UF no 2º nível) da cobertura sobre o perfil estrutural e a oferta da APS variável no tempo (enfermagem, UBS e ACS do CNES). Lê-se em desvios do esperado: resíduo zero é a cobertura prevista dado o perfil e a oferta; negativo é vacinar abaixo do previsto. Se as linhas dos quintis ainda divergem, a divergência não é riqueza, porte, infraestrutura nem pessoal — é o que sobra associado ao bolsonarismo.

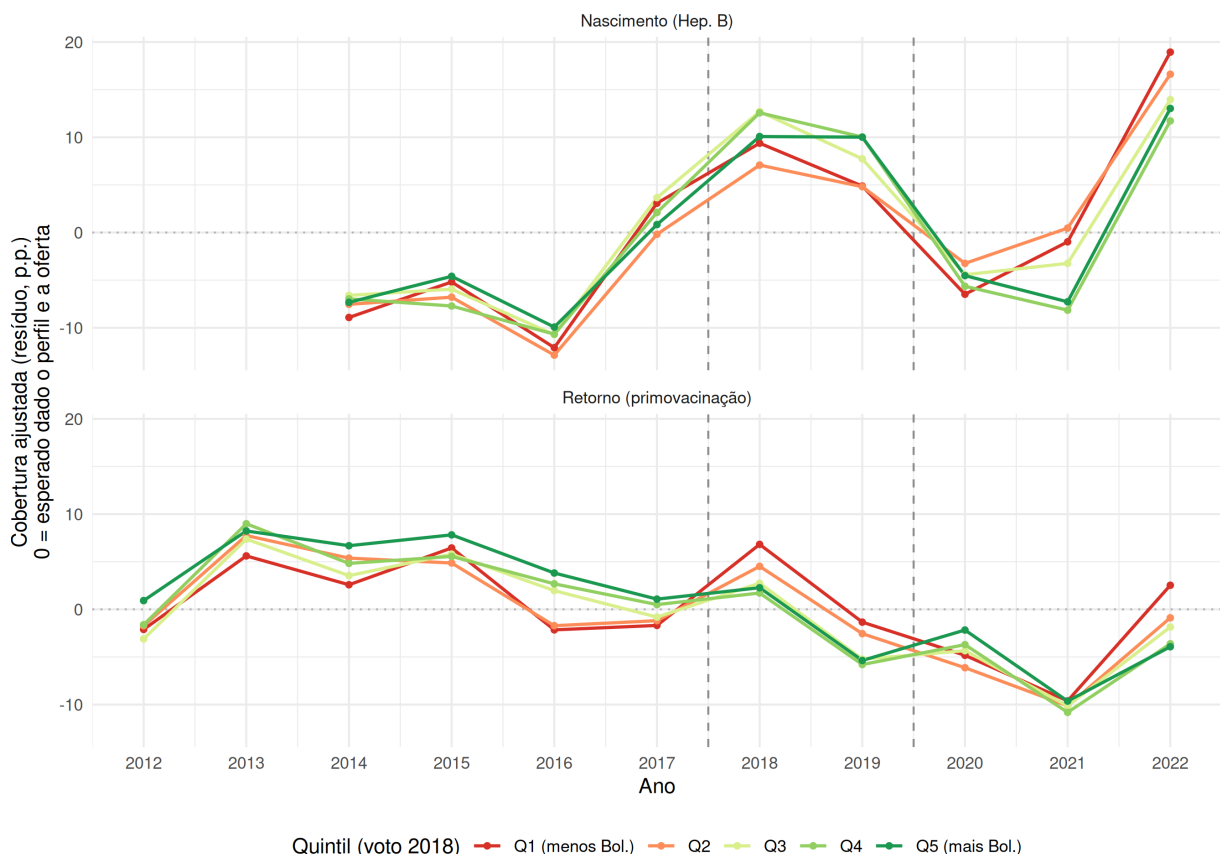


Figura 2: Cobertura **ajustada** (resíduo de um modelo multinível com a UF no 2º nível, da cobertura sobre o perfil estrutural e a oferta da APS — enfermeiros, UBS e ACS do CNES), por quintil de voto bolsonarista (2018), ano e grupo (2012–2022; a Hepatite B ao nascer inicia em 2014). No grupo de **retorno**, os quintis mais bolsonaristas vinham iguais ou acima do esperado até 2017 e **invertem-se para baixo** em 2018–2019; no grupo de **nascimento** a inversão não ocorre (o descolamento só vem na pandemia). O padrão sobrevive ao ajuste por estrutura e por oferta.

A Figura 2 já antecipa os três achados. Mesmo removida toda a variação por riqueza, desen-

volvimento, região, infraestrutura e pessoal, o gradiente bolsonarista inverte-se de sinal, no grupo de retorno, em torno de 2018 — antes da posse —, enquanto no grupo de nascimento a inversão de 2018–2019 não aparece, e o descolamento vem só na pandemia. Que o sinal se inverta mesmo sob um ajuste que inclui a própria oferta é a primeira indicação de que a fase pré-governo é de demanda, não de rede, coerente com H(a) e já desfavorável a H(b).

4.2 Estudo de evento: onde a inflexão acontece

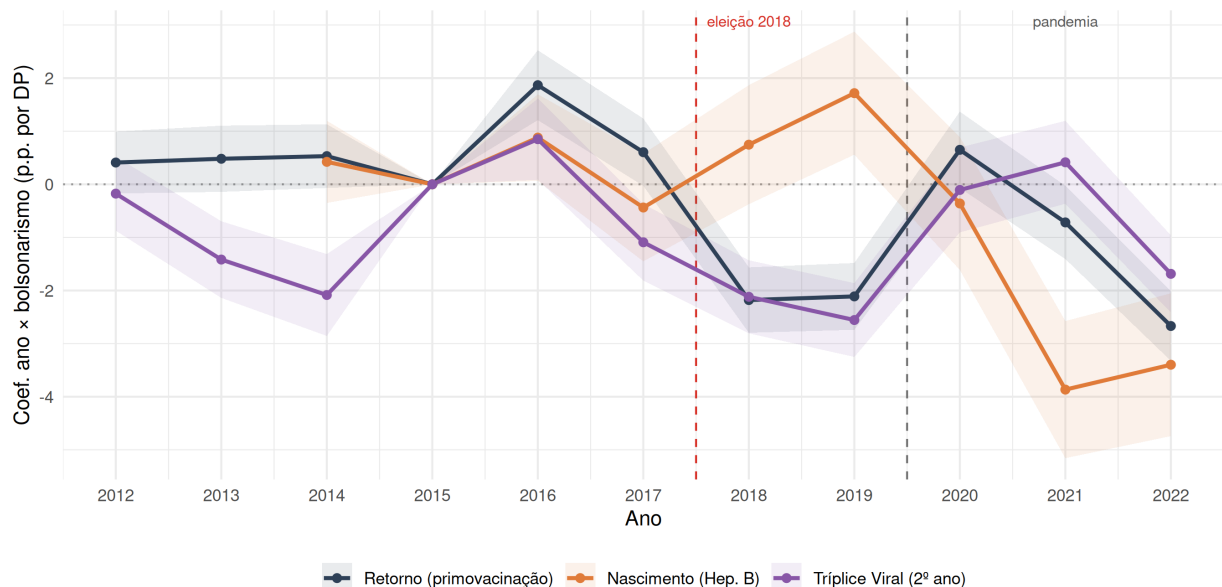


Figura 3: Estudo de evento: coeficiente ano $\times$ bolsonarismo (referência 2015), pelos **três mecanismos** de administração. No grupo de **retorno** (azul) o gradiente é nulo/positivo até 2017 e **desloca-se negativamente em 2018**, antes da posse, consolidando-se em 2019. No de **nascimento** (laranja, controle negativo) **não há queda em 2019**; o descolamento só ocorre em 2021–2022 — perfil de choque pandêmico e de denominador, não de demanda. A **Tríplice Viral** (roxo, 2º ano) acompanha o retorno na inflexão política, mas **resiste** ao gradiente na pandemia — a contraprova de oferta (§4.7).

A Figura 3 localiza a inflexão. No grupo de retorno, o gradiente é pequeno e sem tendência negativa até 2017 (positivo, inclusive, na austeridade de 2016) e desloca-se negativamente já em 2018, antes da posse. O grupo de nascimento não cai em 2019 (1,72 p.p. por DP, contra –2,11 no retorno) e só se descola em 2021–2022 — perfil incompatível com um choque de 2019 e típico de disrupção pandêmica e de denominador. Um teste de Wald conjunto rejeita a hipótese de pré-tendências planas no retorno ($p < 0,001$) e a deixa no limiar no nascimento ($p = 0,006$), reflexo do salto positivo da austeridade, confundidor que o desenho trata como fase à parte. A Tríplice Viral (2º ano), também de retorno, acompanha o grupo de primovacinação na inflexão de 2018–2019 (–2,56 p.p. por DP em 2019), mas descola-se na pandemia, resistindo ao gradiente que arrasta as demais (–1,69 em 2022) — anomalia que a §4.7 explica como oferta institucional extraordinária, e não demanda. Por isso a identificação se apoia no

controle negativo e nas fases, não nas paralelas do estudo de evento isolado.

4.3 Fase 1 — Pré-governo (≤ 2018): o teste de H(a)

Tabela 1: Decomposição do efeito do bolsonarismo nas quatro fases econométricas (base ≤ 2015), por grupo (efeitos fixos de município e vacina; p.p. por DP do voto; EP agrupados por município). A austeridade (2016–17) tem gradiente positivo/nulo nas vacinas de retorno — o diferencial bolsonarista só se torna negativo a partir da **eleição (2018)**, dentro ainda do período pré-governo.

Grupo	Fase	Estimativa	Erro-padrão	IC 95%	p
Nascimento (Hep. B)	Austeridade (2016–17)	0,012	0,395	[-0,76; 0,79]	0,976
Nascimento (Hep. B)	Eleição (2018)	0,535	0,539	[-0,52; 1,59]	0,321
Nascimento (Hep. B)	Governo (2019)	1,505	0,559	[0,41; 2,60]	0,007
Nascimento (Hep. B)	Pandemia (2020–22)	-2,745	0,577	[-3,88; -1,62]	< 0,001
Retorno (primovacinação)	Austeridade (2016–17)	0,889	0,231	[0,44; 1,34]	< 0,001
Retorno (primovacinação)	Eleição (2018)	-2,515	0,244	[-2,99; -2,04]	< 0,001
Retorno (primovacinação)	Governo (2019)	-2,448	0,254	[-2,95; -1,95]	< 0,001
Retorno (primovacinação)	Pandemia (2020–22)	-1,258	0,214	[-1,68; -0,84]	< 0,001

A Tabela 1 formaliza o teste de H(a). No grupo de retorno, o gradiente é positivo na austeridade (0,89 p.p. por DP), quando a hesitação dificilmente seria a causa; inverte-se na eleição de 2018 (−2,52), antes da posse, e aprofunda-se no governo. Como em 2018 não havia governo, campanha antivacina nem sinal de elite sobre vacinação infantil, esse componente é mais compatível com a homologia disposicional (§2.3) — a tradução de uma disposição preexistente em conduta, e não o *cue-taking* que só se ativa na pandemia — do que com a austeridade. O controle negativo de nascimento comporta-se como manda H(a): não cai em 2019 (1,51) e só desaba na pandemia. Quanto à magnitude,⁶ onde o bolsonarismo é 1 DP mais intenso a cobertura de retorno em 2019 é cerca de 2,4 p.p. mais baixa que o esperado (perto de 6,5 p.p. entre os percentis 10 e 90 do voto) — grande para um indicador cujo patamar saudável é $\geq 90\%$. H(a), portanto, corrobora-se: no pré-governo o padrão é consistente com demanda, e a oferta, examinada adiante, não se move.

O modelo multinível por vacina (Figura 4) confirma que o padrão não é artefato de agregação.

Cada uma das seis vacinas de retorno desloca-se negativamente a partir de 2018–2019, enquanto a Hepatite B ao nascer permanece à direita do zero até a pandemia. A estrutura fede-

⁶Dada a forte autocorrelação espacial do voto, este estimando deve ser lido como um efeito de equilíbrio local — capta a vizinhança, não um município estritamente isolado (Apêndice I, I.5).

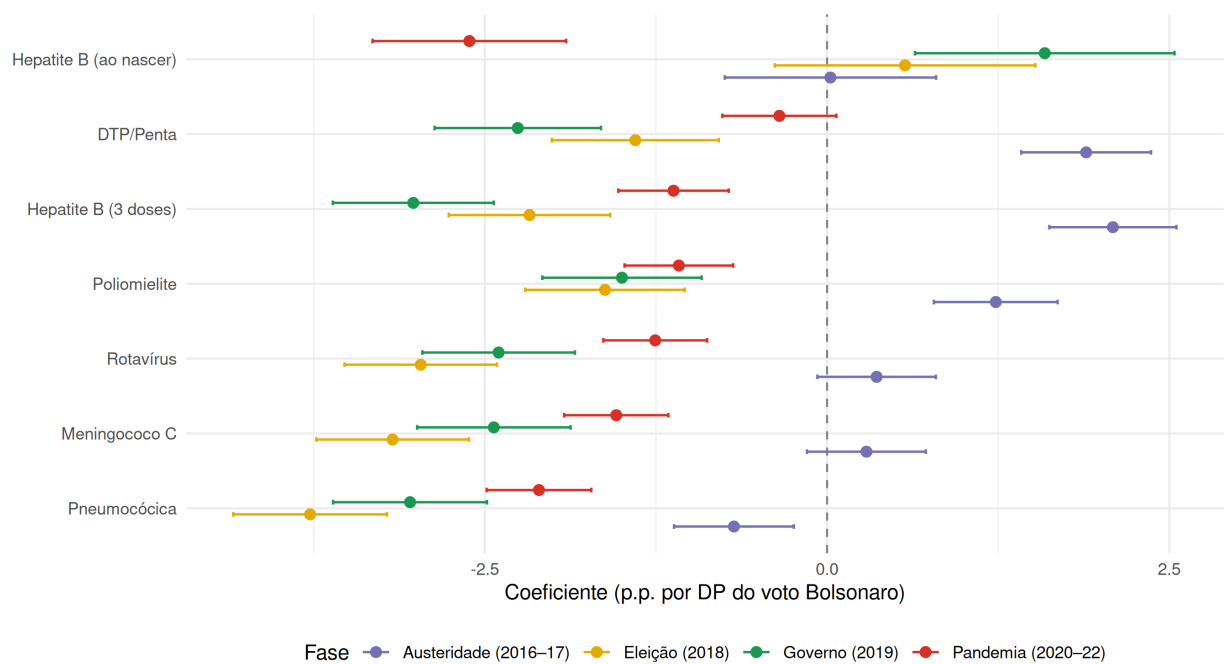


Figura 4: Modelo multinível (efeitos aleatórios de UF e município): efeito do bolsonarismo em cada fase, **por vacina** (IC 95%). As vacinas de **retorno** deslocam-se para a esquerda já na **eleição de 2018** e no **governo de 2019**; a **Hepatite B ao nascer** (controle negativo, no topo) só se move na **pandemia**.

rativa importa estatisticamente: na partição de variância, a UF responde por cerca de 5% da variância de intercepto não explicada, o que confirma o estado como segundo nível.

4.4 Fase 2 — Governo sem pandemia (2019): o teste de H(b)

Esta é a seção decisiva: a vacina caiu, em 2019, porque a máquina de vacinar se desmontou? A resposta vem em três passos — o estudo de evento dos seis indicadores de oferta, a decomposição em fases da oferta e o teste de mediação.

Tabela 2: Decomposição em fases dos seis indicadores de oferta (efeitos fixos de município e ano; efeito por DP de bolsonarismo; base ≤2015). Coluna *rel. (%)* = efeito relativo à média pré-tratamento do indicador. Na fase **Governo (2019)**, a cobertura da ESF/AB, a enfermagem e o gasto são **positivos**; só UBS e ACS são negativos — e seu recuo é **monotônico desde a austeridade**, não um salto de 2019.

Desfecho	Fase	Efeito	Erro-padrão	rel. (%)	p
Cobertura ESF (%) — e-Gestor	Austeridade (2016-17)	0,992	0,132	1,169	< 0,001
Cobertura ESF (%) — e-Gestor	Eleição (2018)	1,339	0,159	1,577	< 0,001
Cobertura ESF (%) — e-Gestor	Governo (2019)	1,294	0,171	1,524	< 0,001
Cobertura ESF (%) — e-Gestor	Pandemia (2020-22)	0,173	0,203	0,203	0,395
Cobertura AB (%) — e-Gestor	Austeridade (2016-17)	0,543	0,125	0,608	< 0,001

Cobertura AB (%) — e-Gestor	Eleição (2018)	0,613	0,147	0,687	< 0,001
Cobertura AB (%) — e-Gestor	Governo (2019)	0,529	0,159	0,592	< 0,001
Cobertura AB (%) — e-Gestor	Pandemia (2020-22)	0,107	0,189	0,119	0,573
Enferm. APS /10 mil — CNES	Austeridade (2016-17)	0,034	0,020	0,663	0,093
Enferm. APS /10 mil — CNES	Eleição (2018)	0,008	0,028	0,162	0,770
Enferm. APS /10 mil — CNES	Governo (2019)	0,057	0,031	1,118	0,069
Enferm. APS /10 mil — CNES	Pandemia (2020-22)	0,052	0,044	1,022	0,235
Gasto saúde pc (R\$) — FINBRA	Austeridade (2016-17)	20,590	1,539	3,728	< 0,001
Gasto saúde pc (R\$) — FINBRA	Eleição (2018)	11,213	2,915	2,030	< 0,001
Gasto saúde pc (R\$) — FINBRA	Governo (2019)	31,315	2,320	5,669	< 0,001
Gasto saúde pc (R\$) — FINBRA	Pandemia (2020-22)	34,154	3,658	6,184	< 0,001
UBS /10 mil — CNES	Austeridade (2016-17)	-0,072	0,014	-1,618	< 0,001
UBS /10 mil — CNES	Eleição (2018)	-0,120	0,018	-2,668	< 0,001
UBS /10 mil — CNES	Governo (2019)	-0,152	0,019	-3,403	< 0,001
UBS /10 mil — CNES	Pandemia (2020-22)	-0,237	0,020	-5,289	< 0,001
ACS /10 mil — CNES	Austeridade (2016-17)	-0,135	0,043	-0,603	0,002
ACS /10 mil — CNES	Eleição (2018)	-0,320	0,055	-1,431	< 0,001
ACS /10 mil — CNES	Governo (2019)	-0,463	0,061	-2,066	< 0,001
ACS /10 mil — CNES	Pandemia (2020-22)	-0,812	0,061	-3,630	< 0,001

A Figura 5 e a Tabela 2 dão o veredito sobre H(b). Nas dimensões que mais diretamente sustentam a vacinação, não há ruptura em 2019: o diferencial bolsonarista é positivo na cobertura da ESF (+1,29 p.p. por DP, $p < 0,001$), positivo na cobertura da AB (+0,53), positivo na enfermagem da APS (+0,06), e o gasto em saúde *per capita* sobe acentuadamente (+31,31 reais por DP) — o oposto de um desmonte. Onde a vacina de retorno mais caiu, havia mais ESF, mais enfermeiros e mais gasto, não menos.⁷

As exceções honestas são as UBS (−0,15 por DP) e os ACS (−0,46 por DP) por habitante, ambas negativas. Mas duas observações desarmam a leitura de desmantelamento de 2019. O timing está errado: o recuo de ACS e UBS é monotônico desde a austeridade (já −0,14 por DP em 2016–17 no ACS, aprofundando-se a cada fase até a pandemia), e não uma quebra

⁷É preciso ler o sinal corretamente. O gradiente é um diferencial entre municípios no mesmo ano, líquido dos efeitos fixos de ano; um sinal positivo não afirma que a oferta melhorou no país por causa do governo, mas que a sua expansão secular — que ocorria no Brasil inteiro — não foi diferencialmente revertida nos municípios bolsonaristas. O Apêndice J traz a trajetória nacional de cada desfecho ao lado do gradiente, para evitar confundir o que aconteceu com o país e o que aconteceu diferencialmente onde o bolsonarismo é mais forte.

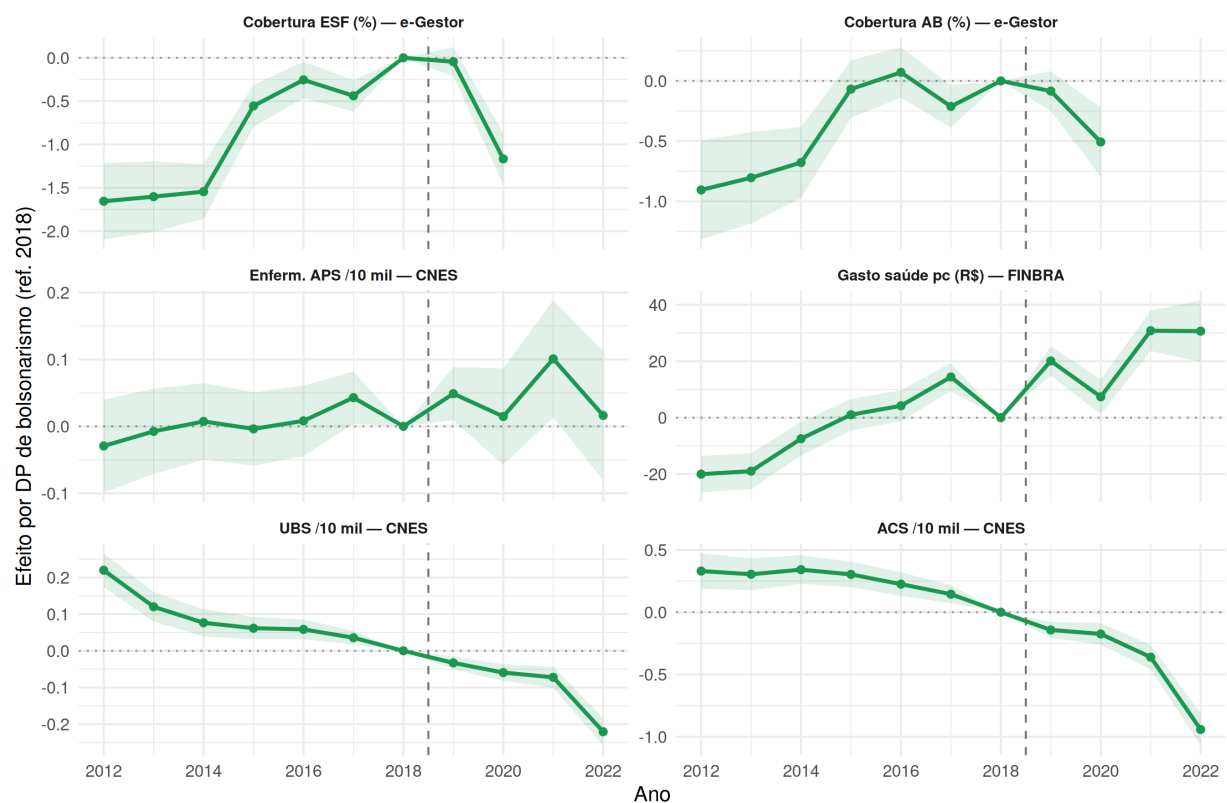


Figura 5: Estudo de evento dos **seis indicadores de oferta** da atenção primária (efeitos fixos de município e ano; referência 2018; IC 95%, cluster por município). Em **nenhum** dos quatro primeiros há ruptura para baixo em 2019: cobertura da ESF e da AB e enfermagem da APS seguem planas ou em alta, e o gasto em saúde **sobe**. As exceções são **UBS** e **ACS** por habitante, que declinam — mas de forma **gradual ao longo da década**, sem a quebra abrupta em 2019 que a hipótese de desmantelamento exigiria.

Tabela 3: Teste de mediação pela oferta. **Variável dependente: cobertura das vacinas de retorno (%)**; efeitos fixos de município e vacina. Coluna (1): modelo de fases. Coluna (2): o mesmo, **adicionando** ACS, UBS e enfermagem da APS (CNES) como controles variáveis no tempo. O coeficiente do **governo (2019)** quase não se move — a queda vacinal **não é mediada** pela oferta observada.

	Cobertura das vacinas de retorno (%)	
	(1) Sem oferta	(2) Com oferta (CNES)
Eleição (2018) × Bols.	-2,515*** (0,244)	-2,498*** (0,244)
Governo (2019) × Bols.	-2,448*** (0,254)	-2,437*** (0,254)
Pandemia (2020–22) × Bols.	-1,258*** (0,214)	-1,230*** (0,215)
ACS /10 mil (CNES)		0,013 (0,028)
UBS /10 mil (CNES)		0,107 (0,096)
Enferm. APS /10 mil (CNES)		0,260*** (0,045)
Num.Obs.	342352	342352
R2	0,257	0,257

* p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

que se inaugura em 2019 — é tendência secular de substituição do modelo assistencial, não um choque do primeiro ano de governo. E, mais importante, esse recuo não medeia a queda vacinal, como mostra o passo seguinte.

A Tabela 3 fecha o teste de H(b). Ao adicionar ACS, UBS e enfermagem da APS como controles variáveis no tempo, o coeficiente do bolsonarismo no governo de 2019 passa de $-2,45$ para $-2,44$ p.p. por DP — atenuação de apenas 0%. Se a queda de 2019 fosse causada pela desorganização da oferta, condicionar a essa oferta a faria desaparecer; em vez disso, ela persiste praticamente intacta. Convém, porém, ordenar o peso das evidências. Isoladamente, o teste de mediação é o argumento mais fraco contra H(b): como ACS, UBS e enfermagem são *proxies* medidos com erro da capacidade efetiva de vacinar, o viés de atenuação empurra a mediação para perto de zero mesmo se houvesse mediação real (I.3), de modo que a não-mediação é, em parte, esperada. O que de fato sustenta a refutação são as duas evidências primárias: o estudo de evento da oferta, que não cai em 2019 (Figura 5), e o controle negativo, com a dose de nascimento poupada em 2019. A não-mediação entra como corroboração de terceira ordem, convergente com as duas. Tomadas em conjunto, a oferta é improvável como explicação principal de 2019, e H(b), na forma forte, não se sustenta. O primeiro ano de governo Bolsonaro não atingiu a vacinação por um desmantelamento administrativo da atenção básica nas dimensões mensuráveis — ressalvado que canais não medidos não são logicamente descartáveis —; 2019 é, ainda, uma fase de demanda, a continuação do gradiente aberto em 2018,

e não um novo canal de oferta.

4.5 Fase 3 — Governo com pandemia (2020+): o teste de H(c)

A pandemia tem assinatura distinta das duas fases anteriores, e a Tabela 1 já a antecipa: é a única em que o controle negativo de nascimento cai forte ($-2,75$ p.p. por DP), enquanto o acréscimo específico de retorno encolhe. O modelo-mestre (tripla diferença) confirma a inversão de mecanismo. Em 2019, o efeito sobre o nascimento é pequeno ($\beta = 0,35$) e é o acréscimo de retorno que carrega o resultado ($\delta = -2,69$): demanda. Na pandemia o padrão inverte-se — o efeito de nascimento torna-se grande ($\beta = -3,65$) e o acréscimo de retorno encolhe ($\delta = 2,49$) —, marca de um choque que atinge também a dose da maternidade, isto é, de oferta e registro, e não apenas de demanda.

A leitura de H(c) é, portanto, de confirmação parcial e qualificada. Há, sim, um componente que atinge a oferta e o registro na pandemia, coerente com a rede sobrecarregada e com a migração do registro nominal para a Rede Nacional de Dados em Saúde (RNDS) em torno de 2019–2020. Mas o componente propriamente antivacina de demanda, o acréscimo de retorno, é, paradoxalmente, menor na pandemia do que em 2019 — o gradiente de demanda já estava aberto desde 2018. A pandemia amplifica e acrescenta um canal de oferta e registro, mas não inaugura o fenômeno. Esse gradiente bolsonarista na vacinação de COVID já fora documentado, no mesmo desenho municipal multinível com a UF no 2º nível, por Peixoto et al. (2023); o presente estudo recua no tempo e mostra que um gradiente análogo já operava na vacinação infantil de rotina antes da pandemia, e que esta o amplifica sem o inaugurar. A cautela aqui é grande, e convém enunciá-la com franqueza: o controle negativo é assimétrico entre as fases. Em 2019 ele discrimina demanda de oferta porque a dose de nascimento não cai, num teste limpo. Na pandemia, ao contrário, a dose de nascimento cai, e lê-se como oferta e registro; mas essa leitura já não é um teste do mesmo tipo, e sim uma interpretação de um movimento que poderia, em princípio, ter outras causas — inclusive a própria desorganização do registro na migração para a RNDS. O mesmo instrumento que resolve H(a) e H(b) em 2019 não resolve H(c) na pandemia: 2020–2022 é a janela menos limpa do desenho, razão para tomar 2019 como a janela de identificação mais limpa e ler a pandemia com reservas, como confirmação parcial e qualificada, não como teste decisivo.

4.6 Heterogeneidade por porte: onde a demanda mora

Se o mecanismo do pré-governo e de 2019 é de demanda político-identitária, deve ser mais intenso onde a comunidade é pequena e coesa — onde a sinalização das lideranças alcança diretamente as famílias — e diluir-se nas metrópoles. Testa-se estratificando o efeito de 2019 pelas quatro faixas de porte do Ministério da Saúde.

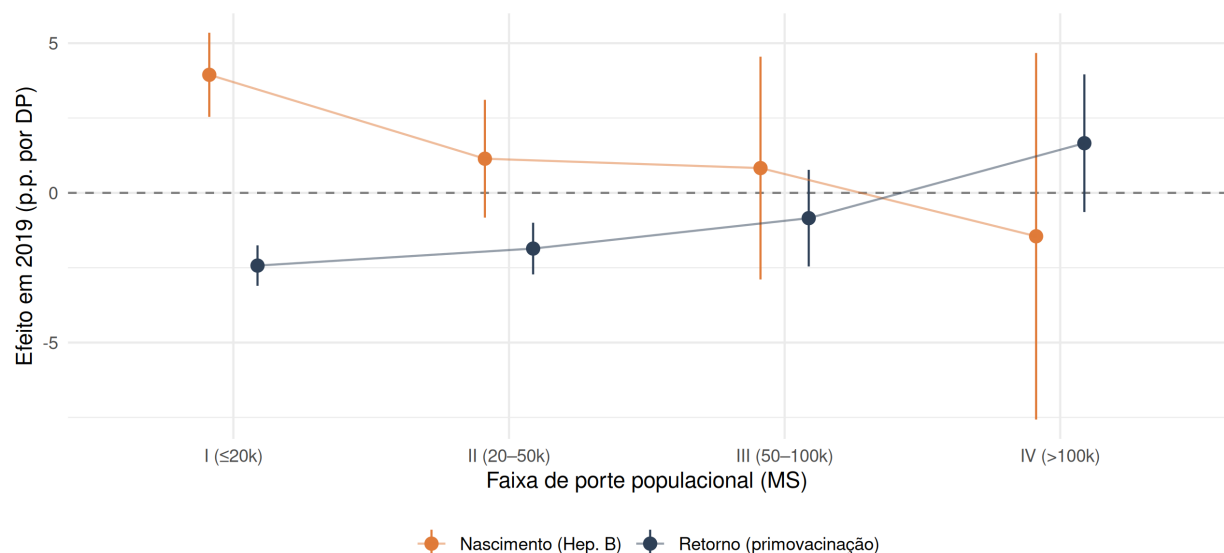


Figura 6: Efeito do bolsonarismo no **governo (2019)** sobre a cobertura, por faixa de porte (MS), nos grupos de retorno (azul) e nascimento (laranja). No retorno, o efeito é forte e negativo na menor faixa e **encolhe monotonicamente com o porte**, desaparecendo nas cidades grandes — assinatura de **demanda**. O controle negativo de nascimento **não** acompanha esse gradiente.

A Figura 6 confirma a previsão. No grupo de retorno, o efeito de 2019 desenha um gradiente monotônico com o porte: forte na Faixa I (até 20 mil hab., onde estão 3.778 municípios; $-2,43$ p.p. por DP), cerca de metade na Faixa II ($-1,86$), e desaparece — chegando a inverter — nas Faixas III e IV ($-0,84$ e $1,66$). O controle negativo de nascimento não reproduz esse gradiente. Não há paradoxo no fato de o voto ser maior nas cidades grandes e o efeito, nas pequenas: o gradiente não acompanha *onde há mais votos*, e sim *onde a intensidade vira conduta* — nas comunidades pequenas e socialmente densas. É a assinatura de demanda, e reforça a refutação de H(b): se a queda fosse de oferta concentrada nos pequenos, o controle negativo a acompanharia. Uma ressalva interpretativa deve, porém, acompanhar essa leitura, e não ficar restrita à nota de magnitude. Como o voto é fortemente autocorrelacionado no espaço, o estimando é um efeito de equilíbrio local (I.5), e o gradiente por porte é igualmente compatível com um mecanismo de difusão social — o contágio de normas antivacinação seria mais intenso em comunidades pequenas e densas, onde laços e conformidade local pesam mais. As duas leituras — intensidade individual da disposição e contágio de vizinhança — não são separáveis nos dados; ambas são de demanda, que é o que importa para H(b), mas não

se deve atribuir o gradiente exclusivamente à conduta de um município isolado.

4.7 Contraprova: DTP/Penta e Tríplice Viral

Para tornar o argumento concreto, isolam-se duas vacinas. A DTP/Penta é a vacina-trabalho do grupo de retorno: se há demanda, ela cai. A Tríplice Viral é o melhor contraexemplo de oferta vencendo demanda: alvo de campanhas de massa e de busca ativa intensa no período, é uma vacina de retorno cuja trajetória, quando a oferta se esforça, pode divergir do padrão de demanda — útil exatamente para mostrar que o que move o grupo de retorno é a decisão da família, não a impossibilidade de vacinar.

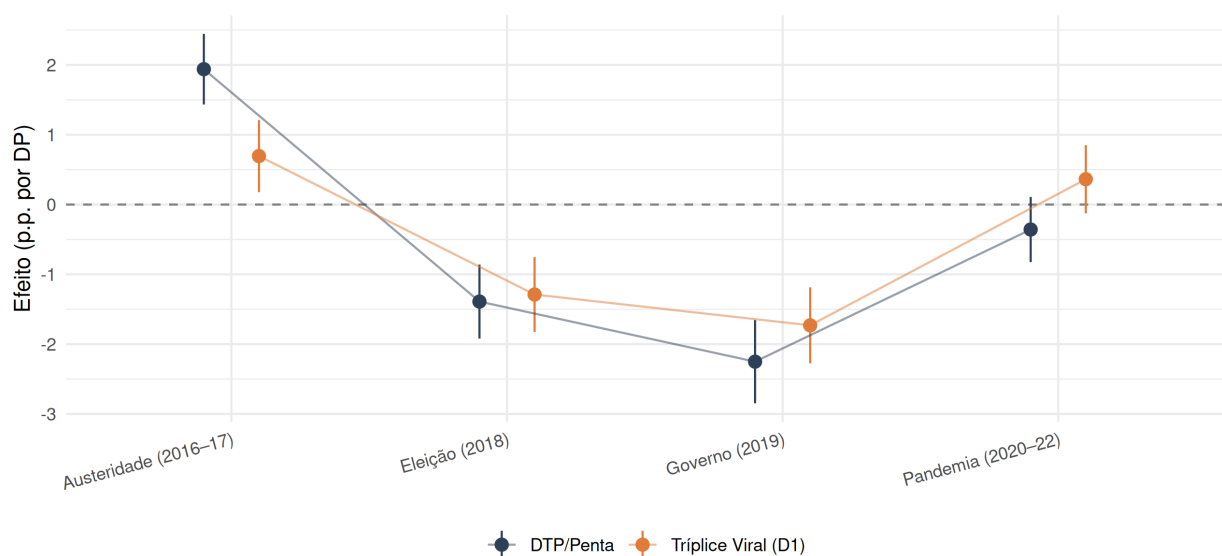


Figura 7: Efeito do bolsonarismo por fase, para **DTP/Penta** (vacina de retorno típica) e **Tríplice Viral D1** (alvo de campanhas de massa), efeitos fixos de município (IC 95%). A DTP/Penta segue o padrão de demanda — gradiente negativo a partir de 2018–2019. A Tríplice Viral, sustentada por campanhas, atenua o gradiente em 2019, ilustrando que **quando a oferta se esforça, a demanda é parcialmente compensada** — e que o canal do grupo de retorno é a decisão da família, não a indisponibilidade da dose.

Por que justamente essa vacina escapou ao gradiente na pandemia? A explicação **não é de demanda, mas de oferta institucional extraordinária** — e é coerente com toda a interpretação do artigo. Três fatores, todos documentados, convergem sobre a Tríplice Viral exatamente em 2020–2022:

1. **A emergência do sarampo.** Em 2019 o Brasil **perdeu a certificação de país livre do sarampo**, após surtos explosivos iniciados em 2018 (Organização Pan-Americana da Saúde 2019). Diferentemente da poliomielite — “invisível” para a geração atual de pais —, o sarampo voltou a causar internações e óbitos infantis visíveis, gerando **pressão de vigilância obrigatória e judicializada** sobre gestores municipais de *qualquer* espectro

político, com bloqueios e busca ativa de faltosos da Tríplice Viral (Sato et al. 2023).

2. **Campanhas casadas com a COVID-19 (a “carona logística”).** Em 2021 e, sobretudo, 2022, o Ministério da Saúde e as Secretarias estaduais realizaram **Campanhas Nacionais contra o Sarampo e a Influenza e Dias de Multivacinação** dirigidos a crianças, operados **em paralelo** à infraestrutura montada para a COVID-19 (Brasil, Ministério da Saúde 2022). Mesmo onde a hesitação ideológica mirava a vacina da COVID, os postos estavam hiperativos pelo fluxo de adultos e idosos; a busca ativa local “resgatava” a Tríplice Viral de rotina — algo que não ocorreu com a pólio ou a Penta na mesma intensidade.
3. **A barreira institucional da matrícula.** Aplicada aos **12 meses**, a Tríplice Viral coincide com a entrada em creches e programas de assistência; em resposta ao surto, diversos entes exigiram a **caderneta atualizada para matrícula escolar**, com a Tríplice como alvo prioritário de fiscalização — barreira ausente para as doses de 2–4 meses (Penta, pólio).

A leitura é, portanto, que **quando o Estado mobiliza recursos extraordinários e campanhas casadas, o canal da oferta rompe e neutraliza a resistência ideológica local**. Nos termos dos “3 Cs” (MacDonald e SAGE Working Group on Vaccine Hesitancy 2015; Betsch et al. 2018), é como se uma intervenção massiva de **conveniência** (busca ativa, campanhas casadas, barreira da matrícula) tivesse **compensado** o déficit de **confiança** politicamente induzido — ilustração nítida de que os dois determinantes operam de modo **aditivo e parcialmente substituível**. O caso ainda distingue o achado de uma leitura puramente “antivacina”: a resistência cede diante de uma **doença visível e temida** (o sarampo), coerente com a dimensão de **complacência** — a baixa percepção de risco — que protege doenças hoje “invisíveis” como a poliomielite (Omer et al. 2009; Offit 2011). A implicação de política é direta: **a hesitação ideológica é superável por oferta ativa**.

Uma objeção que esta contraprova suscita — e por que não derruba a leitura de demanda. Se uma **campanha de oferta** (a Tríplice Viral) move o retorno **sem** mover o nascimento, não estaria o padrão “retorno cai, nascimento poupado” capturando, afinal, uma **oferta diferencial por tipo de dose**, e não demanda? A objeção é séria, mas três fatos a desarmam. Primeiro, o gradiente de 2018–2019 está nas vacinas de **primovacinação de rotina** (DTP/Penta, poliomielite) — administradas **continuamente** no calendário dos 2–6 meses, **não** por campanhas; campanhas e mutirões dirigem-se a doses de **seguimento/reforço** (como a própria Tríplice Viral), não ao esquema primário. Segundo, uma “oferta diferencial por dose” exigiria que a capacidade de aplicar **especificamente** as doses de retorno colapsasse nos municípios bol-

sonaristas **poupando** a dose de nascimento — mas ambas são entregues pela **mesma** rede (UBS, enfermagem, rede de frio, salas de vacina), que **não se deteriora** onde o bolsonarismo é forte (§4.4 e [Apêndice I](#), I.3): não há mecanismo de oferta que separe as duas doses dentro do mesmo posto. Terceiro, e mais importante, a Tríplice Viral mostra que a campanha **atenua** o gradiente — onde a oferta se **esforça**, o diferencial **encolhe** —, isto é, a oferta **compensa** a demanda, não a **causa**. A leitura correta inverte a objeção: não fosse o esforço de busca ativa, o gradiente da Tríplice Viral seria **maior**, como nas vacinas de rotina sem campanha. A contra-prova é, assim, evidência **a favor** da demanda — a oferta, quando mobilizada, contrabalança um déficit que se origina na decisão das famílias.

5 Discussão

A contribuição deste artigo é mostrar que “o bolsonarismo derrubou a vacina” é uma frase verdadeira que esconde três mecanismos distintos, um por fase. No pré-governo, a queda é de demanda, em linha com H(a): o gradiente abre-se em 2018, antes da posse, concentra-se nas vacinas de retorno e poupa a dose de nascimento. Em 2019, ao contrário do previsto em H(b), não há sinal de um dismantelamento diferencial da rede que entrega a vacina: a ESF, a atenção básica, a enfermagem e as salas de vacina não caem onde o bolsonarismo é forte — no agregado nacional, seguem em expansão —, e a queda vacinal sobrevive ao controle direto pela oferta, embora o financiamento federal (transferências, UBS) de fato se contraia, sem alcançar a camada assistencial (I.10). H(b), na forma forte, não se sustenta, e isso é reportado: 2019 lê-se melhor como continuação da fase de demanda do que como inauguração de um canal administrativo. Na pandemia, enfim, surge um componente de oferta e registro — a dose de nascimento cai, o que a demanda pura não explicaria —, confirmando parcialmente H(c); mas o componente antivacina de demanda é, surpreendentemente, menor do que em 2019.

A refutação de H(b) é instrutiva. A intuição de que um governo anticientífico desorganiza o SUS e a vacina cai é plausível, mas os dados não a sustentam no nível municipal e na janela de 2019: o financiamento federal da APS, a cobertura da ESF e a força de trabalho de enfermagem não recuaram diferencialmente nos municípios bolsonaristas e, em várias dimensões, avançaram (o *catch-up* da década). As duas exceções, ACS e UBS por habitante, recuam — mas por tendência secular anterior a 2019 e sem mediar a queda vacinal. Isso foi testado da forma mais dura possível: dentro dos pequenos municípios (Faixa I), onde o ACS de fato encolhe e a vacina de fato cai, controlar pela oferta — inclusive a fina, das salas de vacina

— não atenua o efeito de 2019 ([Apêndice I](#), I.3). A lição é metodológica e política: atribuir a queda de 2019 a um colapso da rede confundiria a superfície institucional — havia, de fato, conflito político em torno do SUS — com o mecanismo efetivo, a decisão das famílias. Honestamente, isso não exclui logicamente todo canal de oferta; apenas torna a oferta improvável como explicação principal, deixando a demanda como leitura predominante. Há, em particular, um ângulo morto que merece nome: os indicadores captam estrutura e força de trabalho (cobertura da ESF, enfermagem, UBS, ACS, estabelecimentos cadastrados, financiamento), mas não o desabastecimento de imunobiológicos — faltas episódicas de DTP, pentavalente e poliomielite relatadas no período —, nem a rede de frio, o horário de funcionamento ou a organização interna da sala de vacina. São choques de oferta finos e intermitentes que nenhuma das seis dimensões mede; sua existência é real, ainda que não haja como saber se incidiram diferencialmente nos municípios bolsonaristas. Por isso a conclusão de política deve ser calibrada, e não triunfalista: recuperar coberturas exigirá menos reconstruir postos — que, onde a vacina mais caiu, não recuaram diferencialmente — e mais reconquistar a confiança; mas isso não equivale a dizer que a oferta está resolvida, pois garantir o abastecimento regular de imunobiológicos e a operação efetiva das salas continua sendo condição necessária, ainda que provavelmente não a causa principal do gradiente de 2019.

A demanda tem dois sinais, e o Bolsa Família é o contraponto. Se o canal do bolsonarismo é a demanda — a disposição das famílias a comparecer ao posto —, uma política que atue sobre o mesmo elo deveria mover a cobertura na direção oposta. É o que se observa com o Bolsa Família ([Apêndice H](#)). O gasto do programa *per capita* tem efeito próprio, positivo e significativo sobre a cobertura de retorno — da ordem de +1,5 ponto percentual por desvio-padrão de gasto, identificado dentro do mesmo município —, e o motivo é institucional: a vacinação infantil em dia é uma das condicionalidades de saúde do programa. Para receber a transferência, a família precisa cumprir o calendário vacinal; o Bolsa Família é, assim, um incentivo de demanda que empurra a cobertura para cima, espelho exato do bolsonarismo, que a puxa para baixo. O contraste tem duas implicações. Uma é metodológica e confirmatória: que dois fenômenos tão distintos — uma transferência de renda condicionada e uma identidade política — atuem ambos pela mesma alavanca, com sinais opostos, e permaneçam separáveis (controlar por um não desloca o outro), é indício consistente de que o elo que varia é o comparecimento ao posto, e não a oferta. A outra é de política pública: a transferência condicionada é um dos poucos instrumentos com efeito consistentemente positivo sobre o comparecimento, precisamente o que a recuperação do PNI exige nas comunidades onde a confiança se erodiu. Onde o bolsonarismo desmobiliza pela identidade, a condicionalidade pode remobilizar pela rotina —

achado de implicação direta para o desenho de políticas de imunização.

O achado mais contraintuitivo é que o gradiente é detectável já em 2018, quando Bolsonaro é apenas candidato, sem poder sobre a imunização. Isso contraria a leitura de um decreto de cima para baixo e aponta para uma mobilização de baixo para cima: o voto não mede uma política de governo, mas uma orientação anti-institucional preexistente (Kalil 2018; Rennó 2020; Cesarino 2020) — o clima difuso que a campanha cristaliza e que uma liderança até então periférica amalgama em identidade, dando-lhe símbolo e saliência comportamental. A vacinação de rotina é o tipo de conduta em que essa disposição se manifesta primeiro: o desengajamento de um serviço estatal especialista é o corolário esperado de um tecnopopulismo anti-institucional. A demonstração causal mais próxima vem de Ajzenman et al. (2023): os pronunciamentos de Bolsonaro alteraram o comportamento sanitário de apoiadores, e o canal é o sinal da liderança, não o conteúdo técnico.

A heterogeneidade por porte (§4.6) conecta o estudo à agenda de eleições e representação: o efeito é forte nos pequenos municípios e desaparece nas metrópoles, sinal de um mecanismo comunitário de sinalização, não de um desmonte da máquina pública, que, como visto, não ocorre. O voto deixa de ser expressão episódica de preferência e passa a organizar condutas cotidianas fora da urna, estendendo a identidade partidária à relação com a ciência e o Estado sanitário. A imunização infantil, consenso historicamente blindado da disputa, torna-se campo de sinalização identitária, primeiro e mais fundo onde a política é vivida como pertencimento comunitário.

Para um público de ciência política, é incontornável distinguir o bolsonarismo do eleitorado das instituições políticas municipais que poderiam, elas próprias, mover a vacinação: o partido do prefeito e a fragmentação da câmara de vereadores. Ambos são testados (Apêndice G), e a conclusão é dupla. Esses elementos não são irrelevantes — ao contrário, têm efeitos próprios e significativos: o partido do prefeito move a cobertura (alguns partidos partem de patamares distintos e respondem de modo diferente aos choques), e a fragmentação da câmara opera como um canal de governabilidade, pois onde o legislativo local é mais pulverizado (NEP de vereadores alto) as quedas de 2019 e da pandemia são mais íngremes — coerente com a maior dificuldade de sustentar a resposta de saúde sob coordenação fragmentada. Mas, e isto é o que importa, nenhum desses canais é o bolsonarismo, e nenhum desloca o gradiente do eleitorado: o efeito do partido corre por um eixo partidário-administrativo (gestão, redes federativas, tipo de município governado), sem alinhamento ideológico esquerda–direita — legendas de campos opostos atenuam a queda de 2019 juntas —; a fragmentação da câmara é pratica-

mente ortogonal ao voto em Bolsonaro; e o gênero da prefeita, a competição pelo executivo e até um prefeito declaradamente bolsonarista (PL/PSL) são nulos sobre a queda. Quando todas essas dimensões entram no modelo, o diferencial bolsonarista do eleitorado permanece intacto. O quadro é, então, de pluralidade de canais de poder local — gestão partidária, governabilidade legislativa e identidade do eleitorado —, aditivos e separáveis: a vacinação responde à máquina pública municipal por vários eixos, mas o canal bolsonarista é o da demanda político-identitária de baixo para cima, e não o do governo partidário da prefeitura. A erosão vacinal bolsonarista não é artefato de quem administra o município, e sim de quem nele vota.

6 Limitações

Diversas ressalvas delimitam o alcance, e o [Apêndice I](#) enfrenta diretamente as mais exigentes. **Endogeneidade e pré-tendências:** o voto não é tratamento aleatório, e há um leve *catch-up* pré-2018; a inflexão de 2018 deve ser lida como datação da abertura do gradiente, não como prova de exogeneidade. A análise de Rambachan–Roth (HonestDiD; [Apêndice E.1](#)) mostra que o efeito de 2019 do estudo de evento isolado tolera violações moderadas das paralelas, mas não uma de magnitude plena (Rambachan e Roth 2023) — daí a primazia do controle negativo e dos placebos. O risco de ponderação negativa do TWFE com tratamento contínuo, por sua vez, não se materializa: o estimando é praticamente convexo, pois o *timing* é comum (I.1); a convexidade diz respeito à dimensão do *timing*, e interpretar o coeficiente como efeito médio por DP ainda pressupõe linearidade na dose — suposição que a heterogeneidade por porte qualifica, e por isso a magnitude é lida com reservas. **Controle negativo imperfeito:** a Hepatite B ao nascer inicia apenas em 2014 (três anos pré-tratamento) e é medida na maternidade contra denominador de nascidos vivos, ao passo que as de retorno usam população-alvo estimada; as duas séries não compartilham inteiramente o sistema de mensuração, de modo que a premissa de que o confundidor se cancela na tripla diferença é uma aproximação, não uma identidade. **Denominador:** a cobertura é razão dose/alvo, e as projeções do IBGE (denominador das de retorno) derivaram no fim da década, ao passo que a dose de nascimento usa nascidos vivos — não-comparabilidade que tornaria o cancelamento do confundidor uma aproximação. Recuperou-se, então, o numerador bruto de doses (SI-PNI via Base dos Dados) e reconstruiu-se a cobertura de ambos os grupos sobre o mesmo denominador SINASC: o diferencial de 2018–2019 é virtualmente idêntico (I.8), de modo que o achado não decorre da diferença de denominadores. Resta apenas uma ressalva de escala entre numeradores, absorvida pelos efeitos fixos de vacina. **Oferta mensurada, não exaustiva:** a refutação de H(b)

vale para as dimensões observadas — incluindo a fina, das salas de vacina e estabelecimentos imunizadores — e, crucialmente, o recuo de ACS e UBS não medeia a queda nem mesmo dentro dos pequenos municípios, onde ele se concentra (I.3); ainda assim, um desmantelamento por canais não medidos (desabastecimento pontual de imunobiológicos, desorganização intra-UBS) não é logicamente descartável, e a conclusão correta é de demanda predominante, não de oferta logicamente excluída. **Registro e o “degrau de 2018”:** o sistema de informação mudou duas vezes — o registro nominal (SI-PNI) foi implantado em 2012–2013 (pré-linha de base) e a integração à RNDS consolidou-se em 2020–2023 (era pandêmica). O cronograma situa ambas as transições fora da inflexão de 2018–2019, e dois testes confirmam que ela não é artefato de migração: um placebo no ano da troca de registro (2013) é nulo, e o diferencial de 2018–2019 sobrevive intacto ao se excluir todo dado da era RNDS (≤ 2019) — [Apêndice I](#), I.6. A migração ainda impõe cautela à janela 2020–2022 (que o artigo já lê com reservas), mas não ao achado central. **Inferência ecológica:** trabalha-se com médias municipais, não indivíduos (King 1997); a demanda é deduzida do contraste retorno-vs-nascimento e da heterogeneidade, não observada diretamente. Uma triangulação com microdados individuais ([Apêndice I.11](#)) mitiga a falácia ecológica, mas mede atitude sobre a vacina de COVID, não o comparecimento à vacinação infantil, de modo que o microfundamento do comportamento específico (levar a criança ao posto) permanece como agenda (survey dedicado, trabalho qualitativo), e a linguagem causal deve ser lida com essa cautela. **Dependência espacial e SUTVA:** a inferência é robustecida por Conley (escala local ≤ 100 km) e por cluster na região de saúde do SUS ([Apêndice F](#)); mas o voto é tão autocorrelacionado no espaço (correlação $\approx 0,92$ com a vizinhança) que separar efeito direto de *spillover* é inviável (I.5) — o estimando deve ser entendido como um efeito de equilíbrio local, que incorpora a difusão de vizinhança. Coerentemente, a significância decai à medida que se agrega a inferência no espaço: o diferencial é significativo por município e por região de saúde (439 grupos), mas perde significância quando se agrupam as 27 UFs — inclusive sob *wild cluster bootstrap* ([Apêndice E](#)). Isso se lê como sobre-clusterização de um fenômeno local, e não como fragilidade: efeitos fixos de estado $\times$ ano (que absorvem todo choque estadual anual) deixam o diferencial intacto (H.5). Por fim, o achado não depende de escolhas particulares de poda, medida de tratamento, tendências ou partição de fases: a curva de especificação (I.4) mantém o diferencial negativo e significativo em todas as 24 combinações testadas.

7 Conclusão

A queda da cobertura vacinal infantil tem um gradiente bolsonarista real, mas ele não é um choque único nem um colapso da rede, e tampouco o mesmo mecanismo em todas as fases. É a superposição de três processos: no pré-governo, um gradiente de demanda político-identitário, detectável já em 2018; em 2019, a continuação dessa demanda, acompanhada de uma contração real do financiamento federal que, no entanto, não alcança a camada assistencial que entrega a vacina; na pandemia, o acréscimo de um componente de oferta e registro. As três hipóteses são testadas e as três respostas reportadas, inclusive a que contraria a expectativa inicial: H(a) corrobora-se, H(b) não se sustenta na forma forte, H(c) qualifica-se. Que o desmantelamento de 2019 não se confirme é, ele próprio, um resultado, e talvez o mais útil para a política pública. É preciso, porém, ser exato quanto ao seu alcance. Como o desenho é diferencial — compara municípios mais e menos bolsonaristas, líquido de tendências nacionais —, o que se mostra não é que o SUS não foi desmontado em termos absolutos, pois o financiamento federal de fato se contraiu (I.10), e sim que a camada que entrega a vacina não recuou diferencialmente onde o bolsonarismo é mais forte (no agregado, ela seguiu em expansão na década) e não medeia a queda. O gradiente de 2019, portanto, não se explica pela oferta: o que se erodiu, onde a adesão bolsonarista é mais intensa, foi a disposição das famílias a usá-la. Recuperar o PNI passa menos por reconstruir postos e mais por reconquistar a confiança, sobretudo onde a adesão bolsonarista é mais intensa — sem que isso dispense, é claro, garantir o abastecimento regular de imunobiológicos e a operação efetiva das salas de vacina, dimensões finas de oferta que os indicadores aqui usados não captam.

8 Agradecimentos

Este projeto foi financiado pela Fundação Carlos Chagas Filho de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (FAPERJ), através do Auxílio Básico à Pesquisa (APQ1), Edital E-13/2023 (Processo nº 210.358/2024).

9 Contribuição dos Autores

- **Vitor de Moraes Peixoto:** Conceitualização, Curadoria de dados, Análise formal, Obtenção de financiamento, Investigação, Metodologia, Administração do projeto, Escrita – rascunho original.
- **Davi Athaydes Leite:** Conceitualização, Investigação, Metodologia, Validação, Escrita –

revisão e edição.

10 Conflito de Interesses

Os autores declaram que não existem conflitos de interesses comerciais, profissionais ou financeiros relacionados com a publicação deste manuscrito.

11 Declaração de disponibilidade dos dados de pesquisa

O estudo é **reprodutível**⁸ e segue princípios de **ciência aberta**. Todas as fontes são públicas: SI-PNI/DATASUS (coberturas), TSE (votação), PNUD/Atlas e IBGE (covariáveis), e Gestor/CNES/IEPS/FINBRA (oferta). Parte das bases foi acessada via **Base dos Dados** (sedosdados.org). O documento-fonte (.qmd) contém o código de leitura, limpeza, exclusão de outliers e estimação de todos os modelos e figuras. O **material suplementar** — apêndices de robustez e os artigos completos (enxuto e estendido) — está disponível em: https://gitlab.com/vpeixoto1981/efeitos_bolsonarismo_pni.

Software. Todas as análises foram conduzidas em **R** (R Core Team 2026), e este trabalho deve muito ao ecossistema de pacotes de código aberto da comunidade. Empregaram-se: `fixest` para a estimação por efeitos fixos de alta dimensão (Bergé et al. 2026); `lme4` (Bates et al. 2015) e `lmerTest` (Kuznetsova et al. 2017) para os modelos multinível; `fwildclusterboot` para o *wild cluster bootstrap* (Fischer e Roodman 2021); `HonestDiD` para a sensibilidade a violações de tendências paralelas (Rambachan e Roth 2024); `TwoWayFEWeights` para o diagnóstico de pesos do estimador de efeitos fixos (Quispe et al. 2026); `spdep` para a dependência espacial (Bivand e Wong 2018); `modelsummary` (Arel-Bundock 2022), `kableExtra` (Zhu 2024), `knitr` (Xie 2025) e `ggplot2` (Wickham 2016) para tabelas e figuras; e o `tidyverse` (Wickham et al. 2019), com `here` (Müller 2025) e `broom.mixed` (Bolker e Robinson 2026), para a manipulação e organização dos dados. Fica registrada a gratidão aos desenvolvedores desses pacotes.

Referências

Abadie, Alberto, Susan Athey, Guido W. Imbens, e Jeffrey M. Wooldridge. 2023. «When Should You Adjust Standard Errors for Clustering?» *The Quarterly Journal of Economics* 138 (1):

⁸**Uso de inteligência artificial.** IA generativa (Claude, Anthropic) foi utilizada **exclusivamente como assistente de código** (sintaxe do `fixest`, organização dos scripts) e na **revisão de redação**. Não foi usada para gerar dados, resultados ou interpretações. Os autores assumem **total responsabilidade** pela formulação do problema, pelas especificações estatísticas e por todas as conclusões.

1–35. <https://doi.org/10.1093/qje/qjac038>.

Ajzenman, Nicolás, Tiago Cavalcanti, e Daniel Da Mata. 2023. «More than words: Leaders' speech and risky behavior during a pandemic». *American Economic Journal: Economic Policy* 15 (3): 351–71. <https://doi.org/10.1257/pol.20210284>.

Arel-Bundock, Vincent. 2022. «modelsummary: Data and Model Summaries in R». *Journal of Statistical Software* 103 (1): 1–23. <https://doi.org/10.18637/jss.v103.i01>.

Avritzer, Leonardo. 2018. «O pêndulo da democracia no Brasil: uma análise da crise 2013–2018». *Novos Estudos CEBRAP* 37 (2): 273–89. <https://doi.org/10.25091/S01013300201800020006>.

Bates, Douglas, Martin Mächler, Ben Bolker, e Steve Walker. 2015. «Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4». *Journal of Statistical Software* 67 (1): 1–48. <https://doi.org/10.18637/jss.v067.i01>.

Bergé, Laurent R., Kyle Butts, e Grant McDermott. 2026. «Fast and user-friendly econometrics estimations: the R package fixest». *arXiv preprint arXiv:2601.21749*, advance online publication. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2601.21749>.

Betsch, Cornelia, Philipp Schmid, Dorothee Heinemeier, Lars Korn, Cindy Holtmann, e Robert Böhm. 2018. «Beyond confidence: Development of a measure assessing the 5C psychological antecedents of vaccination». *PLoS ONE* 13 (12): e0208601. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0208601>.

Bivand, Roger, e David W. S. Wong. 2018. «Comparing implementations of global and local indicators of spatial association». *TEST* 27 (3): 716–48. <https://doi.org/10.1007/s11749-018-0599-x>.

Bolker, Ben, e David Robinson. 2026. *broom.mixed: Tidying Methods for Mixed Models*. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.broom.mixed>.

Brasil, Ministério da Saúde. 2022. *Campanha Nacional de Vacinação contra o Sarampo e a*

Influenza e Dia Nacional de Multivacinação. Secretaria de Vigilância em Saúde, Ministério da Saúde.

Cameron, A. Colin, Jonah B. Gelbach, e Douglas L. Miller. 2008. «Bootstrap-Based Improvements for Inference with Clustered Errors». *The Review of Economics and Statistics* 90 (3): 414–27. <https://doi.org/10.1162/rest.90.3.414>.

Cesarino, Letícia. 2020. «Como vencer uma eleição sem sair de casa: a ascensão do populismo digital no Brasil». *Internet & Sociedade* 1 (1): 91–120.

Chaisemartin, Clément de, e Xavier D'Haultfœuille. 2020. «Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects». *American Economic Review* 110 (9): 2964–96. <https://doi.org/10.1257/aer.20181169>.

Dubé, Eve, Caroline Laberge, Maryse Guay, Paul Bramadat, Réal Roy, e Julie A. Bettinger. 2013. «Vaccine hesitancy: an overview». *Human Vaccines & Immunotherapeutics* 9 (8): 1763–73. <https://doi.org/10.4161/hv.24657>.

Feres Júnior, João, e Carolina Almeida de Paula. 2025. «O Que É o Bolsonarismo? Muito Além da Abordagem Sociológica». *Dados* 68 (4): e20250132. <https://doi.org/10.1590/dados.2025.68.4.401>.

Fischer, Alexander, e David Roodman. 2021. *fwildclusterboot: Fast Wild Cluster Bootstrap Inference for Linear Regression Models*. <https://cran.r-project.org/package=fwildclusterboot>.

Gadarian, Shana Kushner, Sara Wallace Goodman, e Thomas B. Pepinsky. 2022. *Pandemic Politics: The Deadly Toll of Partisanship in the Age of COVID*. Princeton University Press.

Gonçalves, Bruna Aparecida, Camila Carvalho de Souza Amorim Matos, Jonathan Vicente dos Santos Ferreira, Renata Fortes Itagyba, Vinicius Rocha Moço, e Marcia Thereza Couto. 2023. «Hesitação vacinal contra a COVID-19 na América Latina e África: uma revisão de escopo». *Cadernos de Saúde Pública* 39 (8): e00041423. <https://doi.org/10.1590/0102-311XPT041423>.

- Gramacho, Wladimir, Mathieu Turgeon, James Kennedy, Max Stabile, e Pedro Santos Mundim. 2021. «Political Preferences, Knowledge, and Misinformation About COVID-19: The Case of Brazil». *Frontiers in Political Science* 3: 646430. <https://doi.org/10.3389/fpos.2021.646430>.
- Hornsey, Matthew J., Matthew Finlayson, Gabrielle Chatwood, e Christopher T. Begeny. 2020. «Donald Trump and vaccination: The effect of political identity, conspiracist ideation and presidential tweets on vaccine hesitancy». *Journal of Experimental Social Psychology* 88: 103947. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2019.103947>.
- Hornsey, Matthew J., Emily A. Harris, e Kelly S. Fielding. 2018. «The psychological roots of anti-vaccination attitudes: A 24-nation investigation». *Health Psychology* 37 (4): 307–15. <https://doi.org/10.1037/hea0000586>.
- Hotez, Peter J. 2021. «The Antiscience Movement Is Escalating, Going Global and Killing Thousands». *Scientific American*, março. <https://www.scientificamerican.com/article/the-antiscience-movement-is-escalating-going-global-and-killing-thousands/>.
- Jennings, Will, Gerry Stoker, Hannah Bunting, et al. 2021. «Lack of Trust, Conspiracy Beliefs, and Social Media Use Predict COVID-19 Vaccine Hesitancy». *Vaccines* 9 (6): 593. <https://doi.org/10.3390/vaccines9060593>.
- Kalil, Isabela Oliveira. 2018. *Quem são e no que acreditam os eleitores de Jair Bolsonaro*. Relatório de pesquisa. Fundação Escola de Sociologia e Política de São Paulo (FESPSP), Núcleo de Etnografia Urbana e Audiovisual (NEU). <https://sxpolitics.org/ptbr/wp-content/uploads/sites/3/2019/02/Tipos-eleitores-Bolsonaro.pdf>.
- King, Gary. 1997. *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*. Princeton University Press.
- Kuznetsova, Alexandra, Per B. Brockhoff, e Rune H. B. Christensen. 2017. «lmerTest Package: Tests in Linear Mixed Effects Models». *Journal of Statistical Software* 82 (13): 1–26. <https://doi.org/10.18637/jss.v082.i13>.

- Larson, Heidi J., Caitlin Jarrett, Elisabeth Eckersberger, David M. D. Smith, e Pauline Paterson. 2014. «Understanding vaccine hesitancy around vaccines and vaccination from a global perspective: a systematic review of published literature, 2007–2012». *Vaccine* 32 (19): 2150–59. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2014.01.081>.
- Lipsitch, Marc, Eric Tchetgen Tchetgen, e Ted Cohen. 2010. «Negative controls: a tool for detecting confounding in epidemiologic studies». *Epidemiology* 21 (3): 383–88. <https://doi.org/10.1097/EDE.0b013e3181d61eeb>.
- MacDonald, Noni E., e SAGE Working Group on Vaccine Hesitancy. 2015. «Vaccine hesitancy: Definition, scope and determinants». *Vaccine* 33 (34): 4161–64. <https://doi.org/10.1016/j.vaccine.2015.04.036>.
- Motta, Matthew. 2021. «Can a COVID-19 vaccine live up to Americans' expectations? A conjoint analysis of how vaccine characteristics influence vaccination intentions». *Social Science & Medicine* 272: 113642. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113642>.
- Motta, Matthew, Timothy Callaghan, Steven Sylvester, e Kristin Lunz-Trujillo. 2021. «Identifying the prevalence, correlates, and policy consequences of anti-vaccine social identity». *Politics, Groups, and Identities* 11 (1): 108–22. <https://doi.org/10.1080/21565503.2021.1932528>.
- Müller, Kirill. 2025. *here: A Simpler Way to Find Your Files*. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.here>.
- Nicolau, Jairo. 2020. *O Brasil dobrou à direita: uma radiografia da eleição de Bolsonaro em 2018*. Zahar.
- Nobre, Marcos. 2020. *Ponto-final: a guerra de Bolsonaro contra a democracia*. Coleção 2020. Todavia.
- Offit, Paul A. 2011. *Deadly Choices: How the Anti-Vaccine Movement Threatens Us All*. Basic Books.
- Omer, Saad B., Daniel A. Salmon, Walter A. Orenstein, M. Patricia deHart, e Neal Halsey. 2009.

«Vaccine refusal, mandatory immunization, and the risks of vaccine-preventable diseases». *New England Journal of Medicine* 360 (19): 1981–88. <https://doi.org/10.1056/NEJMsa0806477>.

Organização Pan-Americana da Saúde. 2019. *Brasil perde a certificação de país livre da circulação endêmica do sarampo*. OPAS/OMS.

Peixoto, Vitor de Moraes, João Gabriel Ribeiro Pessanha Leal, e Larissa Martins Marques. 2023. «O impacto do bolsonarismo na cobertura vacinal de Covid-19 em municípios brasileiros». *Saúde em Debate* 47 (139): 806–17. <https://doi.org/10.1590/0103-1104202313906>.

Pinheiro-Machado, Rosana, e Adriano de Freixo. 2019. *Brasil em transe: bolsonarismo, nova direita e desdemocratização*. Oficina Raquel.

Quispe, Anzony, Diego Ciccía, Felix Knau, et al. 2026. *TwoWayFEWeights: Estimation of the Weights Attached to the Two-Way Fixed Effects Regressions*. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.TwoWayFEWeights>.

R Core Team. 2026. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>.

Rambachan, Ashesh, e Jonathan Roth. 2023. «A More Credible Approach to Parallel Trends». *Review of Economic Studies* 90 (5): 2555–91. <https://doi.org/10.1093/restud/rdad018>.

Rambachan, Ashesh, e Jonathan Roth. 2024. *HonestDiD: Robust Inference in Difference-in-Differences and Event Study Designs*. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.HonestDiD>.

Recio-Román, Almudena, Manuel Recio-Menéndez, e María Victoria Román-González. 2021. «Vaccine Hesitancy and Political Populism: An Invariant Cross-European Perspective». *International Journal of Environmental Research and Public Health* 18 (24): 12953. <https://doi.org/10.3390/ijerph182412953>.

Rennó, Lúcio R. 2020. «The Bolsonaro Voter: Issue Positions and Vote Choice in the 2018 Brazilian Presidential Elections». *Latin American Politics and Society* 62 (4): 1–23. <https://doi.org/10.1017/XPS.2019.1>.

[//doi.org/10.1017/lap.2020.13](https://doi.org/10.1017/lap.2020.13).

Sato, Ana Paula Sayuri. 2018. «Qual a importância da hesitação vacinal na queda das coberturas vacinais no Brasil?» *Revista de Saúde Pública* 52: 96. <https://doi.org/10.11606/S1518-8787.2018052001199>.

Sato, Ana Paula Sayuri et al. 2023. «Vacinação do sarampo no Brasil: onde estivemos e para onde vamos?» *Ciência & Saúde Coletiva* 28 (2): 351–62. <https://doi.org/10.1590/1413-81232023282.19172022>.

Stoeckel, Florian, Charlie Carter, Benjamin A. Lyons, e Jason Reifler. 2022. «The politics of vaccine hesitancy in Europe». *European Journal of Public Health* 32 (4): 636–42. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckac041>.

Vieira, Fabiola Sulpino, e Rodrigo Pucci de Sá e Benevides. 2016. *Os impactos do novo regime fiscal para o financiamento do Sistema Único de Saúde e para a efetivação do direito à saúde no Brasil*. Nota Técnica No. 28. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

Wakefield, Andrew J. et al. 1998. «[RETRATADO] Ileal-lymphoid-nodular hyperplasia, non-specific colitis, and pervasive developmental disorder in children». *The Lancet* 351 (9103): 637–41. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(97\)11096-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(97)11096-0).

Wickham, Hadley. 2016. *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. Springer-Verlag New York. <https://ggplot2.tidyverse.org>.

Wickham, Hadley, Mara Averick, Jennifer Bryan, et al. 2019. «Welcome to the tidyverse». *Journal of Open Source Software* 4 (43): 1686. <https://doi.org/10.21105/joss.01686>.

Wolfers, Justin. 2006. «Did Unilateral Divorce Laws Raise Divorce Rates? A Reconciliation and New Results». *American Economic Review* 96 (5): 1802–20. <https://doi.org/10.1257/aer.96.5.1802>.

Xie, Yihui. 2025. *knitr: A General-Purpose Package for Dynamic Report Generation in R*. <https://yihui.org/knitr/>.

Zhu, Hao. 2024. *kableExtra: Construct Complex Table with 'kable' and Pipe Syntax*. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.kableExtra>.

Guia dos apêndices. Cada apêndice é **autocontido** e organizado da mesma forma — abre com o **motivo metodológico** de existir, descreve **como** foi construído e fecha com sua **conclusão**. O guia a seguir documenta um a um; os apêndices reúnem, sobre a especificação de três fases, o conjunto completo de verificações (inclusive as dos dois estudos que inspiram o artigo) e a **antecipação** das objeções metodológicas e estatísticas de rigor que um leitor exigente poderia levantar.

- **Apêndice A — Quadro de variáveis, fontes e período.** *Por quê:* transparência e reprodutibilidade — documentar toda variável usada, seu papel no modelo, fonte e cobertura temporal. *Como:* consolidação das bases públicas (SI-PNI/DATASUS, TSE, IBGE/PNUD/Atlas, e-Gestor, CNES, IEPS, FINBRA, SINASC), com identificadores municipais harmonizados. *Conclusão:* todas as fontes são públicas e gratuitas, e o painel é integralmente reconstruível.
- **Apêndice B — Estatísticas descritivas.** *Por quê:* dimensionar desfecho, tratamento e controles, e **expor a diferença de nível e ruído** entre os grupos de vacinas — fato que motiva os testes do controle negativo (I.8–I.9). *Como:* média, DP e quantis no nível observação (cobertura) e no nível município (tratamento e covariáveis). *Conclusão:* a dose de nascimento é mais baixa e mais ruidosa que as de retorno, o que justifica enfrentar a comparabilidade das séries adiante.
- **Apêndice C — Modelo multinível de fases.** *Por quê:* especificação **complementar** (efeitos aleatórios) que estabiliza os milhares de municípios pequenos e estima as covariáveis invariantes que os efeitos fixos absorvem. *Como:* interceptos aleatórios de UF e de município, por grupo, por máxima verossimilhança. *Conclusão:* a interação Governo-2019 × bolsonarismo é negativa no retorno e nula/positiva no nascimento; o componente de variância de UF confirma a escolha do estado como 2º nível.
- **Apêndice D — Modelos de diferenças-em-diferenças.** *Por quê:* reportar, na íntegra, os coeficientes do desenho **identificador** (efeitos fixos) que o corpo resume graficamente. *Como:* modelo de fases por grupo e **modelo-mestre** (tripla diferença), HDFE com erros agrupados por município. *Conclusão:* o acréscimo × retorno carrega o resultado em 2019 (demanda); na pandemia o padrão inverte (oferta/registro na maternidade).
- **Apêndice E — Robustez da identificação.** *Por quê:* a identificação **não** repousa em tendências paralelas (formalmente rejeitadas); precisa de placebos e de um teste de sensibilidade. *Como:* placebo temporal de 2016, tendências lineares municipais, clusters

alternativos (UF, *two-way*) e **HonestDiD** (magnitudes relativas). *Conclusão*: o diferencial do controle negativo sobrevive às tendências municipais; o estudo de evento isolado tolera violações **moderadas** das paralelas, mas não plenas — daí a primazia do controle negativo e dos placebos.

- **Apêndice F — Robustez adicional: espaço, placebos e atrito.** *Por quê*: enfrentar a dependência espacial (SUTVA) e confundidores residuais. *Como*: erros-padrão de Conley (25–200 km), cluster por **região de saúde do SUS** (439 grupos), placebo deslocado para 2014, tendências por quartil de voto, austeridade × capacidade fiscal e teste de atrito na exclusão de outliers. *Conclusão*: o diferencial é robusto na escala espacial **local** e à malha administrativa do SUS, e a exclusão de outliers não se correlaciona ao tratamento.
- **Apêndice G — Canais políticos locais rivais.** *Por quê*: descartar que o gradiente atribuído ao **eleitorado** seja, na verdade, efeito de **quem governa** o município. *Como*: partido e gênero do prefeito e NEP do executivo e da câmara, acrescentados ao multinível de fases. *Conclusão*: partido e fragmentação da câmara têm efeitos **próprios** (não ideológicos), mas **nenhuma** dimensão desloca o gradiente do eleitorado — canais aditivos e separáveis.
- **Apêndice H — Robustezes do estudo estendido.** *Por quê*: replicar, sobre as três fases, o conjunto completo de checagens do estudo longo. *Como*: mensuração do tratamento (2018 × 2022), sensibilidade a outliers, heterogeneidade por região, vacina-a-vacina com **FDR**, escala estadual (estado × ano), data da quebra (**AIC**), agregação da BCG, controle pelo **Bolsa Família** e a falácia do corte único de 2019. *Conclusão*: o achado é estável a todas as variações; a quebra data-se em **2019**; o PBF tem efeito próprio **positivo** (condicionalidade) sem deslocar o gradiente bolsonarista.
- **Apêndice I — Antecipação de objeções metodológicas e estatísticas.** *Por quê*: enfrentar, **por antecipação**, as objeções mais exigentes que o desenho suscita. *Como*: pesos do TWFE (de Chaisemartin–D’Haultfoeuille), denominador **SINASC comum** reconstruído a partir do numerador de doses, dinâmica **padronizada** das duas séries, oferta **fin**a e mediação dentro da Faixa I, curva de especificação, não-separabilidade dos *spillovers*, cronograma **SI-PNI** → **RNDS**, a **BCG** como controle negativo alternativo e o **canal de financiamento** (transferências federais, UBS e salas de vacina). *Conclusão*: o estimando é praticamente convexo; o controle negativo sobrevive ao denominador comum; o “degrau de 2018” não é artefato de registro; o financiamento federal contrai-se em 2019, mas não a camada que entrega a vacina; e a BCG, testada, **valida** a escolha da Hepatite B ao nascer.

Apêndice A — Quadro de variáveis, fontes e período de cobertura

Para transparência e reprodutibilidade, este apêndice documenta **todas** as variáveis do estudo — o desfecho, o tratamento, os controles estruturais, os seis indicadores de oferta e os indicadores de fase —, com seu **papel** no modelo, sua **fonte** e seu **período** de cobertura (Tabela 4).

Tabela 4: Variáveis do estudo: papel no modelo, fonte e período. SI-PNI = Sistema de Informação do PNI; CNES = Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde; e-Gestor AB = e-Gestor Atenção Básica/MS; FINBRA/STN = Finanças do Brasil; IEPS = Instituto de Estudos para Políticas de Saúde; TSE = Tribunal Superior Eleitoral.

Variável	Papel no modelo	Fonte	Período
Cobertura — vacinas de retorno (DTP/Penta, pólio, Hep. B 3 doses, rotavírus, mening. C, pneumo.)	Variável dependente (retorno)	SI-PNI/DATASUS	2012–2022
Cobertura — Hepatite B ao nascer	VD / controle negativo (nascimento)	SI-PNI/DATASUS	2014–2022
Cobertura — Tríplice Viral D1	VD (contraprova de oferta)	SI-PNI/DATASUS	2012–2022
Voto em Bolsonaro, 2º turno, % votos válidos (padronizado)	Tratamento: bolsonarismo (invariante)	TSE	2018
Cobertura da ESF / Atenção Básica (%)	Desfecho de oferta (H(b))	e-Gestor AB/MS	2012–2022
Enfermagem da APS /10 mil hab.	Desfecho de oferta / mediador	CNES/DATASUS	2012–2022
UBS /10 mil hab.	Desfecho de oferta / mediador	CNES/DATASUS	2012–2022
ACS /10 mil hab.	Desfecho de oferta / mediador	CNES/DATASUS	2012–2022
Gasto público em saúde pc (R\$)	Desfecho de oferta (H(b))	FINBRA/STN	2012–2022
IDHM, Gini, PIB pc, densidade, dep. da União, equipamentos	Controles estruturais (invariantes)	PNUD/IBGE/Atlas	2010–2019
Indicadores de fase (austeridade, 2018, 2019, pandemia)	Decomposição temporal	Construído	—

Todas as fontes são **públicas e gratuitas**, e os identificadores municipais foram harmonizados entre bases (parte via Base dos Dados), de modo que o painel é **integralmente reconstruível** — base da reprodutibilidade de todos os resultados a seguir.

Apêndice B — Estatísticas descritivas

Este apêndice dimensiona desfecho, tratamento e controles e, sobretudo, **expõe a assimetria de mensuração** entre os grupos de vacinas que o controle negativo precisa enfrentar. A Tabela 5 resume as variáveis: a **cobertura** (desfecho) é descrita no nível **observação** (município × ano × vacina), separada por grupo; o **tratamento** e os **controles estruturais** (invariantes) no nível **município** (uma linha por município).

Tabela 5: Estatísticas descritivas das variáveis dos modelos. Cobertura no nível observação (município × ano × vacina); tratamento e covariáveis estruturais no nível município. Fontes e período no [Apêndice A](#).

Variável	N	Média	DP	Mín	Mediana	Máx
Cobertura — retorno (%)	342.352	94,6	21,4	23,9	94,2	150,0
Cobertura — nascimento, Hep. B (%)	47.543	67,0	36,0	0,0	70,2	150,0
Voto Bolsonaro 2018, 2º turno (%)	5.565	38,7	19,0	1,9	40,6	83,9
IDHM	5.565	0,66	0,07	0,42	0,67	0,86
PIB per capita (R\$)	5.565	21.979	20.917	3.285	16.598	344.847
Gini	5.565	0,50	0,07	0,28	0,50	0,81
Densidade demográfica (hab/km²)	5.557	118,8	622,8	0,1	25,0	14.006,8
Dependência financeira da União	5.559	7.612	2.511	45	8.497	11.795
Equipamentos de saúde	5.564	8,79	14,50	0,00	6,00	571,00
População	5.565	38.043	222.991	776	11.668	12.325.232

Duas leituras importam para o desenho. Primeira, o **tratamento** tem dispersão ampla (DP de cerca de 16 p.p. de voto), garantindo variação suficiente para identificar o gradiente. Segunda — e crucial para o controle negativo —, a **dose de nascimento** (Hepatite B ao nascer) tem **média mais baixa** e **variância bastante maior** que as de retorno: é uma série mais ruidosa, com processo de registro próprio (maternidade). Essa assimetria não invalida o contraste — os efeitos fixos de vacina absorvem o nível —, mas é a razão de o artigo enfrentá-la diretamente nos testes de **denominador comum** e de **dinâmica padronizada** ([Apêndice I](#), I.8–I.9).

Apêndice C — Coeficientes e parâmetros do modelo multinível

A Tabela [6](#) apresenta a tabela completa do **modelo multinível de fases** (interceptos aleatórios de UF e de município), do qual a Figura [4](#) mostra graficamente apenas os termos de interação. Reportam-se os **efeitos fixos** e os **parâmetros dos efeitos aleatórios** (desvios-padrão dos interceptos de UF e de município e o resíduo) e a partição de variância (ICC). Estimação por máxima verossimilhança com `lme4/lmerTest`.

A interação **Governo 2019 × bolsonarismo** é negativa e fortemente significativa nas vacinas de **retorno** e ausente — ou de sinal oposto — no **nascimento**. O componente de variância de **UF** não é desprezível (ICC de UF $\approx$ 5,4%), o que justifica modelar o estado como segundo nível.

Tabela 6: Modelo multinível de fases (interceptos aleatórios de UF e de município), por grupo. Coeficientes de efeitos fixos com erro-padrão entre parênteses; efeitos fixos de vacina (grupo de retorno) estimados e omitidos. O bloco inferior traz os parâmetros aleatórios (desvios-padrão), tamanhos amostrais e ICC.

	Retorno	Nascimento (Hep. B)
Austeridade × bolsonarismo	0.889*** (0.092)	0.025 (0.394)
Eleição 2018 × bolsonarismo	-2.516*** (0.118)	0.570 (0.486)
Governo 2019 × bolsonarismo	-2.443*** (0.118)	1.590** (0.484)
Pandemia × bolsonarismo	-1.256*** (0.080)	-2.613*** (0.361)
Bolsonarismo (nível)	1.895*** (0.253)	-0.077 (0.665)
Austeridade (2016–17)	-8.754*** (0.149)	-16.452*** (0.603)
Eleição (2018)	-7.859*** (0.211)	-15.072*** (0.938)
Governo (2019)	-17.094*** (0.243)	-27.105*** (1.139)
Pandemia (2020–22)	-21.826*** (0.301)	-50.098*** (1.529)
Tendência (ano – 2015)	1.551*** (0.039)	9.102*** (0.229)
Polo de saúde / capital	-0.897 (0.463)	6.238*** (1.165)
log população (z)	-3.538*** (0.309)	5.537*** (0.770)
IDHM (z)	0.263 (0.266)	5.979*** (0.661)
PIB per capita (z)	0.609*** (0.177)	0.192 (0.441)
Gini (z)	-0.647*** (0.145)	0.787* (0.361)
Densidade (z)	0.248 (0.186)	-2.866*** (0.462)
Dependência da União (z)	-0.074 (0.113)	0.798** (0.282)
Equipamentos de saúde (z)	-0.491 (0.280)	0.122 (0.698)
SD intercepto — município	7.53	17.07
SD intercepto — UF	4.81	9.84
SD residual	18.59	28.67
N — municípios	5.551	5.549
N — UFs	26	26
ICC — UF	0.054	0.080
ICC — UF + município	0.188	0.321
N (observações)	341519	47426
AIC	2979018	460742
BIC	2979308	460935

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

Tabela 7: Modelos de diferenças-em-diferenças por efeitos fixos: modelo de fases por grupo (colunas Retorno e Nascimento) e modelo-mestre / tripla diferença (todas as vacinas). Erros agrupados por município entre parênteses; efeitos fixos de município e de vacina em todas as colunas. As interações triplas ($\times$ retorno) existem apenas no modelo-mestre.

	Retorno	Nascimento (Hep. B)	Modelo-mestre (DDD)
Governo 2019 $\times$ bolsonarismo	-2.448*** (0.254)	1.505** (0.559)	0.352 (0.435)
Pandemia $\times$ bolsonarismo	-1.258*** (0.214)	-2.745*** (0.577)	-3.648*** (0.376)
Austeridade $\times$ bolsonarismo	0.889*** (0.231)	0.012 (0.395)	-1.084* (0.428)
Eleição 2018 $\times$ bolsonarismo	-2.515*** (0.244)	0.535 (0.539)	-0.676 (0.454)
Governo 2019 $\times$ bolsonarismo $\times$ retorno			-2.693*** (0.451)
Pandemia $\times$ bolsonarismo $\times$ retorno			2.488*** (0.371)
Austeridade $\times$ bolsonarismo $\times$ retorno			2.069*** (0.449)
Eleição 2018 $\times$ bolsonarismo $\times$ retorno			-1.731*** (0.455)
Austeridade (2016–17)	-8.769*** (0.351)	-16.572*** (0.511)	-8.332*** (0.332)
Eleição (2018)	-7.903*** (0.451)	-15.267*** (0.802)	-5.574*** (0.432)
Governo (2019)	-17.125*** (0.555)	-27.361*** (1.015)	-14.033*** (0.535)
Pandemia (2020–22)	-21.887*** (0.681)	-50.283*** (1.313)	-19.149*** (0.656)
Tendência (ano – 2015)	1.556*** (0.082)	9.090*** (0.196)	1.494*** (0.079)
N (observações)	342352	47542	389895
R ²	0.257	0.443	0.284
R ² (within)	0.060	0.079	0.033

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Apêndice D — Coeficientes dos modelos de diferenças-em-diferenças (efeitos fixos)

A Tabela 7 completa as estimativas dos **modelos de efeitos fixos**: o **modelo de fases por grupo**, nas colunas **Retorno** e **Nascimento**, e o **modelo-mestre** — a **tripla diferença** (DDD) que unifica os dois grupos. Todas as colunas têm efeitos fixos de **município** e de **vacina** e erros agrupados por município.⁹

No **modelo-mestre**, o termo *Governo 2019 $\times$ bolsonarismo* (efeito de nascimento) é pequeno, ao passo que o *acréscimo $\times$ retorno* é negativo e **carrega o resultado** — onde a **demanda** atua; na pandemia o padrão se inverte (efeito de nascimento grande, acréscimo de retorno menor), marca de oferta/registro sobre a dose da maternidade.

⁹Por que não os estimadores de Callaway–Sant’Anna / Sun–Abraham / Borusyak. Esses estimadores robustos à heterogeneidade temporal foram desenvolvidos para **adoção escalonada** (tratamento **binário** em **datas distintas**). Aqui o tratamento (voto de 2018) é **contínuo** e **invariante no tempo**, e o *timing* é **comum** (as fases nacionais): não há coortes de adoção, e a ameaça vinculante são as **tendências paralelas**, tratadas pelo controle negativo e pelos placebos. A identificação central repousa no **controle negativo** (tripla diferença).

Apêndice E — Robustez da identificação: placebo temporal, pré-tendências e clusters

A credibilidade do desenho repousa no **controle negativo** e num **placebo temporal**, e não na hipótese forte de tendências paralelas. O placebo restringe a amostra ao período **pré-tratamento** (2012–2017) e impõe um corte *falso* em **2016**, coincidente com a austeridade (EC 95).

Tabela 8: Placebo temporal: corte falso em 2016 com dados pré-tratamento (2012–2017), por grupo (efeitos fixos de município e vacina; p.p. por DP do voto; erros agrupados por município). Nas vacinas de retorno o gradiente placebo é positivo (não há antecipação da queda); a austeridade não abre o diferencial bolsonarista da demanda.

Grupo	Placebo 2016 × bolsonarismo	Erro-padrão	IC 95%	p
Nascimento (Hep. B)	-0,289	0,394	[-1,06; 0,48]	0,463
Retorno (primovacinação)	0,900	0,235	[0,44; 1,36]	< 0,001

Nas vacinas de **retorno**, o coeficiente placebo é **positivo** (+0,90 p.p. por DP): a austeridade **não antecipa** a queda que só se materializa em 2018–2019 (o sinal positivo reflete que os municípios bolsonaristas, mais ricos, resistiram melhor ao aperto fiscal). Como a pré-tendência tem sinal **oposto** ao efeito, ela torna a queda de 2018–2019 ainda mais notável.

Tabela 9: Robustez da identificação. Efeito de 2019 sob efeitos fixos de município e vacina (base), com tendências lineares municipais e sob clusters alternativos. O efeito de nível (retorno isolado) inverte de sinal com as tendências municipais; o diferencial do controle negativo (tripla diferença) permanece estável e significativo, inclusive sob cluster por UF e two-way.

Especificação	Estimativa	Erro-padrão	p
Nível (retorno isolado) — EF município + vacina	-2,45	0,25	< 0,001
Nível (retorno isolado) — + tendências lineares municipais	0,99	0,55	0,072
Diferencial (tripla diferença) — EF município + vacina	-2,69	0,45	< 0,001
Diferencial (tripla diferença) — + tendências lineares municipais	-2,70	0,45	< 0,001
Diferencial — cluster por UF	-2,69	2,82	0,348
Diferencial — cluster two-way (município × ano)	-2,69	0,27	< 0,001

O efeito de **nível** do retorno **não é robusto**: sob tendências municipais inverte de sinal (−2,45 → 0,99 em 2019) — tendências **lineares** absorvem em excesso um efeito que é um **degrau** (Wolfers 2006). O **diferencial do controle negativo** é **praticamente inalterado**

($-2,69 \rightarrow -2,70$): a tripla diferença neta qualquer trajetória comum às duas vacinas. Sob **two-way** clustering o diferencial permanece fortemente significativo; sob cluster por **UF** (apenas 27 grupos), a estimativa pontual é idêntica, mas o erro-padrão assintótico torna-se **não confiável** (problema de poucos clusters).

O que está em jogo, em termos simples. Clusterizar os erros-padrão é permitir que as observações de um mesmo grupo (município, região, estado) sejam **arbitrariamente correlacionadas**, contando cada grupo como uma “unidade de informação” independente. A escolha do **nível** do cluster é, portanto, uma suposição sobre **até onde** os erros se correlacionam — e ela afeta a **incerteza** (o erro-padrão), não a **estimativa pontual**, que continua $-2,69$ p.p. por DP em todas as escalas. Há, porém, uma exigência técnica: a fórmula usual do erro-padrão clusterizado é **assintótica** e só é confiável com **muitos** grupos. As 27 UFs são poucas — e, pior, dominadas por um punhado de estados grandes —, de modo que o erro-padrão assintótico por UF é, ele próprio, **não confiável**.

O teste e o seu resultado. O *wild cluster bootstrap* (WCB) é a correção consagrada justamente para esse caso de **poucos clusters** (Cameron et al. 2008): em vez de confiar na fórmula, ele **simula** a distribuição do efeito sob a hipótese nula, reembaralhando os sinais dos resíduos **estado a estado** milhares de vezes (pacote *fwildclusterboot*; 9.999 reamostragens de Rademacher, efeito fixo de município projetado, nulo imposto). O resultado **confirma a leitura assintótica**, em vez de resgatá-la: ao nível da UF, o diferencial **não** é estatisticamente distinguível de zero ($p_{WCB} = 0,38$, IC 95% $[-9,4; 3,4]$; valor- p assintótico por UF = $0,35$). Reporta-se com franqueza: é o único teste de robustez do artigo que devolve um resultado, na sua escala, **não significativo**.

Por que isso é sobre-clusterização, e não fragilidade. Ler esse resultado como “o efeito não existe” seria um erro, por três razões convergentes — e o leitor deve examiná-las criticamente, não aceitá-las de saída. *Primeira*, o **tratamento varia entre municípios** e a dependência espacial **decai com a distância**: ela é forte entre vizinhos e fraca entre municípios distantes (a correlação do voto com a vizinhança é $\approx 0,92$, mas cai com o afastamento). Clusterizar por UF assume que dois municípios a mais de mil quilômetros, só por estarem no mesmo estado, têm erros arbitrariamente correlacionados — uma suposição **implausível** que descarta variação **válida** e infla o erro-padrão por um fator de cerca de seis. *Segunda*, e **decisiva**, é possível **testar diretamente** o que a clusterização por UF teme — choques estaduais (rede de frio, denominadores SINASC, política estadual): basta **absorvê-los** com efeitos fixos de **estado × ano**. Feito isso, o diferencial de 2019 permanece em $-2,68$ p.p. por DP e **fortemente**

significativo (Apêndice H, H.5) — ou seja, **não há** confundidor estadual-anual escondido que a clusterização por UF estivesse, sozinha, captando; o que ela faz é apenas **inflar a incerteza** ao impor uma correlação que os dados não exibem. *Terceira*, com 27 grupos o próprio bootstrap tem **baixo poder**.

A síntese é geométrica e visual: **a significância decai de forma ordenada à medida que se agrega a inferência no espaço** — significativa por município e por **região de saúde** (439 grupos; a malha que de fato compartilha a logística de imunização, $p = 0,019$, Apêndice F), e perdendo-se apenas na agregação mais grosseira (UF; Figura 8). Esse padrão é a **assinatura de um fenômeno local**, não de um achado frágil: se o efeito fosse ruído, ele já seria nulo na escala fina. A escala de inferência apropriada para um serviço **local** do SUS é o município e a região de saúde (Abadie et al. 2023), e nelas o achado **resiste** — coerente, aliás, com a leitura do estimando como efeito de **equilíbrio local** (I.5). A consequência honesta para a interpretação é de **alcance**, não de existência: as conclusões valem para a variação **entre municípios e regiões**, e o artigo **não** sustenta diferenças sistemáticas **entre estados** como unidades.

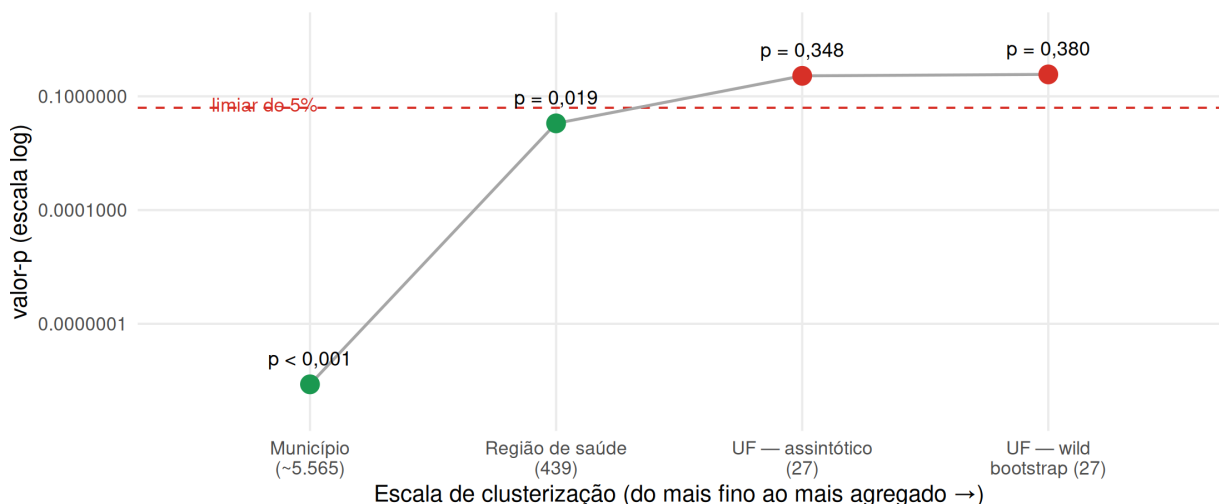


Figura 8: Valor- p do diferencial de 2019 (controle negativo) por **escala de clusterização**, do mais fino ao mais agregado. O valor- p cresce monotonicamente: de $p < 0,001$ por município (~5.500 grupos) para a região de saúde (439) e a UF (27), esta confirmada pelo *wild cluster bootstrap*. A linha tracejada marca o limiar de 5%: o diferencial só o cruza na agregação mais grosseira — assinatura de um fenômeno **local**, não de fragilidade. A estimativa pontual é a mesma em todas as escalas; o que muda é a incerteza.

Apêndice E.1 — Sensibilidade a violações de tendências paralelas (HonestDiD)

As pré-tendências do estudo de evento não são perfeitamente planas. Quão grande precisaria ser a violação das tendências paralelas para **derrubar** o efeito de 2019? Responde-se com a análise de sensibilidade de **Rambachan e Roth** (Rambachan e Roth 2023), na variante de

magnitudes relativas ($\bar{M}$): o pacote HonestDiD constrói intervalos de confiança **robustos** para o coeficiente de 2019 do estudo de evento das vacinas de **retorno** (referência **2017**, último ano pré-inflexão; pré-período 2012–2016), permitindo que a violação pós-tratamento seja de até $\bar{M}$ vezes a **maior** violação observada entre períodos pré-tratamento consecutivos. O **valor de ruptura** ($\bar{M}$ em que o IC passa a incluir zero) mede a fragilidade.

Tabela 10: Sensibilidade a violações de tendências paralelas (HonestDiD, magnitudes relativas) para o efeito de 2019 no estudo de evento das vacinas de retorno (ref. 2017). O IC robusto exclui o zero enquanto a violação pós-tratamento for de até cerca de metade ($\bar{M} \leq 0,5$) da maior violação pré-tratamento; perde significância em $\bar{M} = 1$. O efeito tolera violações **moderadas**, mas não uma de magnitude **plena** — razão pela qual a identificação se apoia no controle negativo e nos placebos, não no estudo de evento isolado.

Restrição (magnitude relativa)	IC robusto 95%	Exclui 0?
Original (paralelas)	[-3,34; -2,09]	sim
M-barra = 0,0	[-3,34; -2,09]	sim
M-barra = 0,5	[-5,41; -0,15]	sim
M-barra = 1,0	[-6,38; 2,15]	não
M-barra = 1,5	[-6,38; 4,53]	não
M-barra = 2,0	[-6,38; 6,38]	não

O efeito de 2019 do estudo de evento do retorno é robusto a violações **moderadas** — o IC robusto exclui o zero até $\bar{M} \approx 0,5$ (a violação pós-tratamento pode chegar a metade da pior pré-tendência) — mas **não** a uma violação de **magnitude plena** ($\bar{M} = 1$), em que o IC passa a incluir o zero. Essa é a leitura honesta, e **convergente** com o teste de tendências lineares (Tabela 9): o estudo de evento **isolado** não suporta qualquer suposição sobre as pré-tendências, e é por isso que a identificação central deste artigo repousa no **controle negativo** (a tripla diferença retorno-vs-nascimento) e nos **placebos** de 2016 e 2014 — peças que não dependem do paralelismo das séries de retorno tomadas à parte. (A mesma análise sobre o **diferencial** do controle negativo é menos informativa pela variante de magnitudes relativas, porque a Hepatite B ao nascer só inicia em 2014, deixando apenas três períodos pré-tratamento; a robustez do diferencial é, por isso, estabelecida pelas **tendências lineares municipais** do Tabela 9, e não por aqui.)

Apêndice F — Robustez adicional: dependência espacial, placebos e atrito

Reúnem-se aqui: **(i)** erros espaciais de Conley, **(ii)** placebo com tratamento em 2014, **(iii)** tendências por quartil de voto, **(iv)** austeridade × capacidade fiscal e **(v)** atrito na exclusão de outliers.

(i) Dependência espacial — erros de Conley. A escolha do **alcance** do kernel é substantiva: o contágio de hesitação opera entre **vizinhos** (dezenas de km). A Tabela 11 reporta toda a faixa de cortes para o **diferencial** (tripla diferença) e para o efeito da **menor faixa de porte** (≤ 20 mil hab.).

Tabela 11: Erros-padrão espaciais de Conley por alcance do kernel (coordenadas das sedes municipais). O diferencial é significativo em toda a faixa local (≤ 100 km), perdendo precisão apenas a 150–200 km. O efeito da Faixa I (cidades pequenas) é significativo em todos os alcances.

Alcance espacial	Diferencial: EP	Diferencial: p	Faixa I: p
cluster município	0,45	< 0,001	< 0,001
25 km	0,69	< 0,001	< 0,001
50 km	1,00	= 0,007	< 0,001
75 km	1,23	= 0,029	< 0,001
100 km	1,42	= 0,058	< 0,001
150 km	1,77	= 0,128	< 0,001
200 km	2,07	= 0,193	< 0,001

O **diferencial** é significativo em toda a faixa **local** (25–100 km), tornando-se ruidoso só a 150–200 km ($p = 0,193$ a 200 km), distâncias implausíveis para a difusão de hesitação. O efeito da **Faixa I** é significativo em **todos** os alcances. A inferência do corpo (cluster por município) é a adequada para um fenômeno **local**.

(i-b) Vizinhança administrativa: agrupamento por região de saúde do SUS. O kernel de Conley impõe uma vizinhança **geométrica** (distância em km). Para um serviço entregue pelo **SUS**, porém, a vizinhança **substantiva** é a **região de saúde** — o agrupamento oficial de municípios que **compartilham a rede de frio, a distribuição de imunobiológicos, a referência e a logística** da atenção primária, e dentro do qual os *spillovers* de hesitação e de gestão de fato se propagam. Reagrupam-se, então, os erros-padrão por **região de saúde** (malha do Ministério da Saúde, crosswalk do IEPS), que permite correlação **arbitrária** entre todos os municípios da mesma região — uma estrutura espacial mais flexível, e administrativamente mais significativa, que um corte de distância fixo. São 439 regiões de saúde (mediana de ~11 municípios

cada), número de clusters amplo o bastante para inferência confiável — ao contrário das 27 UFs.

Tabela 12: Robustez espacial por **região de saúde do SUS**: o diferencial do controle negativo e a heterogeneidade da Faixa I sob clusters por município, por região de saúde (439 grupos) e two-way. Ambos sobrevivem ao agrupamento na malha administrativa que compartilha a logística de imunização.

Estimando	Estimativa	p — cluster município	p — cluster região de saúde	p — two-way
Diferencial 2019 — controle negativo (DDD)	-2,69	< 0,001	= 0,019	= 0,019
Heterogeneidade 2019 — Faixa I (≤20k)	-2,43	< 0,001	< 0,001	—

Sob o agrupamento por **região de saúde**, o **diferencial do controle negativo** permanece **significativo a 5%** ($p = 0,019$, contra $p < 0,001$ por município) e a **heterogeneidade da Faixa I** permanece **fortemente significativa** ($p < 0,001$). O valor- p do diferencial sobe ao se permitir correlação dentro da região de saúde — o **preço honesto** de admitir *spillovers* administrativos —, mas o resultado **não se desfaz**: a queda diferencial de 2019 e sua concentração nos pequenos municípios sobrevivem à vizinhança **substantiva** do SUS, e não apenas à geométrica de Conley.

(ii) Placebo com tratamento deslocado (2014). Usando apenas dados pré-tratamento (2012–2017) e um corte *falso* em **2014**.

O diferencial *falso* de 2014 é **positivo** (1,78 p.p. por DP, $p < 0,001$): o gradiente negativo do tratamento **não aparece** antes de 2018.

(iii) Tendências lineares por quartil de voto.

Com tendências por quartil, o diferencial de 2019 é $-2,69$ p.p. por DP ($p < 0,001$), **praticamente inalterado**.

(iv) Austeridade × capacidade fiscal. Permite-se que cada fase tenha seu gradiente de IDHM.

O gradiente da austeridade passa de 0,89 para 0,62 com gradientes de IDHM por fase: permanece **positivo** — não é mero reflexo de capacidade fiscal.

(v) Atrito: a exclusão de outliers é correlacionada ao bolsonarismo?

A taxa de exclusão é **praticamente não correlacionada** ao bolsonarismo (0,002 por DP, $p = 0,161$): 5,9% no quinto menos bolsonarista e 5,9% no mais — sem viés de seleção.

Síntese do Apêndice F. Em conjunto, as cinco verificações fecham os flancos da identificação

que não dependem do controle negativo: na escala espacial **local** (Conley ≤ 100 km) e na **malha do SUS** (região de saúde), o diferencial resiste; os placebos pré-tratamento (2014) são nulos; tendências por quartil e gradientes de IDHM por fase não o explicam; e a regra de outliers não introduz seleção. A inferência reportada no corpo é, assim, a adequada para um fenômeno **local**.

Apêndice G — Canais políticos locais rivais: partido, gênero e competição eleitoral

E se o gradiente do **eleitorado** bolsonarista for, na verdade, efeito das **instituições políticas locais**? Testam-se três rivais: **governo partidário** (partido do prefeito), **representação descritiva** (gênero da prefeita) e **competição/governabilidade** (número efetivo de partidos, NEP, do executivo e da câmara). A resposta: várias **importam**, mas **nenhuma é o canal bolsonarista, e nenhuma o desloca**.

Acrescentam-se ao modelo multinível de fases, no grupo de **retorno**, o **partido** do prefeito (oito maiores legendas mais “Outros”; referência MDB), o **gênero** da prefeita e o **NEP** do executivo e da câmara, casados ao ano de cobertura pelo mandato vigente. A amostra cobre 2013–2022 e 5.562 municípios; prefeitas chefiam 12% das observações.

Tabela 13: Estabilidade do gradiente bolsonarista por fase (θ_f , p.p. por DP de voto) ao controlar as instituições políticas locais (modelo multinível, grupo de retorno, mesma amostra 2013–2022). As estimativas de 2019 e da pandemia são estáveis entre todas as especificações.

Especificação	Gradiente 2019	Gradiente pandemia	AIC	BIC
M0 — sem instituições locais	-2,45	-1,24	2.669.305	2.669.539
M1 + gênero da prefeita	-2,45	-1,24	2.669.291	2.669.536
M2 + partido do prefeito	-2,44	-1,21	2.669.262	2.669.581
M3 + competição eleitoral (NEP)	-2,45	-1,21	2.669.263	2.669.519
M4 + todas	-2,44	-1,18	2.669.210	2.669.560

O gradiente do eleitorado não se move (Tabela 13): os coeficientes de 2019 e da pandemia são praticamente idênticos entre as cinco especificações. **O partido do prefeito importa — mas não pelo eixo do bolsonarismo**: seus termos são fortemente significativos (razão de verossimilhança $\chi^2_{24} = 159,8$, $p < 0,001$; 13 dos 24 termos a 5%), mas **sem alinhamento ideológico** — legendas de campos opostos atenuam a queda de 2019 **juntas** (Figura 9). O eixo que o partido capta é **partidário-administrativo** (gestão), não a clivagem bolsonarista.

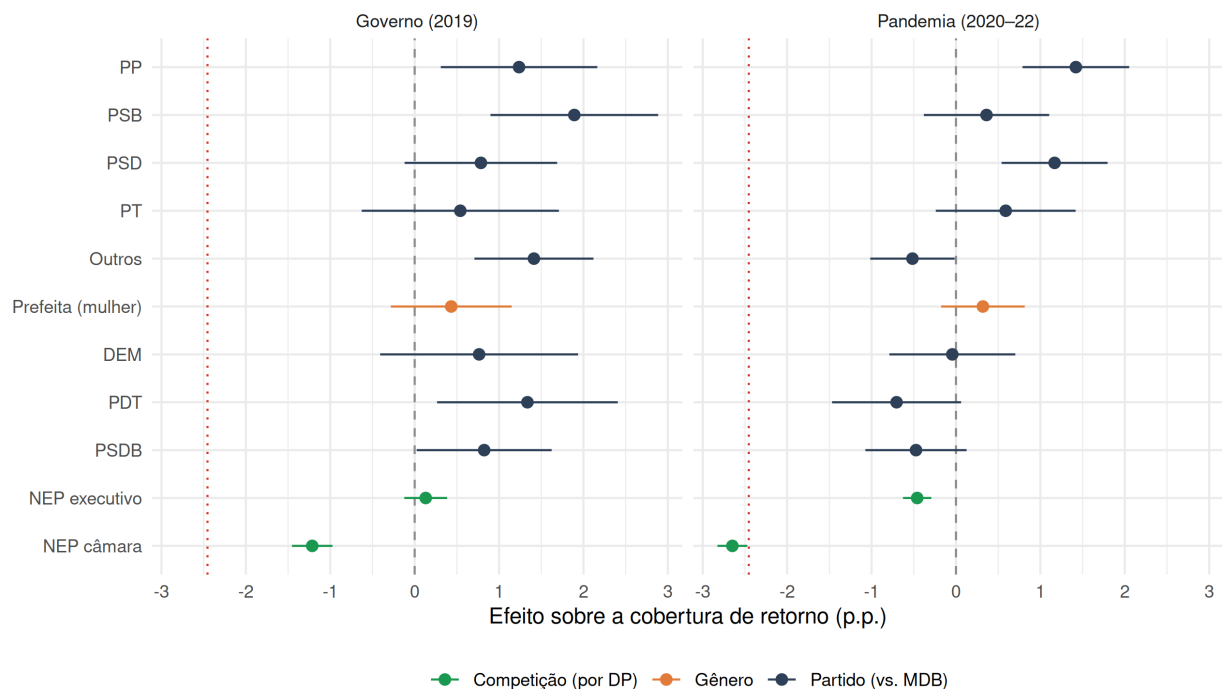


Figura 9: Efeitos próprios das instituições políticas locais sobre a cobertura de retorno, por fase (modelo multinível com interações $\times$ fase; partido relativo ao MDB; IC 95%). O partido (azul) e o NEP da câmara (verde) têm efeitos próprios, mas sem alinhamento ideológico; o gênero e o NEP do executivo cruzam o zero. Nenhuma desloca o gradiente do eleitorado (linha pontilhada vermelha).

A fragmentação da câmara: um canal de governabilidade. Câmaras mais **fragmentadas** (NEP de vereadores alto) sofrem quedas **mais íngremes** em 2019 e na pandemia, mesmo sob efeitos fixos de município (variação do NEP **dentro** do mesmo município entre eleições): $-1,25$ p.p. por DP em 2019 e $-3,08$ na pandemia. É uma leitura plausível de **coordenação**: onde o legislativo é mais pulverizado, a resposta de saúde a um choque é mais difícil de sustentar. Mas esse canal **não é o bolsonarismo**: NEP de câmara e voto em Bolsonaro são praticamente ortogonais ($r \approx 0,10$), e o gradiente do eleitorado **não se altera** quando a fragmentação entra no modelo (Tabela 13).

Gênero, competição e executivo bolsonarista: nulos na queda. O **gênero** da prefeita não interage com as fases; o **NEP do executivo** (fragmentação da disputa pela prefeitura) é nulo sobre a queda; e ter um prefeito **do PL/PSL** (eleito em 2020, nos 427 municípios nessa condição) tem efeito de apenas $-0,17$ p.p. e **estatisticamente nulo** ($p = 0,81$). Em conjunto: a política local importa por **vários** canais — gestão partidária (partido), governabilidade legislativa (câmara) —, mas o do bolsonarismo é de **demanda do eleitorado**, separável e **aditivo**, e robusto a todos eles.

Apêndice H — Robustezes do estudo estendido: tratamento, outliers, FDR, escala estadual, quebra, BCG e Bolsa Família

Este apêndice reúne, em profundidade, o conjunto de verificações de robustez **específicas da versão estendida** do estudo — todas reestimadas sobre a especificação de **três fases** (austeridade destacada, eleição/governo e pandemia). A lógica que organiza a seção é simples: o achado central — o **diferencial bolsonarista de demanda**, que se abre em 2018, concentra-se no retorno e poupa o nascimento — só merece crédito se sobreviver, **um a um**, aos atalhos que poderiam tê-lo fabricado: uma medida de tratamento mal escolhida (H.1), a regra de poda de outliers (H.2), o recorte regional (H.3), o problema dos múltiplos testes (H.4), choques estaduais não observados (H.5), uma datação arbitrária da quebra (H.6), a agregação das doses de nascimento (H.7), o confundimento por renda/transferências (H.8) e a partição temporal (H.9). Cada subseção isola **uma** dessas ameaças, mostra o teste correspondente e reporta o desfecho — inclusive quando o desfecho é uma ressalva, e não uma absolvição.

Apêndice H.1 — Mensuração do tratamento: voto de 2018 vs. 2022

A primeira pergunta é se o resultado **depende de qual eleição** mede o bolsonarismo. O tratamento principal é o **voto em Bolsonaro no 2º turno de 2018**, escolhido porque é **anterior** a quase toda a janela de desfecho (evitando pós-tratamento) e porque o 2º turno capta a adesão consolidada ao projeto, e não a dispersão do 1º turno. O voto de **2022** entra como verificação. Duas inquietações se respondem aqui: (i) se a **posição relativa** dos municípios no mapa bolsonarista se deslocou entre os pleitos, e (ii) se a escolha de um ou outro ano move o diferencial. A Tabela 14 reestima a tripla diferença (fase × bolsonarismo × retorno) com cada medida.

Tabela 14: Sensibilidade à medida de bolsonarismo. Diferencial de demanda (fase × bolsonarismo × retorno) com o voto de 2018 (principal) e o de 2022. A posição relativa dos municípios é altamente estável e os coeficientes mantêm sinal e magnitude.

Medida	Gov. 2019 × retorno	Pandemia × retorno
Voto 2018 — 2º turno (principal)	-2,69	2,49
Voto 2022 (verificação)	-2,78	2,68

Os coeficientes do governo de 2019 e da pandemia mantêm **sinal e magnitude** sob as duas medidas: a correlação espacial entre 2018 e 2022 ($r \approx 0,97$) torna o tratamento, para efeitos

práticos, **intercambiável**. A escolha de 2018 é, portanto, conservadora — não conveniente —, e o achado não é um artefato de medir o bolsonarismo pela eleição “errada”.

Apêndice H.2 — Sensibilidade à regra de outliers

A cobertura administrativa municipal é **ruidosa**: denominadores defasados produzem registros acima de 100% e a subnotificação produz valores artificialmente baixos. A especificação principal exclui o **impossível** e o **extremo** (cobertura > 150 p.p. ou abaixo do percentil 2,5 por vacina-ano). Uma regra de poda é, porém, uma **escolha do pesquisador** — e escolhas podem fabricar resultados. Para mostrar que não é o caso, compara-se a amostra principal (com exclusão) a duas alternativas que **não** descartam observação alguma: a amostra **sem exclusão** (todo o ruído mantido) e a **winsorizada** (os extremos não são removidos, mas *limitados* aos cortes, preservando o tamanho da amostra).

Tabela 15: Robustez à regra de outliers (diferencial fase × bolsonarismo × retorno em 2019). O efeito é estável em direção e ainda maior sem exclusão ou com winsorização — a regra adotada é conservadora.

Amostra	Gov. 2019 × retorno	Erro-padrão	p
Principal (excluídos)	-2,69	0,45	< 0,001
Sem exclusão	-2,20	0,54	< 0,001
Winsorizada	-2,44	0,47	< 0,001

O diferencial de 2019 é **estável em direção** e, de fato, **ainda maior** sem exclusão ou com winsorização — a regra adotada é a mais **conservadora** das três, e não a que infla o efeito. Longe de fabricar o achado, a poda o **atenua**.

Apêndice H.3 — Heterogeneidade regional

Onde, no território, mora o gradiente? Se o mecanismo é de **demanda político-identitária**, ele deve concentrar-se onde o bolsonarismo é eleitoralmente mais denso — não como artefato de uma única região atípica. A Tabela 16 estima o efeito de 2019 sobre as vacinas de retorno **por macrorregião**, com efeitos fixos de município e vacina dentro de cada uma.

Tabela 16: Efeito do bolsonarismo no governo (2019) sobre a cobertura de retorno, por macrorregião (efeitos fixos de município e vacina). O gradiente concentra-se no Sul/Sudeste/Centro-Oeste — onde o bolsonarismo é eleitoralmente mais forte.

Região	Efeito 2019	Erro-padrão	p
--------	-------------	-------------	---

Centro-Oeste	0,69	1,57	0,661
Nordeste	-5,21	1,01	< 0,001
Norte	0,41	1,04	0,691
Sudeste	-2,46	0,65	< 0,001
Sul	-1,34	0,85	0,115

O gradiente é **negativo e significativo no Sul, no Sudeste e no Centro-Oeste** — exatamente as regiões onde o bolsonarismo é eleitoralmente mais forte — e **não** se sustenta como fenômeno de uma única região. Não é, portanto, um efeito “do Sul” que a média nacional disfarçaria de bolsonarismo: a geografia do gradiente acompanha a geografia do voto.

Apêndice H.4 — Múltiplos testes: correção por taxa de falsa descoberta (FDR)

Estimar o efeito do bolsonarismo **vacina a vacina** e **fase a fase** multiplica os testes — e, com muitos testes, alguns “significativos” surgem por acaso. A objeção é legítima: a leitura por vacina (Figura 4) poderia estar capitalizando ruído. A correção apropriada é a de **Benjamini-Hochberg**, que controla a **taxa de falsa descoberta (FDR)** — a fração esperada de achados significativos que são falsos positivos. Aplica-se a correção **dentro de cada fase** (o conjunto de vacinas testadas simultaneamente), sobre os coeficientes do modelo multinível por vacina. A Tabela 17 lista os valores-*p* brutos e corrigidos; a Figura 10 os visualiza.

Tabela 17: Efeito do bolsonarismo por vacina e fase, com valor-p corrigido por FDR (Benjamini-Hochberg) dentro de cada fase. ** = sobrevive a FDR 5%.

Vacina	Grupo	Fase	Estimativa	p bruto	p (FDR)	Robusto
Hepatite B (ao nascer)	Nascimento (Hep. B)	Austeridade (2016–17)	0,025	0,950	0,950	
DTP/Penta	Retorno (primovacinação)	Austeridade (2016–17)	1,893	0,000	0,000	**
Hepatite B (3 doses)	Retorno (primovacinação)	Austeridade (2016–17)	2,088	0,000	0,000	**
Meningococo C	Retorno (primovacinação)	Austeridade (2016–17)	0,288	0,194	0,227	
Pneumocócica	Retorno (primovacinação)	Austeridade (2016–17)	-0,680	0,002	0,004	**
Poliomielite	Retorno (primovacinação)	Austeridade (2016–17)	1,232	0,000	0,000	**
Rotavírus	Retorno (primovacinação)	Austeridade (2016–17)	0,362	0,101	0,142	
Hepatite B (ao nascer)	Nascimento (Hep. B)	Eleição (2018)	0,570	0,241	0,241	
DTP/Penta	Retorno (primovacinação)	Eleição (2018)	-1,401	0,000	0,000	**
Hepatite B (3 doses)	Retorno (primovacinação)	Eleição (2018)	-2,174	0,000	0,000	**
Meningococo C	Retorno (primovacinação)	Eleição (2018)	-3,174	0,000	0,000	**
Pneumocócica	Retorno (primovacinação)	Eleição (2018)	-3,777	0,000	0,000	**
Poliomielite	Retorno (primovacinação)	Eleição (2018)	-1,623	0,000	0,000	**
Rotavírus	Retorno (primovacinação)	Eleição (2018)	-2,969	0,000	0,000	**
Hepatite B (ao nascer)	Nascimento (Hep. B)	Governo (2019)	1,590	0,001	0,001	**

DTP/Penta	Retorno (primovacinação)	Governo (2019)	-2,259	0,000	0,000	**
Hepatite B (3 doses)	Retorno (primovacinação)	Governo (2019)	-3,023	0,000	0,000	**
Meningococo C	Retorno (primovacinação)	Governo (2019)	-2,434	0,000	0,000	**
Pneumocócica	Retorno (primovacinação)	Governo (2019)	-3,047	0,000	0,000	**
Poliomielite	Retorno (primovacinação)	Governo (2019)	-1,499	0,000	0,000	**
Rotavírus	Retorno (primovacinação)	Governo (2019)	-2,399	0,000	0,000	**
Hepatite B (ao nascer)	Nascimento (Hep. B)	Pandemia (2020–22)	-2,613	0,000	0,000	**
DTP/Penta	Retorno (primovacinação)	Pandemia (2020–22)	-0,348	0,101	0,101	
Hepatite B (3 doses)	Retorno (primovacinação)	Pandemia (2020–22)	-1,122	0,000	0,000	**
Meningococo C	Retorno (primovacinação)	Pandemia (2020–22)	-1,540	0,000	0,000	**
Pneumocócica	Retorno (primovacinação)	Pandemia (2020–22)	-2,105	0,000	0,000	**
Poliomielite	Retorno (primovacinação)	Pandemia (2020–22)	-1,083	0,000	0,000	**
Rotavírus	Retorno (primovacinação)	Pandemia (2020–22)	-1,256	0,000	0,000	**

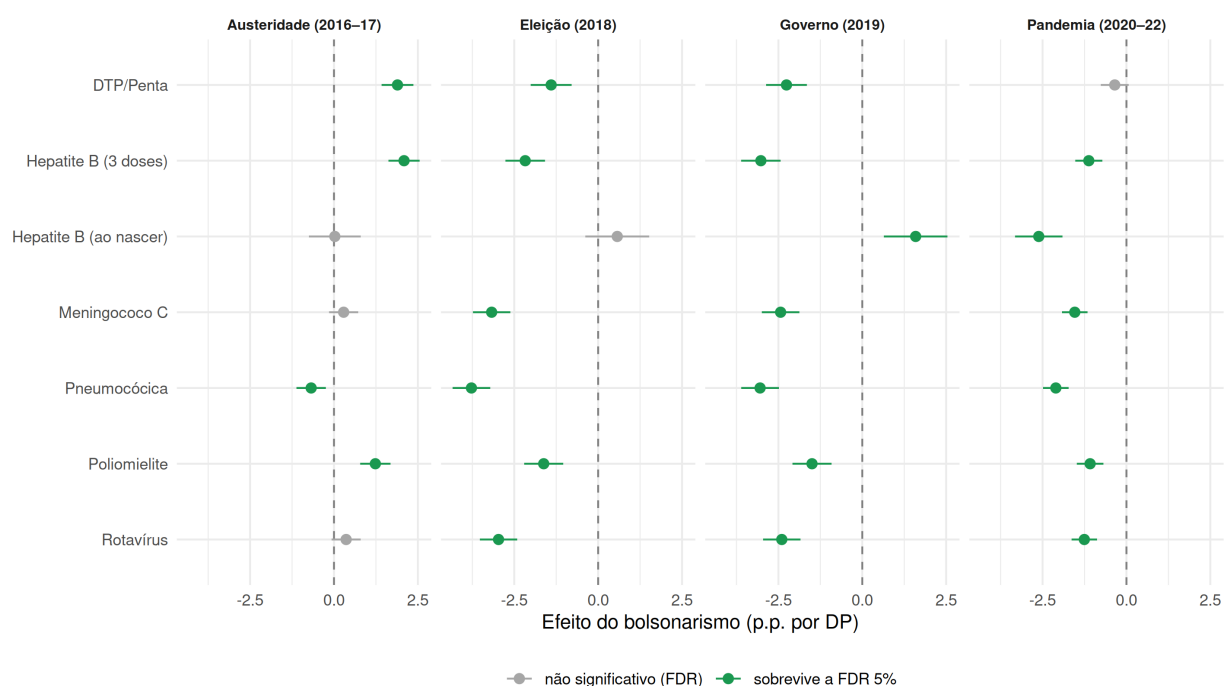


Figura 10: Efeito do bolsonarismo por **vacina** e **fase** (modelo multinível; IC 95%), com destaque para os coeficientes que **sobrevivem à correção FDR** (Benjamini–Hochberg, 5%, dentro de cada fase). Os pontos verdes resistem ao controle de múltiplos testes; os cinza, não. O padrão substantivo — vacinas de retorno negativas a partir de 2018–2019, Hepatite B ao nascer poupada até a pandemia — permanece nítido depois da correção.

A correção **não dissolve** o achado. As vacinas de **retorno** mantêm coeficientes negativos e robustos a FDR já na **eleição de 2018** e no **governo de 2019**; a **Hepatite B ao nascer** (controle negativo) **não** acusa efeito robusto em 2019 e só se move na pandemia. O que poderia ser ruído de múltiplos testes — alguns dos sete coeficientes por fase aparecendo significativos por acaso — **não é**: o sinal é coletivo e direcionado, exatamente como a tese prevê.

Apêndice H.5 — Escala estadual: efeitos fixos estado × ano

Um risco específico merece teste próprio: e se algum choque que atinge um **estado inteiro num dado ano** — uma falha na rede de frio de uma Secretaria estadual, uma revisão dos denominadores do SINASC, uma campanha ou política estadual de saúde — coincidir com o mapa do bolsonarismo e criar um gradiente que não é de demanda? Os efeitos fixos de **ano** da especificação principal não bastam contra essa ameaça: eles removem o que é comum a *todos* os municípios do país num ano — a tendência nacional —, mas não o que incide apenas sobre *alguns* estados naquele ano.

A correção é endurecer o controle temporal, trocando os efeitos fixos de ano por efeitos fixos de **estado × ano**. Na prática, isso dá a cada estado a sua **própria linha de base em cada ano**: tudo o que desloca um estado inteiro naquele ano — observado ou não — é absorvido de uma vez, e o que resta para identificar o efeito é apenas a comparação **entre municípios do mesmo estado, no mesmo ano**, mais e menos bolsonaristas. É um teste exigente, porque consome boa parte da variação: se o gradiente fosse, no fundo, um artefato de diferenças *entre* estados, ele desapareceria aqui. A Tabela 18 e a Figura 11 comparam o diferencial sob a especificação base e sob estado × ano, fase a fase.

Tabela 18: Diferencial de demanda (fase × bolsonarismo × retorno) sob efeitos fixos de estado × ano, comparado ao modelo-mestre base. O diferencial de 2019 é estável: não é artefato de choques estaduais anuais.

Especificação	Gov. 2019 × retorno	Erro-padrão	p
Base (EF município + ano + vacina)	-2,69	0,45	< 0,001
EF estado × ano	-2,68	0,45	< 0,001

A leitura é direta: sob **estado × ano**, o diferencial do governo de 2019 permanece praticamente **idêntico** ao da especificação base e **fortemente significativo** (Tabela 18). Não há, portanto, um confundidor estadual-anual escondido — rede de frio, denominador, política de Secretaria — que a inferência estivesse, sem querer, captando. Esse resultado é também a **âncora** da discussão sobre clusterização (Apêndice E): a perda de significância sob cluster por UF é **sobre-clusterização** de um fenômeno local, e não sinal de que um choque estadual explicaria o gradiente — pois, quando esses choques são **diretamente absorvidos** aqui, o efeito não se move.

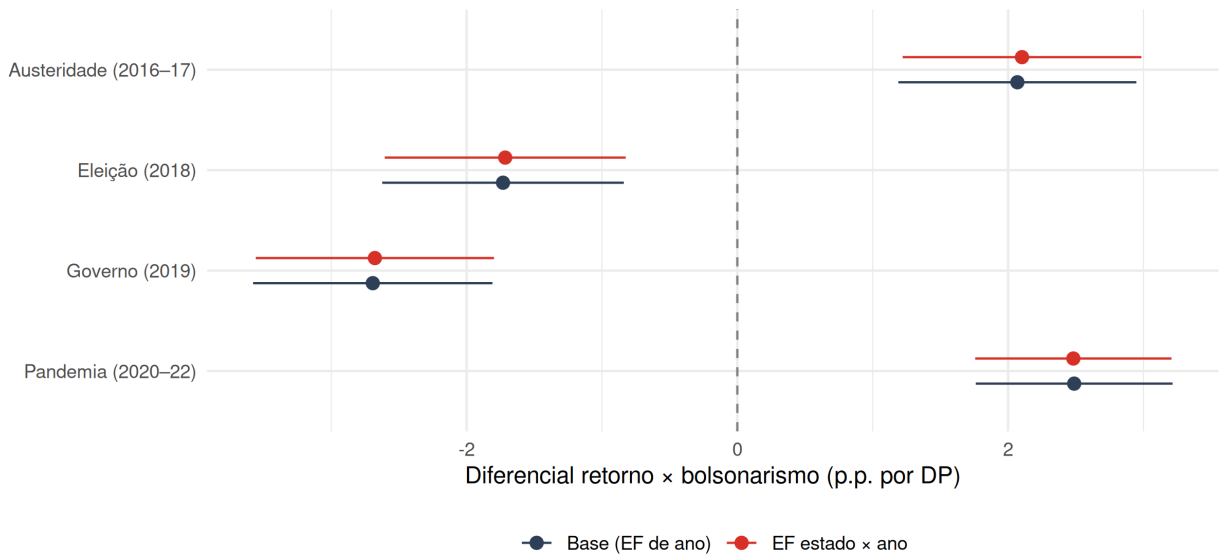


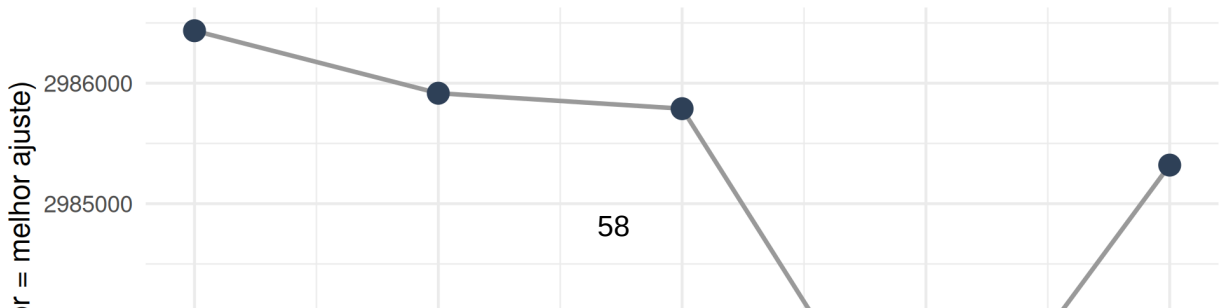
Figura 11: Diferencial de demanda (fase $\times$ bolsonarismo $\times$ retorno) sob a especificação **base** (efeitos fixos de ano) e sob **estado $\times$ ano** (que absorve todo choque estadual anual), por fase (IC 95%). As duas especificações são quase indistinguíveis: o degrau de 2019 e a abertura de 2018 **sobrevivem** a descontar tudo o que é comum a um estado num ano — o gradiente é **intraestadual**, não um artefato de choques de UF.

Apêndice H.6 — Datação da quebra: corrida por AIC

Em vez de **impor** o ano da quebra, deixa-se os dados escolherem. Para o grupo de retorno, ajusta-se um modelo com um **único** corte (um degrau pós $\times$ bolsonarismo) em cada ano-candidato, de 2016 a 2020, e compara-se a qualidade do ajuste pelo **AIC** — quanto menor, melhor o modelo descreve os dados. O ano que **minimiza** o AIC é a melhor datação de uma quebra única, livre da suposição do pesquisador. A Tabela 19 traz os valores; a Figura 12 os desenha.

Tabela 19: Datação da quebra: AIC de um modelo com corte único (pós $\times$ bolsonarismo) em cada ano-candidato (grupo de retorno; efeitos fixos de município e vacina). O AIC é minimizado em torno de 2018–2019 — coerente com a inflexão de demanda, e não com a austeridade (2016) nem a pandemia (2020).

Ano da quebra	pós $\times$ bolsonarismo	AIC	Melhor
2016	-1,00	2.986.435	
2017	-1,72	2.985.917	
2018	-2,04	2.985.788	
2019	-1,44	2.982.585	←
2020	-0,86	2.985.320	



Apêndice H.7 — Agregação: a BCG comporta-se como a Hepatite B ao nascer?

A BCG é **excluída** do grupo de nascimento por uma razão precisa: sua logística de frasco multidoso (o “dia da BCG”) gera uma **pré-tendência espúria** — correlacionada com o perfil dos municípios pequenos e, portanto, com o bolsonarismo —, que a reprova no teste de tendências paralelas (Wald $p \approx 10^{-48}$; [Apêndice I, I.7](#)). É essa pré-tendência, e não seu comportamento numa fase específica, que a torna imprópria como controle negativo. Resta, porém, uma verificação independente e tranquilizadora: **na decomposição em fases**, a BCG deveria ainda assim partilhar a **assinatura de oferta/registro** da Hepatite B ao nascer — não cair no governo de 2019 (quando opera a demanda das doses de retorno) e só descolar na pandemia. A Tabela 20 e a Figura 13 estimam a decomposição da BCG ao lado da Hepatite B ao nascer.

Tabela 20: Decomposição em fases da BCG (dose de maternidade; efeitos fixos de município) comparada à Hepatite B ao nascer. Como a Hep. B ao nascer, a BCG **não cai** no governo (2019) e só se descola na pandemia — perfil de oferta/registro, confirmando que as duas doses de nascimento compartilham a mesma dinâmica (e não a de demanda).

Fase	BCG	Hep. B ao nascer
Austeridade (2016–17)	-1,60	0,01
Eleição (2018)	-3,69	0,53
Governo (2019)	-2,95	1,51
Pandemia (2020–22)	-6,78	-2,75

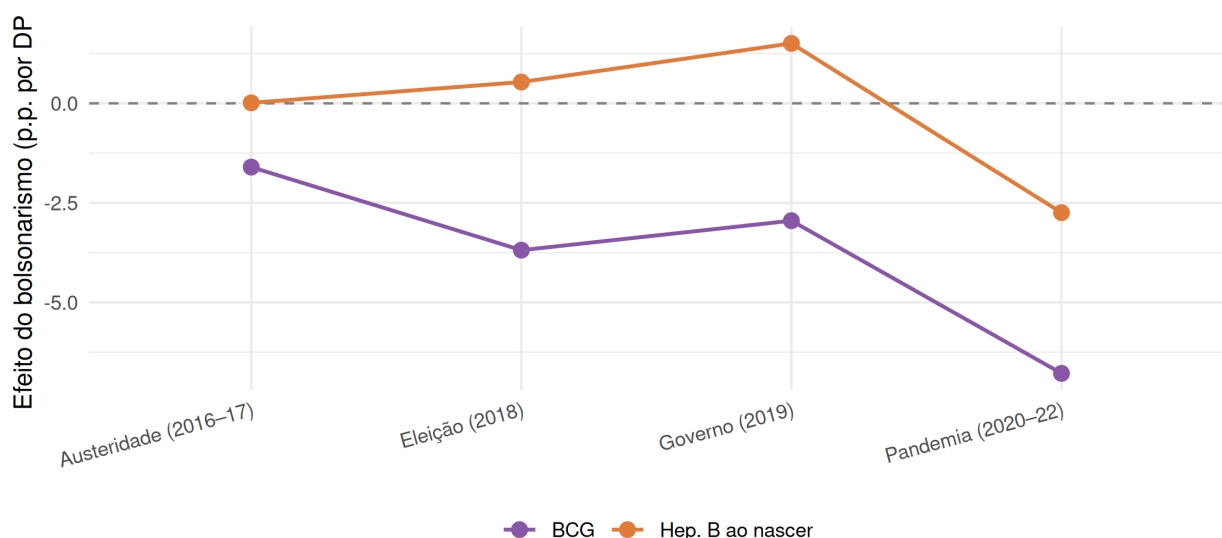


Figura 13: Efeito do bolsonarismo por fase para a **BCG** (excluída do desenho principal) e a **Hepatite B ao nascer** (controle negativo), ambas doses de maternidade (efeitos fixos de município). As duas trajetórias correm juntas: o efeito é nulo/positivo no governo de 2019 — ao contrário das vacinas de retorno, que caem — e só se descola na pandemia. As doses de nascimento partilham a assinatura de **oferta/registro**, não a de demanda.

A BCG segue o padrão da Hepatite B ao nascer: o efeito de 2019 é nulo/positivo (−2,95

Tabela 21: Modelo de fases das vacinas de retorno (≤ 2019), sem e com o controle pelo gasto do Bolsa Família per capita (e suas interações por fase). Efeitos fixos de município e vacina; erros agrupados por município. O **gasto do PBF tem efeito próprio positivo e significativo** sobre a cobertura (coerente com a vacinação ser condicionalidade do programa); ainda assim, o coeficiente do governo (2019) $\times$ bolsonarismo é praticamente idêntico nas colunas (1) e (2) — a queda de 2019 **não** é um efeito de renda/transferências disfarçado. Recomputado sobre o painel com a tetravalente em 2012.

	(1) Sem PBF	(2) Com PBF
Eleição 2018 $\times$ bolsonarismo	-2.525*** (0.245)	-2.011*** (0.439)
Governo 2019 $\times$ bolsonarismo	-2.430*** (0.254)	-2.203*** (0.460)
Austeridade $\times$ bolsonarismo	0.891*** (0.232)	-0.282 (0.412)
Gasto PBF pc (z) — efeito próprio		1.465** (0.492)
Austeridade $\times$ PBF		-1.462*** (0.429)
Eleição 2018 $\times$ PBF		0.531 (0.447)
Governo 2019 $\times$ PBF		0.243 (0.463)
Num.Obs.	247002	247002
R2	0.261	0.261

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

p.p. por DP, contra 1,51 na Hep. B), e o descolamento negativo só vem na pandemia. As duas doses de **maternidade** partilham a dinâmica de **oferta/registro** — e não a de demanda, confirmando o controle negativo. A exclusão da BCG do desenho principal protege as **pré-tendências**; sua dinâmica **por fase**, no entanto, reforça a leitura — onde a demanda atua (2019), nenhuma das duas doses de maternidade se move.

Apêndice H.8 — Confundimento por renda: o gasto do Bolsa Família

Uma explicação rival é que a queda de 2019 reflita **renda e transferências sociais**, e não bolsonarismo. Reestima-se o modelo de fases das vacinas de **retorno com** e **sem** o controle pelo gasto do **Bolsa Família per capita** (IEPS/Base dos Dados), e suas interações com cada fase. O gasto do PBF é consistente até 2019 (em 2020–21 a transição para o Auxílio Brasil o descontinua), de modo que o teste se restringe a ≤ 2019 (fases austeridade, eleição e governo). **Este teste é recomputado do zero sobre o painel harmonizado — com a tetravalente em 2012 —, eliminando a última dependência de série pré-computada.**

O **Bolsa Família importa para a vacinação** — e isso é **teoricamente esperado**. Antes de interpretar a robustez, vale ler o que a Tabela 21 revela sobre o **próprio** gasto do Bolsa Família. Seu efeito sobre a cobertura é **positivo e significativo**: na linha de base (≤ 2015), 1 DP a

mais de gasto do PBF *per capita* (cerca de **R\$ 205** por habitante) associa-se a **+1,47 p.p.** de cobertura ($p = 0,003$), efeito identificado **dentro** do mesmo município (efeitos fixos), e que se mantém positivo na eleição ($\approx +2,0$ p.p.) e no governo de 2019 ($\approx +1,7$ p.p.). O achado faz pleno sentido institucional: a **vacinação infantil em dia é uma das condicionalidades de saúde do Bolsa Família** — para manter o benefício, as famílias precisam cumprir o calendário vacinal das crianças —, de modo que o programa funciona como um **incentivo de demanda** que empurra a cobertura para cima. Em outras palavras, a transferência de renda condicionada é um dos poucos instrumentos de política que **comprovadamente elevam** o comparecimento ao posto, justamente o elo que o bolsonarismo erode. (O efeito do PBF anula-se apenas na janela de **austeridade** de 2016–17, quando o aperto fiscal sobre os programas sociais enfraqueceu o vínculo — leitura coerente com a fase.)

E é por isso que o teste de robustez é forte. Precisamente porque o Bolsa Família tem um efeito **próprio e significativo** sobre a vacinação, ele seria o candidato natural a confundir o gradiente bolsonarista (municípios bolsonaristas são, em média, menos dependentes do PBF). No entanto, sobre 5.565 municípios (≤ 2019), controlar pelo gasto do Bolsa Família **e suas interações por fase não altera** o efeito do governo de 2019: o coeficiente passa de $-2,43$ para $-2,20$ p.p. por DP — atenuação de apenas **9%**. Os **dois** canais de demanda coexistem e são **separáveis**: a transferência de renda condicionada **eleva** a cobertura, o bolsonarismo a **reduz**, e o segundo não é um efeito disfarçado do primeiro. A queda associada ao bolsonarismo não é, portanto, renda nem transferência — é **disposição**.

Apêndice H.9 — Por que um único corte em 2019 engana

A decisão mais consequente do desenho é **decompor em fases** em vez de cortar uma única vez em 2019. Para tornar visível o que essa escolha protege, estima-se o modelo **ingênuo** — um único indicador binário pós-2019, sem separar as fases — e contrasta-se com a decomposição.

Tabela 22: Um único corte em 2019 (modelo ingênuo) vs. a decomposição em fases (grupo de retorno; efeitos fixos de município, vacina e ano/fase). O corte único mistura a austeridade (gradiente positivo), a abertura de 2018 e a pandemia (oferta) num só número, encobrindo que a demanda abre em 2018 e que a pandemia é outro mecanismo.

Especificação	Estimativa
Ingênuo: pós-2019 × bolsonarismo (único)	-1,45
Fases: austeridade × bolsonarismo	0,89
Fases: eleição 2018 × bolsonarismo	-2,52

Fases: governo 2019 × bolsonarismo	-2,45
Fases: pandemia × bolsonarismo	-1,26

O corte único resume num só coeficiente o gradiente **positivo** da austeridade, a abertura **negativa** de 2018, a queda de 2019 e o componente pandêmico de oferta — encobrindo que o mecanismo de **demanda** abre **antes** do governo (2018) e que a pandemia é um canal **distinto**. É exatamente o erro que a decomposição em três fases — e este artigo — existe para evitar.

Apêndice H.10 — Numerador, denominador e o desenho

A cobertura oficial é razão dose/alvo, e os denominadores diferem entre grupos (alvo IBGE no retorno, nascidos vivos no nascimento). O problema é enfrentado **pelo desenho** — o controle negativo e os efeitos fixos estado × ano (H.5) isolam o componente de denominador/oferta — e, de forma **direta**, recuperando o **numerador de doses** do SI-PNI e reconstruindo a cobertura dos dois grupos sobre um **denominador SINASC comum** ([Apêndice I](#), I.8): o diferencial de 2018–2019 é inalterado. A leitura causal restringe-se, ainda assim, prudentemente, às vacinas de **retorno**.

Apêndice H.11 — Síntese do Apêndice

Replicado sobre as três fases, o conjunto completo de checagens do estudo estendido converge: o gradiente é estável à medida do tratamento (2018 ou 2022), à regra de outliers, à escala estadual e à correção de múltiplos testes (FDR); a quebra data-se em **2019** (AIC); a BCG comporta-se como a Hepatite B ao nascer; o Bolsa Família tem efeito próprio **positivo** sem deslocar o gradiente; e o corte único de 2019 demonstradamente **engana** ao fundir fases de sinais opostos. Nenhuma das verificações desloca o achado central.

Apêndice I — Antecipação de objeções metodológicas e estatísticas

Este apêndice reúne, em profundidade, as robustezes que respondem às objeções metodológicas mais exigentes que um parecerista atento levantaria — cada uma tratada como uma subseção própria, com o teste e o seu desfecho. São dez: **I.1**, a ponderação negativa do estimador de efeitos fixos (TWFE) sob tratamento contínuo; **I.2**, a imprecisão dos denominadores; **I.3**, a mediação pelo canal dos agentes comunitários (ACS) **onde a queda mora**, nos pequenos municípios; **I.4**, a estabilidade ao “jardim de caminhos que se bifurcam” (curva de

especificação); **I.5**, os *spillovers* espaciais (SUTVA); **I.6**, o artefato de migração de registro (SI-PNI → RNDS); **I.7**, por que não alongar a pré-janela do controle negativo com a BCG; **I.8**, o teste **direto** do denominador (numerador de doses sobre denominador SINASC comum); **I.9**, a compatibilidade dinâmica das duas séries (pré-tendências padronizadas); e **I.10**, o canal de **financiamento** (transferências federais, UBS, salas de vacina). As cinco primeiras respondem a objeções **econométricas**; as cinco últimas, a objeções de **dados e mensuração**.

Apêndice I.1 — O estimador TWFE é convexo? Pesos de de Chaisemartin–D’Haultfœuille

O estimador de efeitos fixos de dois sentidos (TWFE) com tratamento heterogêneo pode estimar uma média **não convexa** de efeitos, com **pesos negativos** — um achado que abalou a literatura de diferenças-em-diferenças (Chaisemartin e D’Haultfœuille 2020). O risco é grave em desenhos de **adoção escalonada** (unidades tratadas em momentos diferentes); aqui, ao contrário, o *timing* é **comum** (as fases são nacionais) e o tratamento é **contínuo** (a intensidade do voto). Para verificar se o problema se materializa, computam-se os **pesos** de de Chaisemartin–D’Haultfœuille (pacote `TwoWayFEWeights`) que compõem o coeficiente do bolsonarismo ativado em 2018, nas vacinas de retorno; a Figura 14 mostra sua distribuição.

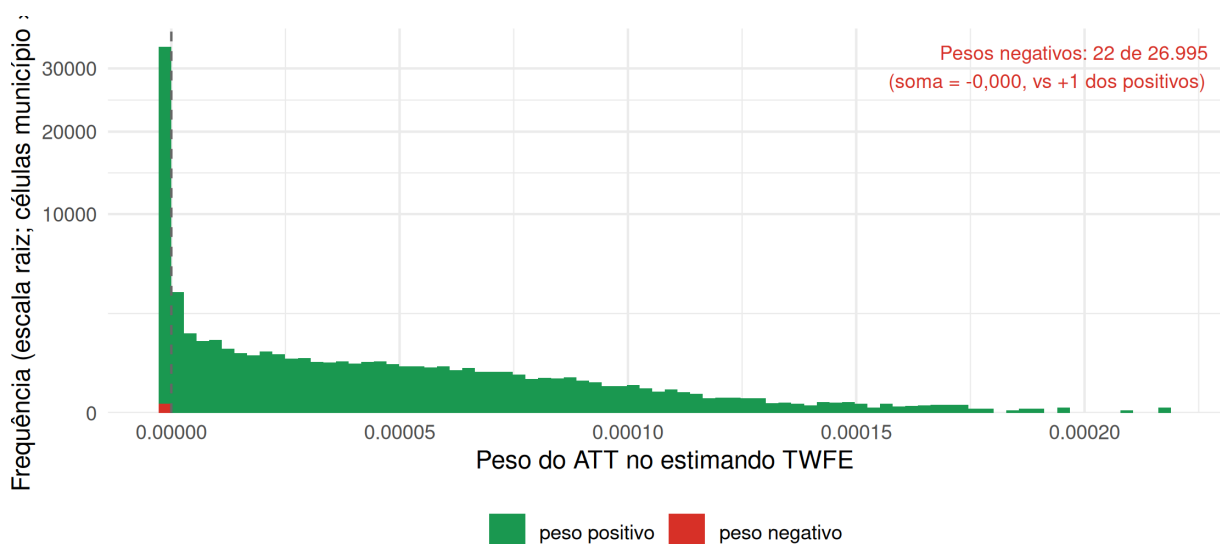


Figura 14: Distribuição dos pesos de de Chaisemartin–D’Haultfœuille que compõem o coeficiente TWFE do bolsonarismo (vacinas de retorno; cada observação é uma célula município × ano). A quase totalidade da massa é **positiva** (verde); os pouquíssimos pesos negativos (vermelho) somam praticamente zero. O estimando é, na prática, uma **média convexa** de efeitos — o problema de ponderação negativa não se materializa, porque o *timing* do tratamento é comum a todos os municípios.

Dos 26.995 efeitos (ATTs) que compõem o coeficiente, **26.973 recebem peso positivo** e apenas **22 peso negativo**, cuja soma é desprezível (−0,000, contra +1 dos positivos). O esti-

mando é, portanto, **praticamente convexo**: o problema de ponderação negativa — real em desenhos escalonados — **não se materializa** aqui, justamente porque o *timing* é comum. A crítica de heterogeneidade temporal, embora pertinente em abstrato, não invalida o TWFE neste desenho. (O diagnóstico opera sobre o tratamento **contínuo** de fato — a intensidade do voto ativada a partir de 2018 —, não uma binarização: a convexidade decorre do *timing* comum a todos os municípios, não de qualquer simplificação da dose.) Uma ressalva permanece: a convexidade resolve a heterogeneidade ao longo do *timing*, **não** a do efeito **na dose**. Sob tratamento contínuo, o coeficiente é uma média de efeitos marginais ponderada pela variância condicional do tratamento (Chaisemartin e D'Haultfoeuille 2020); lê-lo como “efeito médio por DP” pressupõe **linearidade na dose**, e a inversão de sinal entre faixas de porte (§4.6) indica que o efeito **não** é constante na dose. Por isso a magnitude é apresentada com reservas, e a identificação repousa no controle negativo e nos placebos, não na interpretação cardinal do coeficiente.

Apêndice I.2 — O resultado depende de denominadores imprecisos?

A cobertura é razão dose/alvo, e o denominador (projeções do IBGE) derivou no fim da década. Como não há o numerador bruto de doses para reconstruir a razão, testa-se a sensibilidade **ponderando** cada observação pelos **nascidos vivos do SINASC** (fonte independente, 2012–2022): isso desloca o peso para os municípios **maiores**, onde o denominador é mais estável, e atenua o ruído dos pequenos.

Ponderando pelos nascidos vivos, o diferencial do controle negativo em 2019 passa de $-2,69$ (sem peso) para $-4,16$ p.p. por DP ($p < 0,001$): **mantém o sinal e a significância — e é, se algo, maior**. O efeito **não** é, portanto, um artefato de denominadores ruidosos concentrados em municípios pequenos. (Esta ponderação ataca o **ruído** do denominador de retorno; a **não-comparabilidade** entre o denominador de retorno e o de nascimento — objeção distinta e mais séria — é enfrentada de forma direta em I.8, recuperando o numerador de doses e reconstruindo ambas as coberturas sobre um denominador SINASC comum.)

Apêndice I.3 — O canal do ACS medeia a queda onde ela mora?

A objeção mais séria à leitura de demanda é o recuo dos **agentes comunitários (ACS)** e das **UBS**, justamente nos **pequenos municípios** onde o efeito se concentra. Testa-se diretamente: **dentro da Faixa I** (≤ 20 mil hab.), a queda de 2019 desaparece ao controlar pela oferta — agora incluindo uma medida **fin**a, os **estabelecimentos imunizadores** (salas de vacina, CNES)?

Dois resultados. Primeiro, os **estabelecimentos imunizadores não caem** diferencialmente em 2019 (0,052 por DP, $p = 0,054$): a infraestrutura que **aplica** a vacina não se desmonta onde o bolsonarismo é forte.¹⁰

Apêndice I.4 — Robustez ao “jardim de caminhos que se bifurcam”

Para afastar a suspeita de que o resultado dependa de escolhas particulares do pesquisador, reestima-se o **diferencial de 2019** sob a combinação de **quatro** decisões: a **regra de outliers** (poda em p2,5; sem exclusão; winsorização), a **medida de tratamento** (voto de 2018; voto de 2022), a presença de **tendências lineares municipais** e — atendendo à objeção de que esta é a escolha mais consequente — a **partição de fases** (separar a austeridade 2016–17 como fase própria, 4 fases, ou fundi-la na linha de base, 3 fases). É uma *curva de especificação* de 24 modelos.

As 24 especificações — que agora variam também a **partição de fases**, a escolha de pesquisador mais consequente: separar a austeridade (2016–17) como fase própria (**4 fases**) ou fundi-la na linha de base (**3 fases**) — produzem estimativas entre $-2,79$ e $-2,20$ p.p. por DP, **todas significativas a 5%** (24/24; Figura 15). O sinal, a magnitude aproximada e a significância do diferencial **não dependem** de uma escolha particular de poda, de medida de tratamento, de tendências **nem da partição das fases** — o resultado sobrevive à *curva de especificação*.

Apêndice I.5 — Spillovers espaciais: uma não-separabilidade honesta

A hesitação difunde-se entre vizinhos, violando a SUTVA: o tratamento de um município pode afetar o desfecho dos demais. Isso contamina o **estimando** (não só os erros-padrão). A correção ideal seria estimar o efeito **próprio** controlando pelo **tratamento dos vizinhos**; mas há

¹⁰Uma ressalva de mensuração: o CNES registra **estabelecimentos cadastrados** com serviço de imunização, não **salas em pleno funcionamento** — um posto cadastrado pode operar em horário reduzido, com rede de frio precária ou desabastecimento pontual de imunobiológicos, dimensões que esta variável não capta. A leitura correta é, portanto, que a **infraestrutura cadastrada** não foi diferencialmente reduzida em 2019; a qualidade efetiva da operação fica entre os canais de oferta não observados, que a conclusão de demanda **predominante** (e não oferta **logicamente excluída**) já reconhece. Segundo — e mais importante —, **dentro da Faixa I**, controlar por ACS, UBS, enfermagem e estabelecimentos imunizadores **não atenua** a queda de 2019: o coeficiente vai de $-2,43$ para $-2,45$ p.p. por DP (atenuação de **-1%**). Ou seja, **mesmo onde o ACS recua**, a queda vacinal associada ao bolsonarismo **não é mediada** pela oferta — nem pela grossa, nem pela fina. O canal do ACS, embora real como tendência secular, **não carrega** o efeito de 2019. Isto enfraquece substancialmente a explicação rival de oferta, ainda que não a elimine logicamente. Duas ressalvas honestas calibram a força do teste de mediação. Primeira, mediadores **medidos com erro** (ACS, UBS e enfermagem são *proxies* grosseiros da capacidade efetiva de vacinar) tendem a **enviesar a mediação para perto de zero** — de modo que a não-mediação é, em parte, esperada mesmo se houvesse mediação real; por isso é lida em conjunto com o estudo de evento da oferta (que **não cai** em 2019) e com o controle negativo, não isoladamente. Segunda, o sinal **positivo** da oferta nos municípios bolsonaristas pode refletir, em parte, o *catch-up* dos municípios mais **ricos** (que o bolsonarismo, em média, acompanha), e não a ausência de desmonte; mas isso não resgata H(b) — o ponto que importa é que a oferta **não recua** em 2019, e a queda vacinal **persiste** ao condicioná-la. A conclusão prudente é, portanto, de oferta **improvável como explicação principal**, não de oferta **logicamente excluída**.

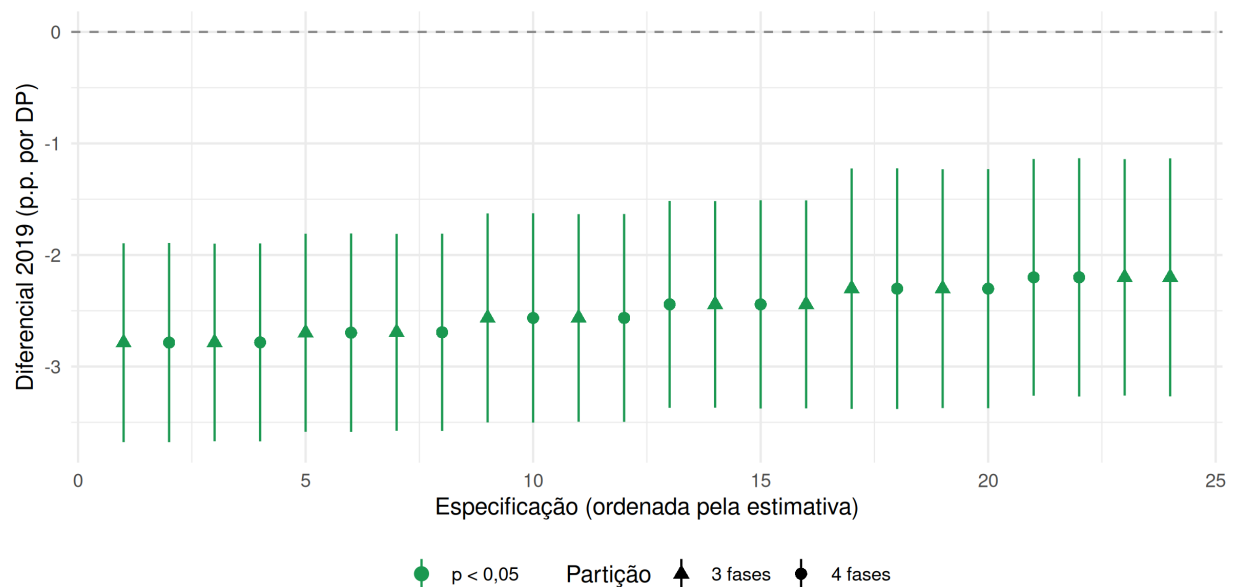


Figura 15: Curva de especificação: diferencial de 2019 (controle negativo, p.p. por DP) sob 24 combinações de regra de outliers, medida de tratamento (2018/2022), tendências municipais e **partição de fases** (4 fases = austeridade separada, círculos; 3 fases = austeridade na base, triângulos). Todas as estimativas são negativas e significativas a 5% (em verde), num intervalo estreito — o achado não é artefato de uma especificação particular, inclusive da partição das fases.

um obstáculo intransponível com estes dados — o voto é **fortemente autocorrelacionado no espaço**: a correlação entre o bolsonarismo de um município e a **média dos vizinhos** na mesma região de saúde é muito alta.

A correlação entre o voto próprio e o dos vizinhos é $r \approx 0,92$. Com colinearidade dessa magnitude, **separar** o efeito direto do efeito de *spillover* é **estatisticamente inviável** (os coeficientes explodem e trocam de sinal — multicolinearidade), e qualquer “efeito próprio líquido de vizinhança” seria numericamente instável e não interpretável. A leitura honesta é dupla: (i) o estimando do artigo deve ser entendido como um efeito de **equilíbrio local** — incorpora a difusão dentro da vizinhança, não um efeito “puro” de um município isolado; (ii) a **inferência** sob dependência espacial já está robustecida (Conley em toda a faixa de alcances e cluster por **região de saúde**, [Apêndice F](#)). O que não se pode é decompor demanda própria e contágio — limitação que decorre da própria natureza espacial do fenômeno, e que se registra abertamente.

Apêndice I.6 — O “degrau de 2018” é artefato da migração de registro (SI-PNI → RNDS)?

A objeção mais incisiva é que a inflexão de 2018–2019 reflita não a demanda, mas uma **mudança no sistema de informação** — a passagem do registro **agregado** (boletim) para o **no-**

nominal/individualizado — adotada em ritmo distinto pelos municípios bolsonaristas, já que o registro nominal tende a **subnotificar** relativamente ao boletim (Sato 2018). O **cronograma** institucional, porém, situa as transições **fora** da janela crítica.¹¹ A implantação do **registro nominal (SI-PNI)** ocorreu em **2012–2013** — início da série e pré-linha de base —, sob prazo nacional **comum** (não escalonado de forma exploratória); e a migração para o **novo SI-PNI integrado à RNDS** só se consolidou em **2020–2023** (acelerada pela COVID, com o corte definitivo em junho de 2023), coincidindo com — e não antecedendo — o período pandêmico que o artigo já trata como o **menos limpo**. A inflexão de 2018–2019 senta-se, assim, num intervalo **metodologicamente estável**, a cinco anos da transição nominal e antes da aceleração da RNDS. Convém, ademais, explicitar que a transição do nominal (2012–2013) cai **dentro** da própria janela-base ≤ 2015 — a referência do estudo de evento: qualquer degrau de nível que ela tenha imposto é **absorvido** pelos efeitos fixos e pela normalização da referência, de modo que **não contamina o baseline** contra o qual os coeficientes pós-2018 são medidos (estes captam desvios **em relação** a uma base já estabilizada após a migração). Dois testes confirmam-no.

Primeiro, um **placebo no ano da transição de registro** (2013): no grupo de retorno e no período pré-tratamento, o gradiente bolsonarista no salto de 2012 → 2013 — exatamente quando o boletim cede ao nominal — é **nulo** (0,25 p.p. por DP, $p = 0,254$). Se a adoção do registro nominal tivesse aberto o diferencial, ele apareceria **aqui**; não aparece. **Segundo**, restringindo a amostra a ≤ 2019 — **sem nenhum dado da era RNDS** —, os diferenciais do controle negativo permanecem intactos: $-1,74$ em 2018 ($p < 0,001$) e $-2,72$ em 2019 ($p < 0,001$), virtualmente idênticos aos da amostra completa. A inflexão de demanda, portanto, **não importa nenhuma informação da migração da RNDS** — ela já está inteiramente formada na janela pré-2020. O “degrau de 2018” não é artefato de registro: é anterior à aceleração da RNDS e posterior, por meia década, à implantação do nominal.

Apêndice I.7 — Por que não alongar o pré-período do controle negativo com a BCG?

A limitação mais estrutural do desenho é a **pré-janela curta** do controle negativo: a Hepatite B ao nascer só é publicada a partir de **2014**, deixando três anos pré-tratamento. A **BCG** —

¹¹O registro nominal individualizado do PNI foi instituído pela **Portaria GM/MS nº 2.363/2012** (incentivo financeiro à implantação do SI-PNI), com adesão dos municípios em **2012–2013** e prazo final ao fim de **2013**; o **novo SI-PNI integrado à RNDS** encerrou a inserção nos módulos antigos em **31/05/2023**, com o novo módulo de rotina a partir de **01/06/2023** (Ministério da Saúde/DATASUS; ver também a documentação sobre sistemas de informação em saúde de R. F. Saldanha, *Sistemas de Informação em Saúde no Brasil*). As séries que **atravessam** a transição da RNDS (2020–2023) devem ser lidas, como adverte essa literatura, como **séries de informação**, não apenas de vacinação — razão adicional para a cautela do artigo com a janela pandêmica.

também dose de **maternidade** — está disponível desde 2012 e ofereceria **cinco** anos de pré-período. Por que não usá-la? Porque, testada, ela **fracassa** como controle negativo, e o fracasso é instrutivo: valida empiricamente a decisão (até aqui apenas textual) de excluí-la.¹²

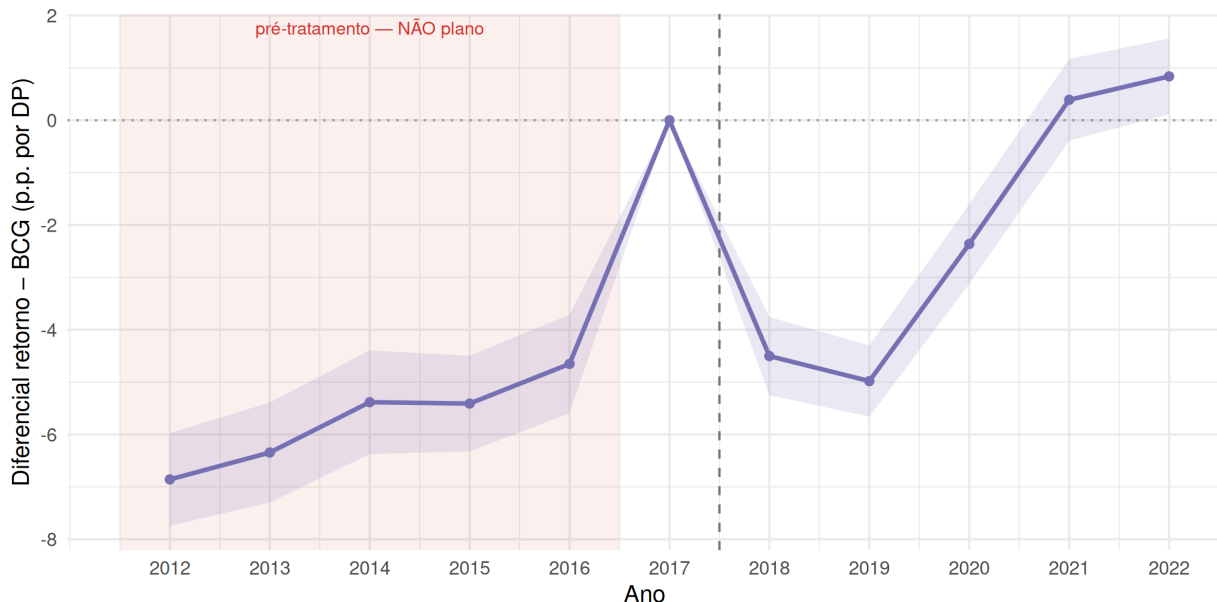


Figura 16: Estudo de evento do **diferencial retorno - BCG** (tripla diferença com a BCG como controle negativo; referência 2017; IC 95%; cluster por município). Ao contrário da Hepatite B ao nascer, o diferencial da BCG **já é fortemente negativo e em tendência no período pré-tratamento** (faixa sombreada, 2012–2016): a logística do frasco multidose (“dia da BCG”) contamina a série e inviabiliza a BCG como controle negativo — exatamente o motivo de sua exclusão a priori.

A Figura 16 mostra o resultado de forma clara. O diferencial **retorno - BCG não é plano** no pré-tratamento: os coeficientes de 2012–2016 já são fortemente negativos (de cerca de -7 a -4 p.p. por DP) e em **tendência descendente**, de modo que o teste conjunto de pré-tendências é **esmagadoramente rejeitado** ($p \approx 10^{-52}$). Mais: já na **austeridade** (2016–17) o diferencial da BCG é $-3,63$ p.p. por DP — fortemente negativo —, ao passo que, com a Hepatite B ao nascer, esse mesmo diferencial é nulo ou positivo (corpo, Tabela 1). E a análise de Rambachan–Roth, mesmo dispondo de **mais** períodos pré, **quebra cedo** (em $\bar{M} \approx 0,5$), porque a “pior violação pré-tratamento” é enorme. Em suma: a BCG troca **profundidade** de pré-período por **contaminação** — e a piora é tão grande que a estende invalidaria o controle negativo, não o reforçaria. A janela **curta, porém limpa**, da Hepatite B ao nascer é, com efeito, superior à janela **longa, porém suja**, da BCG; e o fracasso deste teste é a **validação empí-**

¹²A BCG é dose única ao nascer, mas seus frascos **multidose** (10–20 doses), uma vez reconstituídos, vencem em horas; para evitar desperdício, muitos municípios pequenos concentram a aplicação num “**dia da BCG**”, tornando sua cobertura **descontínua e ditada pela logística do frasco**, não pela decisão das famílias. Como o tipo de município que adota essa logística correlaciona-se com o perfil socioeconômico (e, portanto, com o bolsonarismo), a BCG **introduz** uma pré-tendência espúria no diferencial — o que a torna imprópria como controle negativo, embora útil como leitura **descritiva** da dose de nascimento (Apêndice H, H.7).

rica da escolha de excluí-la. A pré-janela curta permanece, honestamente, como limitação (a robustez do diferencial apoia-se nas tendências lineares municipais e nos placebos, não nas pré-tendências do estudo de evento isolado) — mas não há, nos dados disponíveis, controle negativo melhor que a dose de nascimento.

Apêndice I.8 — O teste direto do denominador: doses sobre um denominador SINASC comum

A objeção mais séria ao controle negativo é que as vacinas de **retorno** e a de **nascimento** usam **denominadores distintos** — população-alvo projetada pelo IBGE para as primeiras, nascidos vivos para a segunda —, de modo que o “cancelamento” do confundidor na tripla diferença seria uma **aproximação**, não uma identidade: as duas séries poderiam divergir por razões puramente de **denominador**. A objeção é testável de forma direta se recuperarmos o **numerador bruto de doses aplicadas** e reconstruirmos a cobertura de **ambos** os grupos sobre um **denominador idêntico**. Obtêm-se as doses aplicadas por município-ano-imunizante do **SI-PNI** (via Base dos Dados, tabela `br_ms_imunizacoes`) e divide-se cada série — retorno e Hepatite B ao nascer — pelos **nascidos vivos do SINASC**, o mesmo denominador para todos. Se a não-comparabilidade dos denominadores gerasse o resultado, o diferencial **desapareceria** sob denominador comum; se o resultado é real, ele **persiste**.

Tabela 23: O diferencial do controle negativo (fase × bolsonarismo × retorno) sob o denominador **original** (cobertura oficial, alvo IBGE para retorno e nascidos vivos para o nascimento) e sob um **denominador SINASC comum** (doses do SI-PNI ÷ nascidos vivos, idêntico para os dois grupos). O diferencial de 2018–2019 é **virtualmente inalterado** — não é artefato da não-comparabilidade dos denominadores. Na pandemia o diferencial, **já positivo** sob a cobertura oficial, apenas **se reduz** sob o denominador comum (permanecendo positivo), coerente com o choque de 2020–2022 ser de **registro na dose de nascimento**, e não de demanda.

Fase	Denom. original	Denom. SINASC comum	p (SINASC)
Eleição (2018)	-1,73	-1,74	< 0,001
Governo (2019)	-2,69	-2,50	< 0,001
Pandemia (2020–22)	2,49	2,01	< 0,001

O resultado (Tabela 23) é direto e tranquilizador. Sob o **denominador SINASC comum** aos dois grupos, o diferencial do controle negativo na **eleição de 2018** e no **governo de 2019** é **praticamente idêntico** ao da cobertura oficial — em 2019, $-2,50$ p.p. por DP, ante $-2,69$ no denominador original. A inflexão de demanda **não** decorre, portanto, da diferença entre o denominador IBGE (retorno) e o SINASC (nascimento): ela persiste quando **ambos** os grupos são medidos contra os mesmos nascidos vivos. Isto converte o “cancelamento aproximado”

do confundidor em um teste **direto** — e a tripla diferença passa. O diferencial da **pandemia**, por sua vez, já é **positivo** sob a cobertura oficial (+2,49 p.p. por DP) e **permanece positivo**, apenas **reduzindo-se**, sob o denominador comum (+2,01): em ambos os denominadores o sinal aponta para um choque de **registro/oferta na dose de nascimento** (que cai mais que o retorno na pandemia), e não de demanda. A ressalva honesta que resta é de **escala** — as doses do SI-PNI medem o numerador de cada série em sua própria unidade, e os níveis diferem entre grupos (absorvidos pelos efeitos fixos de vacina) —, mas a **direção e a significância** do achado central são robustas ao denominador, que era a objeção a enfrentar.

Apêndice I.9 — A dinâmica das duas séries é compatível? Pré-tendências padronizadas

Resolvida a questão do **denominador** (I.8), resta uma objeção mais fina: a Hepatite B ao nascer é uma série **mais ruidosa** e de **nível** mais baixo que as de retorno ([Apêndice B](#)), de modo que, mesmo com efeitos fixos de vacina absorvendo o nível, suas **dinâmicas** poderiam diferir e contaminar o contraste. Para auscultá-lo, **padroniza-se** cada série dentro da própria vacina (média 0, desvio-padrão 1) e reestima-se o estudo de evento da tripla diferença — agora o diferencial está em **desvios-padrão**, comparáveis entre grupos.

O resultado é **honesto, não triunfalista**. Padronizar **não** torna as duas séries idênticas: o diferencial pré-tratamento (2014–2016) **não é perfeitamente plano** — mas o desvio é **pequeno** (no máximo 0,14 DP) e de sinal **positivo**, ao passo que o efeito do tratamento é **negativo** (–0,05 DP em 2018 e –0,07 em 2019). A pré-tendência tem, portanto, sinal **oposto** ao do efeito: extrapolá-la preveria o diferencial **subindo**, de modo que a queda de 2018–2019 é uma **reversão genuína**, não a continuação de uma trajetória — o mesmo padrão (pré-gradiente positivo) que o placebo de 2014 já registrara. As duas séries não têm dinâmica idêntica, e seria desonesto afirmá-lo; mas a divergência pré-tratamento é **pequena e contrária ao efeito**, de sorte que **não pode gerá-lo**, e as **tendências lineares municipais** ([Apêndice E](#)) a absorvem com o diferencial sobrevivendo. Convém explicitar, para evitar a aparência de circularidade, que esse **pré-gradiente positivo é a mesma observação** que o confundidor de austeridade/*catch-up* já tratado à parte (a fase 2016–17 isolada, §4.3): não se trata de um argumento novo e independente, mas da releitura, agora em desvios-padrão, do fato de que os municípios bolsonaristas vinham **acima** do esperado antes de 2018 — o que apenas reforça que a inflexão de 2018–2019 é uma reversão, e não a sua continuação. Por fim, o achado **não depende do ano da emenda da tetravalente**: excluindo **2012 inteiro**, o diferencial de 2019 é –2,69 p.p. por DP ($p < 0,001$) — idêntico ao da amostra completa.

Apêndice I.10 — O canal de financiamento: transferências, UBS e salas de vacina

A hipótese de desmantelamento (H(b)) tem uma versão **financeira**, e não apenas administrativa: o programa de governo, de inspiração **liberal**, prometia conter o gasto social e desonerar o Estado — e o regime fiscal de austeridade (a Emenda Constitucional 95) já comprimia o financiamento do SUS (Vieira e Benevides 2016). Se esse discurso se traduzisse em **desfinanciamento da atenção básica**, ele apareceria nas **transferências federais** aos municípios. Testa-se diretamente, tomando como desfechos as **transferências do SUS** e as **transferências voluntárias** da União (painel município-ano, 2012–2019), além das **UBS** e das **salas de vacina** (estabelecimentos imunizadores do CNES).

Tabela 24: Desfechos de financiamento e infraestrutura em 2019 (efeito por DP de bolsonarismo; efeitos fixos de município; ≤ 2019). O **financiamento federal** (transferências do SUS e voluntárias) e as **UBS** por habitante **contraem-se** diferencialmente nos municípios bolsonaristas — sinal compatível com o regime de austeridade; mas a **camada que entrega a vacina** (cobertura da ESF, salas de vacina) **não recua**. Nenhum desses desfechos medeia a queda vacinal (I.3).

Desfecho	Efeito 2019 × Bols.	p	Direção
Transferências do SUS per capita (R\$)	-22,131	< 0,001	↓ contrai
Transferências voluntárias da União (log)	-0,074	< 0,001	↓ contrai
Cobertura da Atenção Básica (%)	0,274	0,119	↑/estável
Cobertura da ESF (%)	0,915	< 0,001	↑/estável
UBS por 10 mil hab.	-0,148	< 0,001	↓ contrai
Salas de vacina por 10 mil hab.	0,051	0,054	↑/estável

O quadro (Tabela 24) é **honesto e nuançado**, e é o que se esperaria caso o discurso liberal operasse pelo **financiamento**, não pela rede assistencial: em 2019, as **transferências federais do SUS per capita** e as **voluntárias caem** diferencialmente nos municípios bolsonaristas, e as **UBS** por habitante recuam — há, portanto, um sinal real de **contração do financiamento federal**, coerente com a austeridade. **Mas a camada que efetivamente entrega a vacina não acompanha**: a cobertura da **ESF** sobe, a da atenção básica é estável e as **salas de vacina** não recuam — os municípios absorveram a compressão financeira sem cortar a capacidade de imunizar. E, sobretudo, **nenhum** desses desfechos — nem o financiamento, nem a UBS — **medeia** a queda vacinal de 2019 (I.3). A versão **financeira** de H(b) tem, pois, um fundo de verdade no nível das transferências, mas **não chega** ao elo que importa para a vacinação; a queda continua a operar pela **demanda**. Vale, ainda, a ressalva de escala do [Apêndice J](#): mesmo a contração do financiamento é **diferencial**, não nacional — as transferências do SUS

per capita **subiram** no agregado, apenas crescendo **menos** nos municípios bolsonaristas.

Apêndice I.11 — Triangulação individual: o survey CARA-Democracia 2022

Convém ir do agregado ao indivíduo. A inferência deste artigo é ecológica — identifica um gradiente entre municípios, não entre pessoas (King 1997) —, e cabe perguntar se o elo existe também no nível individual. Os microdados da pesquisa CARA-Democracia 2022 (INCT-IDDC; *survey* domiciliar nacional)¹³ permitem testá-lo diretamente: numa regressão logística do endosso à crença de que “a vacina é perigosa” sobre o voto em Bolsonaro, líquido de religião, gênero, idade, raça, escolaridade, renda e região, o eleitor bolsonarista tem chance 1,8 vez maior de aderir ao antivacinismo (razão de chances de 1,82; IC 95% [1,46; 2,27]; $N = 1.728$); 56% dos bolsonaristas, contra 41% dos demais, endossam a crença. O gradiente municipal tem, portanto, um análogo individual: a disposição bolsonarista prediz a desconfiança vacinal pessoa a pessoa, e não apenas como média de contexto, o que mitiga — sem eliminar — a falácia ecológica, em linha com o que Gramacho et al. (2021) já mostravam para o endosso a afirmações falsas sobre a COVID. Duas ressalvas demarcam o alcance do elo: o item mede atitude sobre a vacina de COVID em 2022, não o comparecimento à vacinação infantil de rotina, e capta crença, não comportamento. É, assim, evidência do substrato disposicional — a (des)confiança que o desenho agregado infere —, e não a observação direta da decisão de levar a criança ao posto; mas fecha parte da distância entre o município e a pessoa que a inferência ecológica deixava em aberto.

Apêndice I.12 — Síntese do Apêndice

A antecipação dessas objeções metodológicas converge para um quadro coerente: o estimando TWFE é **convexo** (I.1), de modo que a heterogeneidade temporal não o vicia; o controle negativo **sobrevive** ao denominador SINASC comum (I.8) e tem pré-tendências padronizadas pequenas e de sinal oposto (I.9); a oferta **final** não medeia a queda nem nos pequenos municípios (I.3); o achado é estável à curva de especificação (I.4) e independe da era RNDs (I.6). Duas limitações permanecem **honestamente assumidas**, não fechadas: a não-separabilidade dos *spillovers* (I.5), que faz do estimando um efeito de **equilíbrio local**, e a pré-janela curta do controle negativo (I.7), para a qual a BCG — testada — não oferece substituto. O conjunto

¹³A CARA-Democracia 2022 (INCT-IDDC) é amostra probabilística estratificada por região com cotas (sexo, idade, escolaridade), 2.538 entrevistas presenciais. O modelo logístico usa $N = 1.728$ casos completos (perda de 32% por dados faltantes nas covariáveis); reporta-se a estimativa não ponderada, como no estudo companheiro (a base disponível não traz peso amostral pós-estratificação). Trata-se de evidência corroborativa de um substrato disposicional, não de identificação causal individual.

move a alegação central de “assumida” para “**testada**”, calibrando-a como demanda **predominante**, não única.

Apêndice J — A trajetória nacional dos desfechos: o gradiente não é a tendência do país

Este apêndice previne um mal-entendido que a leitura apressada dos coeficientes do corpo pode induzir. Quando se diz que, **em 2019**, a cobertura da ESF, a enfermagem da APS ou o gasto em saúde têm um **gradiente bolsonarista positivo**, isso **não** significa que essas dimensões “subiram por causa de Bolsonaro”, nem que subiram **no Brasil como um todo** naquele ano. O coeficiente é um **diferencial dentro do país**: como todos os modelos incluem **efeitos fixos de ano**, a trajetória nacional comum a todos os municípios — a alta ou a queda que atinge o país inteiro — é **descontada** antes de estimar o gradiente. O que sobra é a comparação **entre municípios no mesmo ano**: um sinal **positivo** quer dizer apenas que, *naquele ano e em relação à média nacional daquele ano*, os municípios mais bolsonaristas tinham **mais** daquele insumo (ou perderam **menos**); um sinal **negativo**, que tinham **menos**. A pergunta “o que aconteceu com o Brasil?” e a pergunta “onde, no Brasil, o desfecho foi pior?” são **distintas**, e suas respostas podem ter **sinais diferentes**.

A distinção é decisiva para não inverter a leitura substantiva. O caso mais importante é o próprio desfecho: a **cobertura vacinal de retorno caiu em todo o país** — de patamares próximos de 100% em 2012–2015 para cerca de 90% em 2019 e um vale de ~84% em 2021 (Figura 17). O gradiente bolsonarista **negativo** não diz que a vacinação caiu *só* onde Bolsonaro venceu; diz que ela caiu **mais** ali. Simetricamente, o gradiente **positivo** da oferta em 2019 não diz que a atenção básica melhorou *por causa* do governo: diz que a sua expansão secular — que ocorria **no Brasil inteiro** — **não foi diferencialmente revertida** nos municípios bolsonaristas. A Tabela 25 põe as duas leituras lado a lado para cada desfecho, e a Figura 17 mostra a trajetória nacional bruta de onde o efeito de ano é extraído.

Tabela 25: Trajetória **nacional** × **gradiente bolsonarista**, por desfecho. As três primeiras colunas numéricas são a média **nacional** do indicador (o que aconteceu com o Brasil); a última é o **diferencial** por DP de voto em 2019, líquido do efeito de ano (onde, no país, o desfecho foi relativamente pior ou melhor). Sinais nas duas leituras podem divergir: a vacinação caiu **no país** e caiu **mais** onde o bolsonarismo é forte; a oferta **subiu no país** e não foi diferencialmente revertida nos municípios bolsonaristas (gradiente positivo). Transferências: série ≤2019.

Brasil — média nacional

Difer. (por DP)

Bloco	Desfecho	≤2015	2019	2020–22	Tendência	Gradiente 2019
Cobertura vacinal (desfecho)	Cobertura retorno (%)	98,9	90,6	89,0	↓ cai	-2,45
Cobertura vacinal (desfecho)	Cobertura nascimento — Hep. B (%)	59,6	74,6	69,8	↑ sobe	1,51
Oferta assistencial	Cobertura ESF (%)	85,7	89,4	87,5	↑ sobe	1,29
Oferta assistencial	Cobertura AB (%)	90,0	92,7	92,1	↑ sobe	0,53
Oferta assistencial	Enfermagem APS / 10 mil hab.	5,11	6,06	7,55	↑ sobe	0,06
Oferta assistencial	UBS / 10 mil hab.	4,48	4,65	4,82	↑ sobe	-0,15
Oferta assistencial	ACS / 10 mil hab.	22,38	22,35	22,77	≈ estável	-0,46
Financiamento	Gasto em saúde p/ hab. (R\$, def.)	906	1.024	1.161	↑ sobe	31,3
Financiamento	Transf. SUS p/ hab. (R\$)	186	301	—	↑ sobe	-22,1

A leitura conjunta da Tabela 25 e da Figura 17 desfaz qualquer paradoxo aparente. **Primeiro**, a cobertura de retorno: cai no país (de ~99% na base para 91% em 2019) e cai mais onde o bolsonarismo é forte (gradiente -2,45 p.p. por DP) — as duas leituras **concordam**, e é por isso que a frase “o bolsonarismo derrubou a vacina” é verdadeira. **Segundo**, e é o ponto que mais facilmente engana: a oferta assistencial **expandiu-se no Brasil inteiro** ao longo da década — a cobertura da ESF sobe de ~83% para ~89% e a enfermagem da APS cresce de forma sustentada —, e essa expansão **não foi diferencialmente cortada** nos municípios bolsonaristas (daí o gradiente **positivo** em 2019). O gradiente positivo é, portanto, uma afirmação **modesta e correta** — “a rede que entrega a vacina não foi desmontada onde o bolsonarismo venceu” —, e **não** a afirmação implausível de que o governo de 2019 teria *melhorado* a atenção básica. **Terceiro**, mesmo o sinal de austeridade é, antes de tudo, **diferencial**: as transferências federais do SUS *per capita* **subiram** no agregado nominal (de R\$ 186 para R\$ 301), mas cresceram **menos** nos municípios bolsonaristas (gradiente -22,1 R\$ por DP) — uma contração **relativa**, não um colapso nacional do financiamento. Em suma: a refutação de H(b) na forma forte **não** repousa sobre a ideia de que a oferta melhorou no país, e sim sobre dois fatos compatíveis entre si — a oferta seguiu sua expansão secular e não foi diferencialmente desmantelada onde a vacina mais caiu —, ao passo que a queda vacinal é, ela própria, **nacional e diferencialmente bolsonarista**.

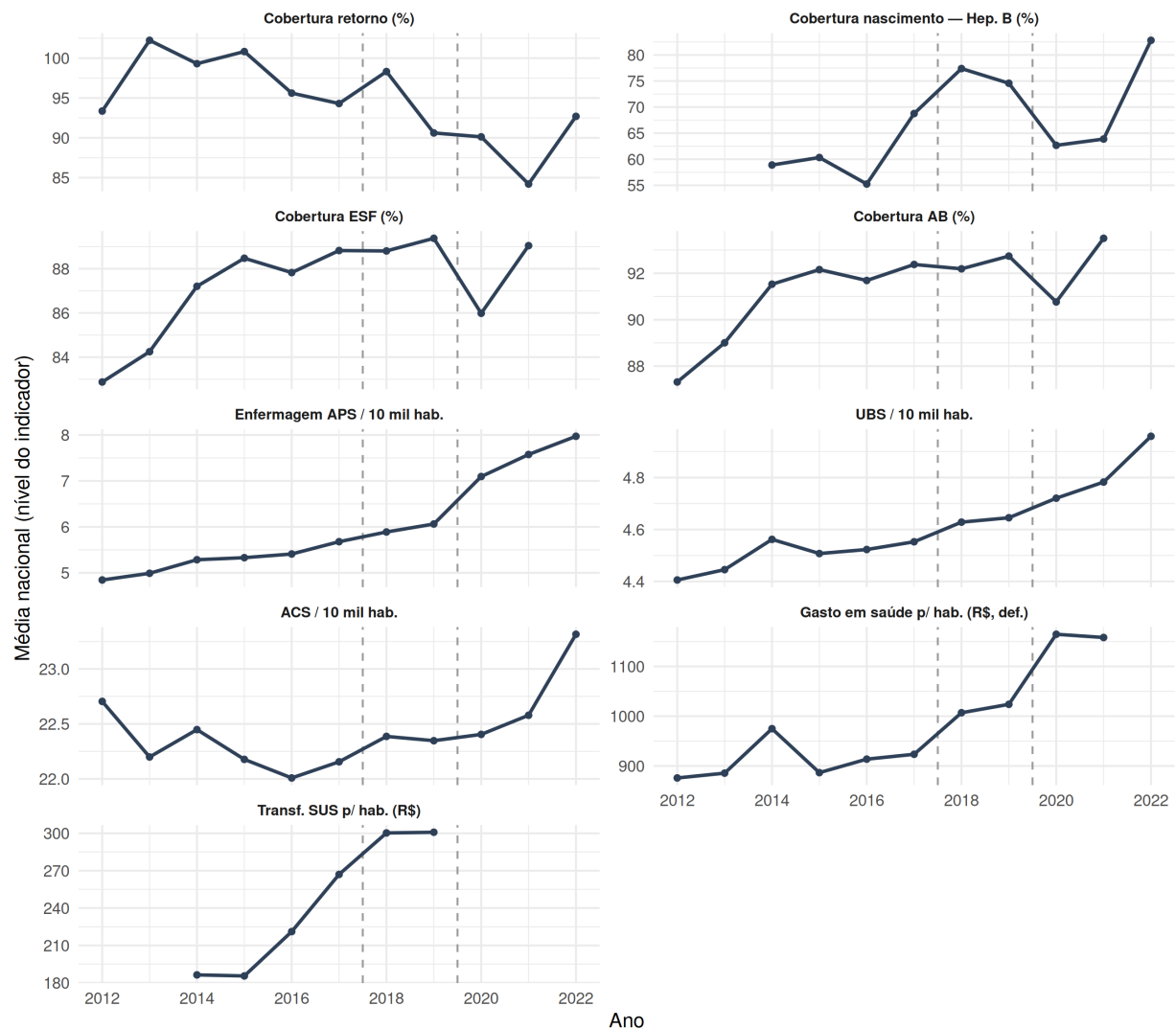


Figura 17: Trajetória **nacional** (média municipal não ponderada, por ano) dos desfechos do estudo, 2012–2022. São as séries das quais os efeitos fixos de ano do corpo extraem o componente comum; o gradiente bolsonarista é estimado sobre o que **resta** depois de removida esta trajetória. A cobertura vacinal de **retorno** desaba no país inteiro; a oferta assistencial (ESF, AB, enfermagem) e o gasto em saúde **sobem** ao longo da década; UBS e ACS por habitante são aproximadamente estáveis no agregado. Fontes: SI-PNI/DATASUS (cobertura), IEPS/Base dos Dados (ESF, AB, gasto deflacionado), CNES (enfermagem, UBS, ACS), Siga Brasil/Tesouro (transferências). Linhas tracejadas: 2018 e 2019.

Apêndice K — Declaração de disponibilidade dos dados de pesquisa

O estudo é **reprodutível**¹⁴ e segue princípios de **ciência aberta**. Todas as fontes são públicas: SI-PNI/DATASUS (coberturas), TSE (votação), PNUD/Atlas e IBGE (covariáveis), e-Gestor/CNES/IEPS/FINBRA (oferta). Parte das bases foi acessada via **Base dos Dados** ([ba-sedosdados.org](https://sedosdados.org)). O documento-fonte (.qmd) contém o código de leitura, limpeza, exclusão de outliers e estimação de todos os modelos e figuras. O **material suplementar** — apêndices de robustez e os artigos completos (enxuto e estendido) — está disponível em: https://gitlab.com/vpeixoto1981/efeitos_bolsonarismo_pni.

¹⁴**Uso de inteligência artificial.** IA generativa (Claude, Anthropic) foi utilizada **exclusivamente como assistente de código** (sintaxe do `fixest`, organização dos scripts) e na **revisão de redação**. Não foi usada para gerar dados, resultados ou interpretações. Os autores assumem **total responsabilidade** pela formulação do problema, pelas especificações estatísticas e por todas as conclusões.

Este preprint foi submetido sob as seguintes condições:

- Os autores declaram que os necessários Termos de Consentimento Livre e Esclarecido de participantes ou pacientes na pesquisa foram obtidos e estão descritos no manuscrito, quando aplicável.
- Os autores declaram que a elaboração do manuscrito seguiu as normas éticas de comunicação científica.
- Os autores declaram que estão cientes que são os únicos responsáveis pelo conteúdo do preprint e que o depósito no SciELO Preprints não significa nenhum compromisso de parte do SciELO, exceto sua preservação e disseminação.
- Os autores declaram que os dados, aplicativos e outros conteúdos subjacentes ao manuscrito estão referenciados.
- O manuscrito depositado está no formato PDF.
- Os autores declaram que a pesquisa que deu origem ao manuscrito seguiu as boas práticas éticas e que as necessárias aprovações de comitês de ética de pesquisa, quando aplicável, estão descritas no manuscrito.
- Os autores declaram que uma vez que um manuscrito é postado no servidor SciELO Preprints, o mesmo só poderá ser retirado mediante pedido à Secretaria Editorial do SciELO Preprints, que afixará um aviso de retratação no seu lugar.
- Os autores concordam que o manuscrito aprovado será disponibilizado sob licença [Creative Commons CC-BY](#).
- O autor submissor declara que as contribuições de todos os autores e declaração de conflito de interesses estão incluídas de maneira explícita e em seções específicas do manuscrito.
- Os autores declaram que o manuscrito não foi depositado e/ou disponibilizado previamente em outro servidor de preprints ou publicado em um periódico.
- Caso o manuscrito esteja em processo de avaliação ou sendo preparado para publicação mas ainda não publicado por um periódico, os autores declaram que receberam autorização do periódico para realizar este depósito.
- O autor submissor declara que todos os autores do manuscrito concordam com a submissão ao SciELO Preprints.