

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

Fechamento de escolas e validade composicional do Ideb das redes municipais brasileiras

Renan Pieri

<https://doi.org/10.1590/SciELOPreprints.17724>

Submetido em: 2026-08-29

Postado em: 2026-09-17 (versão 1)

(AAAA-MM-DD)

Fechamento de escolas e validade composicional do Ideb das redes municipais brasileiras

Renan Pieri*

Escola de Administração de Empresas de São Paulo,
Fundação Getúlio Vargas (FGV EAESP), São Paulo, SP, Brasil

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3337-7950>

31 de agosto de 2026

Resumo

O fechamento de escolas é decisão administrativa frequente nas redes municipais brasileiras e responde por parcela material da consolidação da oferta nos anos iniciais. Este artigo examina o que o IDEB da rede mede quando essa consolidação ocorre, em painel de 5.597 municípios entre 2007 e 2023, combinando diferenças em diferenças com decomposição da variação do indicador. O efeito do fechamento sobre o IDEB da rede é positivo e concentrado no segmento rural (ATT de 0,14 ponto, contra estimativa não distinguível de zero para fechamentos urbanos). Nesse segmento, porém, a variação do IDEB entre 2007 e 2019 é quase inteiramente atribuível à recomposição do conjunto de escolas avaliadas: o componente intra-escola responde por 2% da variação, contra 71% no agregado total. Em paralelo, quanto mais escolas o município fecha, maior a dispersão do IDEB entre as escolas remanescentes, maior o gap urbano-rural e menor a matrícula municipal. O IDEB agregado da rede, lido isoladamente, não sustenta inferência sobre qualidade da rede onde houve consolidação da oferta rural; seu uso para responsabilização exige reportar a decomposição entre parcela intra-escola e parcela composicional.

Palavras-chave: IDEB; fechamento de escolas; responsabilização; validade do indicador; redes municipais.

*Os erros remanescentes são de responsabilidade exclusiva do autor.

Title. School closures and the compositional validity of IDEB in Brazilian municipal school networks

Abstract. School closures are a frequent administrative decision in Brazilian municipal school networks and account for a material share of the consolidation of school supply in the lower grades of primary education. This paper asks what network IDEB measures when that consolidation takes place, using a panel of 5,597 municipalities between 2007 and 2023 and combining difference-in-differences with a decomposition of the change in the indicator. The effect of closures on network IDEB is positive and concentrated in the rural segment (ATT of 0.14 points, against an estimate indistinguishable from zero for urban closures). Within that segment, however, the change in IDEB between 2007 and 2019 is almost entirely attributable to recomposition of the set of assessed schools: the within-school component accounts for 2% of the change, against 71% in the overall aggregate. At the same time, the more schools a municipality closes, the larger the dispersion of IDEB across remaining schools, the larger the urban-rural gap and the lower total municipal enrollment. Read on its own, network IDEB does not support inference about network quality where rural supply has been consolidated; using it for accountability requires reporting the decomposition between the within-school and the compositional components.

Keywords: IDEB; school closures; accountability; indicator validity; municipal networks.

Classificação JEL: I22, I24, H75.

1 Introdução

A literatura internacional de *school accountability* discute, desde a formulação clássica da chamada Lei de Campbell (Campbell, 1979), a tensão associada ao uso de indicadores quantitativos para tomada de decisão social: quanto mais um indicador passa a ser usado para responsabilizar agentes, maior é a pressão para que o próprio indicador seja moldado pelas respostas dos agentes regulados. Aplicada ao setor educacional, essa tensão motiva agenda extensa de estudos sobre como sistemas de avaliação induzem respostas estratégicas de escolas e gestores (Figlio; Loeb, 2011; Koretz, 2017).

A tradição brasileira de administração pública oferece a tradução institucional desse problema. Campos (1990) introduz no debate nacional a difícil operação do conceito de *accountability* no setor público, retomado por Pinho e Sacramento (2009) e aprofundado por Ceneviva e Farah (2012) na conexão entre avaliação de desempenho, divulgação pública de indicadores e mecanismos de responsabilização da gestão. Nessa tradição, indicadores agregados de desempenho cumprem dupla

função: informam o cidadão sobre o resultado da política e disciplinam, formal ou informalmente, a ação dos gestores responsáveis pela sua execução.

No caso da educação básica brasileira, o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), criado em 2007, ocupa lugar central nesse desenho institucional. O indicador combina a média padronizada de proficiência em Língua Portuguesa e Matemática do SAEB com uma medida de fluxo escolar e é publicado bienalmente por escola e por rede; o ciclo oficial de metas, definido pelo Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação (Decreto nº 6.094 de 2007) e incorporado à Meta 7 do Plano Nacional de Educação 2014–2024 (Lei nº 13.005 de 2014), foi projetado para o período 2007–2021 (Fernandes, 2007; Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, 2007). Excepcionalmente, a edição 2023 do IDEB foi divulgada sem metas estipuladas, e um grupo técnico do INEP foi instituído em janeiro de 2024 para subsidiar a definição de novas trajetórias. Mais do que diagnóstico, o IDEB adquiriu função de instrumento de responsabilização com consequência política para o gestor municipal: Firpo *et al.* (2017) estimam, em painel de municípios, que um aumento de um ponto no IDEB entre 2005 e 2007 elevou em cerca de cinco pontos percentuais a probabilidade de reeleição do prefeito, com magnitude mais intensa em municípios de menor renda.¹

Nesse sentido, uma pergunta que importa para o desenho de sistemas de avaliação no setor público é: quando um indicador agregado de desempenho melhora, o que exatamente está sendo medido? A questão se torna concreta no caso brasileiro porque o IDEB da rede municipal não é a média dos IDEBs das escolas que a compõem. Conforme Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2007) e Fernandes (2007), a fórmula oficial é aplicada à rede como um todo, com proficiência calculada sobre o conjunto empilhado dos alunos avaliados pelo SAEB e taxas de aprovação agregadas por série. Logo, alterar quem entra no conjunto avaliado pode mover o indicador da rede sem que tenha havido melhora de aprendizagem nas escolas remanescentes. A decisão administrativa de fechar, paralisar ou consolidar escolas é uma das ações disponíveis ao gestor que potencialmente modifica esse conjunto.

O fechamento de escolas é um fenômeno de incidência material no Brasil. A consolidação da oferta escolar municipal teve início nos anos 1990, com forte redução no estoque de escolas rurais a partir da municipalização do ensino fundamental, e seguiu ativa nas duas últimas décadas. Entre 2007 e 2023, foram fechadas no Brasil

¹Em desenho complementar com regressão em descontinuidade no entorno do limiar de cumprimento da meta, Toral (2021) encontra direção oposta: sinais de qualidade escolar reduzem o apoio eleitoral ao incumbente local, o que se interpreta como leitura, por parte do eleitorado, de prioridade alocativa da gestão com trade-off frente a outros serviços públicos. Os dois resultados, ainda que aparentemente conflitantes, dialogam por meio do mecanismo de sinalização do IDEB para o eleitor e reforçam que o indicador é lido como atributo da gestão da rede.

cerca de 47 mil escolas municipais que ofereciam anos iniciais do ensino fundamental em algum momento do período, com média anual da ordem de três mil escolas e concentração em escolas rurais de pequena matrícula.² O município mediano da rede municipal acumula 12 fechamentos no período, com média geral de 21 e média de 24 entre os municípios que fecharam ao menos uma escola.

A literatura empírica de *school accountability* documenta, com identificação cuidadosa, formas concretas em que essas respostas estratégicas se materializam: reclassificação de alunos para fora do conjunto avaliado (Figlio; Getzler, 2006; Cullen; Reback, 2006), foco em alunos próximos do limiar de proficiência (Neal; Schanzenbach, 2010; Reback, 2008) e, em casos extremos, comportamento fraudulento (Jacob; Levitt, 2003; Jacob, 2005). No caso brasileiro, Camargo *et al.* (2018) examinam respostas de escolas privadas à divulgação de notas do Enem. O fechamento de escolas, foco do presente trabalho, é objeto de estudos como Brummet (2014), Engberg *et al.* (2012) e Torre e Gwynne (2009), em geral concentrados em efeitos sobre o aluno deslocado; a leitura distributiva proposta por Tieken e Auldrige-Reveles (2019) sublinha que a incidência dos fechamentos tende a recair sobre comunidades pobres e rurais.

O presente artigo investiga, com dados em painel das redes municipais brasileiras, em que medida a melhora do IDEB agregado associada ao fechamento de escolas entre 2007 e 2023 corresponde a mudanças no componente intra-escola das remanescentes e em que medida corresponde à mecânica de recomposição do conjunto de escolas avaliadas. O enquadramento, portanto, não é o de avaliar a deseabilidade administrativa do fechamento de escolas, e sim o de discutir a validade do indicador agregado como instrumento de responsabilização da gestão municipal. Por validade entende-se aqui a validade composicional do indicador, ou seja, a decomposição da variação agregada do IDEB entre componente intra-escola das remanescentes e canal de recomposição do conjunto avaliado; a validade externa, no sentido de correspondência entre o IDEB agregado e a aprendizagem real no nível do aluno, exige microdados do SAEB no nível do aluno e é objeto da agenda delineada na Seção 6. A base de dados combina o Censo Escolar, o SAEB, o IDEB, os Indicadores Educacionais do INEP, o Censo Demográfico do IBGE para variáveis demográficas e socioeconômicas municipais e as Finanças do Brasil (FINBRA/STN) para receita e despesa em educação, em painel municipal cuja janela analítica cobre 2007 a 2023, com totalização de 5.597 redes municipais nos anos iniciais do ensino fundamental. A análise se organiza em duas etapas, referidas adiante como **análise do efeito agregado** e **análise distributiva**: a primeira examina a magnitude e a decompo-

²A série de 2007 a 2010 não consta dos microdados raw do Censo Escolar disponibilizados em formato CSV pelo INEP, que registram apenas escolas com situação ativa nesses anos. A contagem usada neste artigo combina a série registrada em 2011–2023 com inferência por desaparecimento da escola no painel municipal nos quatro anos do gap.

sigão do efeito sobre o IDEB agregado da rede; a segunda examina as consequências do fechamento sobre desigualdade entre escolas remanescentes e sobre acesso da rede.

A estratégia empírica combina modelos de diferenças em diferenças, decomposições do indicador e análises distributivas. Estima-se a média do efeito do fechamento sobre o IDEB agregado por diferenças em diferenças com efeitos fixos de município e ano, tanto com dose contínua (Callaway *et al.*, 2024) quanto com a especificação binária de Callaway e Sant’Anna (2021). Decompõe-se a variação do IDEB aproximado da rede em parcelas intra-escola, de composição em peso de matrícula, de entradas e de saídas, em formulação identitária. Aplica-se a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) para diferenças de médias e a decomposição com regressões na função de influência recentrada de Firpo *et al.* (2009, 2018) para a distribuição do IDEB no nível da escola. Por fim, avalia-se o efeito do fechamento sobre indicadores de desigualdade entre escolas e sobre indicadores de acesso e fluxo da rede municipal.

Os resultados principais podem ser sintetizados em três pontos. Primeiro, o coeficiente do TWFE com dose contínua é de 0,006 ponto por escola fechada acumulada, estatisticamente significativo a 1%, o que implica variação de cerca de 0,07 ponto no IDEB da rede para o município mediano (12 fechamentos), de 0,13 ponto para a média geral (21 fechamentos) e de 0,14 ponto para a média entre os municípios que fecharam pelo menos uma escola (24 fechamentos); o estimador de Callaway e Sant’Anna (2021) produz, no agregado, ATT de 0,08 ponto. Segundo, a heterogeneidade entre fechamentos rurais e urbanos é marcada. O ATT do estimador de Callaway e Sant’Anna (2021) restrito a tratamento rural é de 0,14 ponto e estatisticamente significativo, enquanto o ATT restrito a tratamento urbano é próximo de zero e não significativo; na decomposição identitária sobre o subconjunto rural, o componente intra-escola é praticamente nulo, e a variação do IDEB aproximado decorre quase inteiramente da entrada de escolas com IDEB mais alto, da saída de escolas com IDEB mais baixo e do reequilíbrio de pesos no painel fixo. Terceiro, a dose acumulada de fechamento amplia a dispersão do IDEB entre escolas remanescentes, amplia o gap urbano-rural entre escolas municipais e reduz a matrícula municipal total: quanto mais escolas o município fecha, maior é cada um desses efeitos distributivos.

O artigo contribui para quatro literaturas. Conecta-se à literatura internacional de *school accountability* ao documentar, no caso brasileiro, que o canal de composição do conjunto avaliado responde por parcela material do ganho agregado do indicador, em paralelo aos canais já documentados em outros sistemas (Figlio; Loeb, 2011; Koretz, 2017). Conecta-se à tradição brasileira de administração pública sobre *accountability* e responsabilização (Campos, 1990; Pinho; Sacramento, 2009; Ceneviva; Farah, 2012) ao tratar o IDEB como caso concreto de indicador

agregado de alto risco e ao discutir as condições sob as quais sua leitura para fins de gestão pública pode confundir o que se quer medir. Conecta-se à literatura sobre fechamento e consolidação escolar (Brummet, 2014; Engberg *et al.*, 2012; Beuchert *et al.*, 2018; Larsen, 2020) ao analisar não apenas o efeito sobre o aluno deslocado, fora do escopo desta base, mas o efeito sobre o indicador agregado da rede e sua decomposição, com atenção específica ao recorte rural. Conecta-se, por fim, à literatura sobre desigualdade educacional (Tieken; Auldrige-Reveles, 2019; Soares; Xavier, 2013) ao mostrar que o ganho de IDEB agregado convive com ampliação da dispersão entre escolas remanescentes e com redução de acesso para o segmento atingido.

Cabe declarar, já na introdução, o que o artigo não faz. A base utilizada é em painel de redes e de escolas; o artigo não usa microdados de aluno e, portanto, não estima efeitos individuais sobre aprendizagem, evasão ou trajetórias educacionais de alunos deslocados pelo fechamento. A contribuição empírica é avaliar como o indicador agregado da rede responde ao fechamento e como essa resposta se distribui entre componente intra-escola, recomposição do conjunto avaliado, acesso e equidade entre escolas. Além disso, a decomposição do IDEB da rede em parcelas intra e composicional opera sobre a aproximação ponderada do indicador pela média das escolas e sob covariáveis observáveis; uma validação fina exige replicação direta da fórmula via microdados do SAEB no nível do aluno, em linha com a agenda de pesquisa delineada na Seção 6. A organização do trabalho se dá da seguinte forma. Na Seção 2, apresenta-se o referencial teórico. Na Seção 3, formaliza-se o problema do indicador. Na Seção 4, descreve-se a estratégia empírica. Na Seção 5, apresentam-se e discutem-se os resultados, com destaque para a heterogeneidade rural-urbana. Conclui-se na Seção 6.

2 Referencial teórico

2.1 Responsabilização e accountability no setor público

A literatura brasileira de administração pública vem discutindo o conceito de *accountability* desde Campos (1990), que problematizou a ausência, no português brasileiro, de uma palavra que traduzisse a ideia anglo-saxônica de prestação de contas com responsabilização. Duas décadas depois, Pinho e Sacramento (2009) revisitaram o texto fundador e mostraram que, embora o conceito tenha se consolidado no debate acadêmico e na prática institucional brasileira, sua aplicação continua restrita por limitações culturais, políticas e de desenho dos instrumentos de controle. A noção operacional adotada neste trabalho é a de prestação de contas com consequências, isto é, mecanismos institucionais que vinculam a divulgação

de informação sobre desempenho a sanções ou recompensas, formais ou informais, sobre os responsáveis pela política.

A discussão específica sobre avaliação educacional e responsabilização no setor público aparece em Ceneviva e Farah (2012), que tratam dos sistemas de avaliação como instrumentos para reduzir a assimetria de informação entre cidadãos, políticos e burocratas. Os autores observam que a efetividade desses sistemas não depende apenas das características técnicas da avaliação, mas também do desenho da divulgação e da dinâmica política dos atores envolvidos. Em paralelo, Faria *et al.* (2008) ilustram, no debate da *Revista de Administração Pública*, o uso recorrente de indicadores agregados municipais em educação para diagnóstico de eficiência da gestão, ainda que sem discutir explicitamente a validade desses indicadores enquanto medidas de qualidade educacional.

2.2 School accountability e o gaming de indicadores

A literatura econômica sobre *school accountability* sistematiza a tensão entre o efeito incentivo das políticas de responsabilização escolar e suas consequências não intencionais. Figlio e Loeb (2011) oferecem revisão consolidada do campo: políticas de responsabilização tendem a produzir efeitos positivos sobre o desempenho médio, em especial em matemática, mas também induzem comportamentos estratégicos das escolas. Dee e Jacob (2011) estimam, em desenho de série temporal interrompida comparativa, que o programa estadunidense *No Child Left Behind* elevou o desempenho em matemática do quarto e do oitavo ano em cerca de 0,23 desvio-padrão até 2007, sem efeito análogo em leitura.

A face mais documentada do gaming é a manipulação da composição do conjunto avaliado. Figlio e Getzler (2006), com dados da Flórida, mostram que escolas reclassificaram alunos de baixo desempenho em categorias de necessidades especiais, retirando-os do conjunto avaliado para o sistema de responsabilização. Cullen e Reback (2006) encontram padrão análogo no Texas. Jacob (2005) documenta, em Chicago, aumento concomitante de alocação em educação especial, exclusão de alunos no dia do teste e retenção preventiva em séries não avaliadas. Jacob e Levitt (2003) estimam, no extremo, que fraude direta de professores ou administradores ocorre em pelo menos quatro a cinco por cento das salas de aula do ensino fundamental por ano em Chicago, com resposta forte a variações pequenas de incentivos.

Uma segunda face do gaming é a desigualdade do ganho. Neal e Schanzenbach (2010) mostram que sistemas baseados em contagem de alunos proficientes induzem escolas a concentrar atenção em alunos próximos do limiar de proficiência. Em Chicago, os ganhos pós-reforma concentraram-se nos alunos das decis intermediárias da distribuição, enquanto alunos de mais baixo e de mais alto desempenho pratica-

mente não melhoraram. Reback (2008) confirma esse padrão com dados em painel do Texas e mapeia explicitamente os incentivos heterogêneos enfrentados por cada escola. Koretz (2017) oferece síntese crítica do conjunto da evidência estadunidense, com discussão das implicações da Lei de Campbell para a política de testes de alto risco.

No caso brasileiro, Camargo *et al.* (2018) exploram uma descontinuidade nas regras de divulgação das notas do Enem para identificar respostas das escolas à divulgação pública de indicadores de qualidade. Os autores não encontram efeito sobre composição de alunos nem sobre insumos observáveis das escolas públicas, mas registram elevação das notas médias em escolas privadas, sugerindo que o canal de resposta depende dos incentivos específicos enfrentados pelos gestores.

2.3 Fechamento e consolidação de escolas

A literatura sobre fechamento de escolas combina estudos de efeitos sobre desempenho, sobre acesso e sobre equidade. Do lado do desempenho, Brummet (2014) analisa mais de duzentos fechamentos em Michigan e encontra queda imediata de notas, seguida de recuperação e, em alguns horizontes, ganhos modestos. Engberg *et al.* (2012) mostram, com dados de um distrito urbano que usou o desempenho como critério para selecionar escolas a fechar, que o efeito sobre o aluno deslocado depende fortemente da qualidade da escola receptora. Torre e Gwynne (2009) acompanham alunos deslocados pelo fechamento de 44 escolas em Chicago entre 2001 e 2006 e observam que, como a maioria foi realocada para escolas também de baixo desempenho, o efeito médio sobre desempenho é pequeno, com disrupção temporária no período próximo ao fechamento. Beuchert *et al.* (2018) encontram, em consolidações na Dinamarca, efeitos adversos de curto prazo concentrados em alunos expostos ao fechamento de sua escola e em alunos de escolas originalmente pequenas, com enfraquecimento ao longo do tempo.

Do lado do acesso e da trajetória, Larsen (2020) examina fechamentos de escolas de ensino médio em Milwaukee e documenta queda de frequência e redução da probabilidade de conclusão do ensino médio e de ingresso na faculdade. Tieken e Auldridge-Reveles (2019) propõem leitura abrangente em que o fechamento de escolas é tratado como injustiça espacial: a distribuição dos fechamentos não é aleatória e tende a recair de forma desproporcional sobre comunidades pobres e de minorias, com efeitos negativos sobre alunos, famílias e a instituição comunitária. Essa leitura distributiva conecta-se diretamente à análise distributiva apresentada na Seção 5.

2.4 O Ideb e sua validade como medida de qualidade

A construção do IDEB está documentada em Fernandes (2007) e na nota técnica oficial (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, 2007). O índice é o produto de um componente de proficiência padronizada na escala de 0 a 10 e de um componente de rendimento, definido como o inverso do tempo médio para conclusão de uma série da etapa de ensino, calculado a partir das taxas de aprovação por série. Soares e Xavier (2013) oferecem leitura crítica brasileira mais detalhada, descrevendo os algoritmos de construção e discutindo a concepção de qualidade e equidade embutida no indicador. A leitura conjunta dessas três referências permite identificar duas características que se tornam centrais para o presente trabalho. Primeiro, o IDEB da rede não é a média dos IDEBs das escolas: a fórmula é aplicada à rede como um todo, a partir de dados agrupados de proficiência e de rendimento. Segundo, qualquer mudança na composição do conjunto de alunos que entra no cálculo da rede, inclusive a induzida por fechamento de escolas, afeta diretamente o indicador.

A literatura empírica brasileira sobre desempenho escolar das redes municipais nessas avaliações oferece referências para calibrar a leitura dos próprios componentes do IDEB. Pietra *et al.* (2020) examinam o desempenho do Brasil no PISA 2015 e documentam queda sistemática de acertos ao longo da prova, abrindo discussão sobre a interpretação das médias divulgadas. Hirata *et al.* (2022) simulam o efeito do Fundeb sobre o gasto por aluno e indicadores de desempenho das redes municipais e encontram redução expressiva na desigualdade de gasto sem reflexo equivalente em qualidade educacional, padrão consistente com a tensão entre indicadores agregados e movimentos composicionais discutida neste artigo. Marioni *et al.* (2020), em painel longitudinal, identificam efeito de características dos professores sobre desempenho dos alunos, sinalizando que parte do que se interpreta como qualidade da rede responde a heterogeneidade intra-escola observável. As três contribuições informam a leitura dos canais intra-escola e composicional que organizam a próxima seção.

A institucionalização do IDEB como parâmetro de gestão pública ocorreu em duas etapas legais. O Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação, instituído pelo Decreto nº 6.094 de 24 de abril de 2007, definiu o IDEB como indicador oficial de monitoramento da qualidade da educação básica e vinculou a adesão dos entes federados ao Plano de Ações Articuladas (PAR) à definição de metas bienais para escolas, redes e unidades da federação, projetadas para o ciclo 2007–2021. Em seguida, o Plano Nacional de Educação 2014–2024, aprovado pela Lei nº 13.005 de 25 de junho de 2014, incorporou o IDEB à Meta 7, fixando trajetórias nacionais por etapa do ensino até 2021. Encerrado o ciclo, o INEP divulgou em agosto de 2024 a edição 2023 do IDEB sem metas estipuladas, sinalizando que a definição de no-

vas trajetórias depende dos trabalhos do Grupo Técnico Novo IDEB, instituído em janeiro de 2024. Ainda durante o ciclo 2007–2021, o IDEB passou a operar simultaneamente como indicador de monitoramento, como parâmetro de transferências e apoio técnico do governo federal às redes e como métrica de *accountability* política diante do eleitorado municipal, conforme documentado por Firpo *et al.* (2017). Essa tripla função agrava as condições apontadas pela Lei de Campbell (Campbell, 1979) no caso brasileiro.

Em conjunto, a literatura discutida nesta seção motiva a pergunta de pesquisa do artigo. A literatura de *accountability* mostra que indicadores de alto risco induzem respostas estratégicas, em particular via composição do conjunto avaliado. A literatura sobre fechamento de escolas mostra que esse é um instrumento disponível para gestores e que sua incidência tende a ser desigualmente distribuída. A literatura brasileira sobre o IDEB oferece tanto a definição operacional do indicador, indispensável para formalizar o problema, quanto a evidência de que o IDEB tem consequência política concreta para o prefeito (Firpo *et al.*, 2017). O caso brasileiro reúne os elementos necessários para examinar, com dados em painel, em que medida o ganho de IDEB associado ao fechamento de escolas reflete componente intra-escola das remanescentes ou recomposição do conjunto avaliado.

3 O Ideb e a composição do conjunto de escolas avaliadas

A formulação do IDEB esclarece o problema do indicador. Para uma unidade j (escola ou rede) na onda bienal i , o IDEB é definido como o produto de uma componente de proficiência padronizada e de uma componente de rendimento:

$$\text{IDEB}_{ji} = N_{ji} \cdot P_{ji}, \quad 0 \leq N_{ji} \leq 10, \quad 0 \leq P_{ji} \leq 1. \quad (1)$$

A componente de proficiência N_{ji} é a média padronizada das proficiências em Língua Portuguesa e Matemática do SAEB, com padronização linear ancorada nos parâmetros da escala SAEB de 1997:

$$N_{ji} = \frac{1}{2} (n_{ji}^{\text{LP}} + n_{ji}^{\text{Mat}}), \quad n_{ji}^{\alpha} = \frac{S_{ji}^{\alpha} - S_{\text{inf}}^{\alpha}}{S_{\text{sup}}^{\alpha} - S_{\text{inf}}^{\alpha}} \cdot 10, \quad (2)$$

em que S_{ji}^{α} é a proficiência média não padronizada da unidade j na disciplina α na onda i e $S_{\text{inf}}^{\alpha}, S_{\text{sup}}^{\alpha}$ são os limites de truncamento da escala. A componente de rendimento P_{ji} é o inverso da média harmônica das taxas de aprovação por série da

etapa avaliada, definida como

$$P_{ji} = \frac{1}{T_{ji}}, \quad T_{ji} = \frac{1}{n} \sum_{r=1}^n \frac{1}{p_r}, \quad (3)$$

em que p_r é a taxa de aprovação da r -ésima série e n é o número de séries da etapa.

O ponto central, registrado tanto na nota técnica do INEP (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, 2007) quanto em Fernandes (2007), é que, quando j é uma rede, a fórmula (1) é aplicada à rede como um todo. A proficiência S_{ji}^α é calculada sobre o conjunto empilhado de alunos da rede que entram na avaliação SAEB, e a taxa de aprovação p_r é calculada a partir dos dados agregados de rendimento da rede na série r . O IDEB da rede não é, portanto, a média dos IDEBs das escolas da rede. Tal observação, simples como descrição da fórmula, tem consequência substantiva: realocar alunos entre escolas dentro de uma mesma rede municipal não muda mecanicamente o IDEB da rede.

Esse fato delimita os canais pelos quais o fechamento de escolas pode afetar o IDEB da rede municipal. Designe-se por $\text{IDEB}_t^{\text{rede}}$ o IDEB oficial publicado pelo INEP para a rede em t . Pela fórmula, $\text{IDEB}_t^{\text{rede}}$ responde a três canais simultâneos: (i) a composição do conjunto $\mathcal{F}_t$ de alunos e de escolas que entram no cálculo no período t ; (ii) a proficiência média dos alunos retidos, incluindo os realocados, capturada pelo vetor θ_t ; e (iii) as taxas de aprovação por série da rede, capturadas pelo vetor π_t . Sob essa notação,

$$\text{IDEB}_t^{\text{rede}} = N(\mathcal{F}_t, \theta_t) \cdot P(\mathcal{F}_t, \pi_t). \quad (4)$$

Quando uma rede fecha escolas, $\mathcal{F}_t$ se altera. Se as escolas fechadas tinham proficiência média ou taxa de aprovação abaixo da média da rede, a remoção desses alunos do cálculo eleva tanto $N(\mathcal{F}_t, \theta_t)$ quanto $P(\mathcal{F}_t, \pi_t)$, sem que tenha havido variação de proficiência ou de fluxo nas escolas remanescentes. Esse é o componente composicional do indicador. Em paralelo, a realocação de alunos para escolas remanescentes pode alterar θ_t e π_t via efeito de pares, expansão da escola receptora ou interrupção temporária, e tais efeitos correspondem ao componente intra-escola das remanescentes, ainda que possam ter sinais distintos. A pergunta empírica do artigo é quanto da variação observada do IDEB agregado da rede é atribuível a cada um desses canais.

4 Procedimentos metodológicos

4.1 Dados

A base analítica combina, em painel municipal cuja janela do IDEB cobre as nove ondas bienais de 2007 a 2023, fontes primárias do INEP, do IBGE e da Secretaria do Tesouro Nacional. Do INEP foram extraídos: o Censo Escolar para a determinação de escolas municipais ativas, paralisadas e extintas e da matrícula nos anos iniciais do ensino fundamental por localização; o SAEB agregado por escola e município para a proficiência média em Língua Portuguesa e Matemática; o IDEB oficial publicado por escola e município; o Indicador Nacional de Nível Socioeconômico das Escolas (INSE), disponível para os anos amostrais de 2015, 2019 e 2021; e as taxas de rendimento (aprovação, reprovação e abandono) e de distorção idade-série por escola e por município. Os Censos Demográficos do IBGE fornecem população, indicadores de renda e taxas de alfabetização municipais, e as Finanças do Brasil (FINBRA/STN) fornecem receita e despesa em educação por município. Valores monetários são deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) com base em 2010.

O painel final cobre 5.597 municípios nas nove ondas do IDEB entre 2007 e 2023. O painel escolar reúne as escolas municipais que ofereceram anos iniciais em algum momento do período. Duas observações sobre a construção da série de fechamentos merecem registro. Primeiro, os microdados do Censo Escolar disponibilizados em arquivos em formato CSV pelo INEP para os anos de 2007 a 2010 trazem apenas escolas com situação ativa: o fluxo de fechamento, definido como a situação de extinção no ano, está ausente nesses quatro anos no registro oficial. A série usada neste artigo combina, portanto, a contagem registrada para 2011–2023 com a contagem inferida para 2007–2010 por desaparecimento da escola no painel municipal: uma escola classificada como ativa em $t-1$ que não aparece em t nem em anos posteriores como ativa é classificada como fechada em t . Em magnitude, a inferência adiciona cerca de 15 mil escolas fechadas ao gap, predominantemente rurais. Segundo, a onda 2021 do SAEB tem participação reduzida em razão da pandemia da Covid-19; o IDEB de 2021 é usado com indicador de anomalia e a robustez é verificada em especificação que exclui essa onda.

A decomposição do IDEB da rede em parcelas intra-escola e composicional opera, por opção metodológica, sobre a aproximação ponderada do indicador pela média dos IDEBs das escolas (Subseção 3), que difere do IDEB oficial em diferença mediana de aproximadamente 0,2 ponto em nível. A diferença decorre de duas etapas não replicáveis no nível agregado da escola sem acesso aos microdados de aluno do SAEB: o empilhamento de notas individuais para o cálculo do componente N no nível da rede e o cálculo do componente P a partir das taxas de aprovação agregadas da rede

como um todo, não da média das taxas das escolas. A replicação exata da fórmula do IDEB da rede a partir dos microdados de aluno do SAEB, disponíveis para os anos amostrais de 2013, 2015, 2017, 2019, 2021 e 2023 mas não para 2007, 2009 e 2011, integra a agenda de pesquisa delineada na Subseção 6 e não foi conduzida nesta versão em razão da extensão do trabalho de cruzamento aluno–escola–município. A leitura quantitativa das parcelas da decomposição exige cautela, mas a direção das contribuições é informativa para discutir composição do conjunto avaliado e validade do indicador agregado. Os modelos de regressão usam o IDEB oficial publicado pelo INEP como variável dependente; não são afetados pela aproximação.

4.2 Estratégia empírica

A estratégia empírica organiza-se em cinco blocos, descritos na sequência. Em todos eles, a unidade observacional é o município-ano, exceto nas decomposições de Oaxaca-Blinder e RIF, em que a unidade é a escola-ano. Os modelos de regressão são ponderados pela matrícula municipal nos anos iniciais e os erros-padrão são agrupados por município.

(i) DiD com tratamento contínuo. Estima-se a equação

$$y_{mt} = \beta \cdot D_{mt} + \alpha_m + \delta_t + \varepsilon_{mt}, \quad (5)$$

em que y_{mt} é o IDEB do município m na onda t , ou um de seus componentes N , P ou o indicador de cumprimento da meta, $D_{mt} = n_{mt}^{\text{fech, acum}}$ é o número acumulado de extinções de escolas municipais nos anos iniciais desde o início da janela válida de tratamento, α_m e δ_t são efeitos fixos de município e ano e ε_{mt} é o termo de erro. O indicador de cumprimento da meta é a variável binária $1[\text{IDEB}_{mt}^{\text{obs}} \geq \text{IDEB}_{mt}^{\text{meta}}]$, em que $\text{IDEB}_{mt}^{\text{meta}}$ é a projeção oficial divulgada pelo INEP para o município m na onda t (coluna VL_PROJECAO das tabelas oficiais), conforme metas definidas pelo Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação para o ciclo 2007–2021. A onda 2023 foi divulgada pelo INEP sem projeção, então essa observação entra no painel apenas como NA e é ignorada pelo estimador. A janela válida de tratamento cobre 2007–2023, com os fechamentos de 2007–2010 inferidos por desaparecimento da escola no painel municipal, conforme descrito na Subseção 4.1. O estimador $\hat{\beta}$ tem a interpretação de variação média do IDEB associada a cada escola fechada adicional, mantidos efeitos fixos de município e ano.

(ii) DiD com tratamento binário robusto a adoção escalonada. Para abordar a crítica recente à especificação TWFE sob efeitos heterogêneos (Chaisemartin; D’Haultfoeulle, 2020; Goodman-Bacon, 2021; Roth *et al.*, 2023), aplica-se o esti-

mador $ATT(g, t)$ de Callaway e Sant’Anna (2021) com tratamento binário. Cada município é classificado por seu ano g de primeira adoção, definido como o ano da primeira extinção de escola municipal observada em $g \geq 2007$ (com fechamentos 2007–2010 inferidos), e municípios nunca tratados servem de grupo de comparação. O estimador *doubly-robust* é aplicado com pesos de matrícula municipal, sem covariáveis observáveis adicionais no modelo de score. A agregação por grupo g resume o efeito médio do tratamento sobre os tratados ao longo dos períodos $t \geq g$. A versão dinâmica, em event-study, indexa $ATT(g, t)$ pelo tempo de evento $e = t - g$ e é usada para inspecionar pré-tendências e perfil temporal do efeito.

A identificação do ATT pelo estimador de Callaway e Sant’Anna (2021) requer duas condições principais. A condição de tendências paralelas exige que, na ausência de tratamento, a variação esperada do IDEB das redes tratadas e das redes nunca tratadas seria a mesma. A condição de ausência de antecipação exige que as redes não alterem comportamentos relevantes antes do ano g de adoção. A inspeção dos coeficientes pré-tratamento das agregações dinâmicas, apresentada na Subseção 5.2, oferece evidência de que essas condições são plausíveis nesta amostra. O teste joint de Wald sobre os coeficientes pré-tratamento da estimação att_gt , na especificação principal (variante A com nunca tratados 2007–2023 como grupo de comparação), não rejeita a hipótese nula de paralelismo (p-valor $\approx 1,00$ para o IDEB, $\approx 1,00$ para o componente N e $\approx 0,99$ para o componente P). Os mesmos p-valores nas variantes rural (B), urbana (C) e com grupo de comparação mais restrito (D) ficam todos acima de 0,98, reforçando a leitura. Um placebo baseado em pseudo-tratamento alocado em período pré-2007 não é viável nesta amostra porque a série do IDEB se inicia em 2007. Como diagnóstico complementar para o risco apontado por Goodman-Bacon (2021) de ponderação com sinal negativo no TWFE sob adoção escalonada, recorre-se à convergência entre o TWFE ponderado e o ATT agregado de Callaway e Sant’Anna (2021), documentada na Subseção 5.2: a proximidade entre as duas estimativas em ordem de grandeza sugere que o viés associado a comparações entre coortes já tratadas é limitado nesta amostra.

(iii) Decomposição identitária do Ideb agregado. Define-se a aproximação ponderada do IDEB da rede em t como

$$\widetilde{\text{IDEB}}_t^{\text{rede}} = \sum_e s_{te} \cdot \text{IDEB}_{et}, \quad s_{te} = \frac{w_{et}}{W_t}, \quad W_t = \sum_e w_{et}, \quad (6)$$

em que IDEB_{et} é o IDEB da escola e em t e w_{et} é a matrícula nos anos iniciais em e . Particionando o conjunto de escolas em fixo $\mathcal{F}$ (presente em ambos os períodos), entradas $\mathcal{E}$ (presente apenas em t_1) e saídas $\mathcal{S}$ (presente apenas em t_0), a variação

$\Delta = \widetilde{\text{IDEB}}_{t_1}^{\text{rede}} - \widetilde{\text{IDEB}}_{t_0}^{\text{rede}}$ decompõe-se identitariamente em

$$\Delta = \underbrace{\sum_{e \in \mathcal{F}} s_{1e} (\text{IDEB}_{1e} - \text{IDEB}_{0e})}_{\text{intra-escola}} + \underbrace{\sum_{e \in \mathcal{F}} (s_{1e} - s_{0e}) \text{IDEB}_{0e}}_{\text{composição em peso}} + \underbrace{\sum_{e \in \mathcal{E}} s_{1e} \text{IDEB}_{1e}}_{\text{entradas}} - \underbrace{\sum_{e \in \mathcal{S}} s_{0e} \text{IDEB}_{0e}}_{\text{saídas}}. \quad (7)$$

Os quatro componentes somam exatamente Δ e essa identidade é verificada numericamente.

(iv) Decomposição de médias e quantis. Para refinar a decomposição acima sob covariáveis observáveis, aplica-se a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), em versão ponderada por matrícula, sobre o conjunto de escolas municipais com IDEB observado em $t_0 = 2007$ e $t_1 = 2019$.³ Os controles incluem localização rural, logaritmo da matrícula, distorção idade-série e indicadores de infraestrutura (água, energia, biblioteca, internet). Em paralelo, estima-se a decomposição com regressões na função de influência recentrada de Firpo *et al.* (2009, 2018) nos mesmos t_0 e t_1 , nos quantis 10, 25, 50, 75 e 90 da distribuição do IDEB no nível da escola. A leitura combinada das duas decomposições permite distinguir, em cada quantil, o componente atribuível à variação das características da escola (composição) do componente atribuível à variação dos retornos das características (intra-escola).

(v) Desigualdade entre escolas e indicadores de acesso. Para a análise distributiva, estima-se a equação (5) com variáveis dependentes que medem desigualdade entre escolas remanescentes, calculadas sobre o painel fixo de escolas municipais que operaram em todas as ondas do IDEB no período 2007–2023, e com variáveis dependentes que medem acesso e fluxo. As variáveis de desigualdade são o desvio-padrão do IDEB, o coeficiente de variação, a razão P90/P10 e o gap urbano-rural. As variáveis de acesso e fluxo são a taxa de aprovação municipal, a taxa de abandono municipal, a taxa de reprovação municipal e o logaritmo da matrícula municipal rural, urbana e total.

³A janela 2007–2019 é empregada nas três decomposições (identitária, Oaxaca-Blinder e RIF). $t_0 = 2007$ é a primeira onda do IDEB, já com a série de fechamentos inferida para o gap 2007–2010, conforme descrito na Subseção 4.1. As ondas de 2021 e 2023 ficam fora de t_1 por motivos distintos: a onda 2021 do SAEB tem participação reduzida em razão da pandemia da Covid-19 e o IDEB de 2021 é tratado como anomalia neste artigo; a onda 2023 incorporaria efeitos de recuperação de aprendizagem pós-pandemia que se misturam com o canal de fechamento, o que comprometeria a interpretação de t_1 como retrato de regime estabilizado.

5 Resultados e discussão

5.1 Descritivas e caracterização das escolas fechadas

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis do painel município-ano nas ondas do IDEB. O IDEB da rede tem média 5,10 e desvio-padrão 1,15, com mediana 5,10, P10 de 3,50 e P90 de 6,60. A variável *Fechamentos acumulados no município-ano* reportada na tabela tem média 16,1 e mediana 8,0 no conjunto do painel; ao final da janela, em 2023, após combinar a série registrada com a inferida, o estoque acumulado no município mediano é de 12 escolas, com média geral de 21 e média entre os municípios que fecharam ao menos uma escola de 24. A matrícula municipal nos anos iniciais mediana é de cerca de 740 alunos. O INSE médio da rede tem mediana 5,18 e P90 de 51,4, padrão bimodal que reflete a heterogeneidade de escalas entre as edições do INSE escola publicadas pelo INEP: 2015 em escala absoluta de 0 a 100 e 2019 e 2021 em escala teórica de 1 a 7. A variável não integra os modelos econométricos e aparece nas descritivas apenas como registro de heterogeneidade socioeconômica.

Tabela 1. Estatísticas descritivas: painel município-ano da rede municipal nos anos iniciais, ondas do Ideb 2007–2023

Variável	Média	DP	P10	Mediana	P90	N
Ideb da rede	5,102	1,151	3,500	5,100	6,600	45.372
Componente N (proficiência)	5,497	0,947	4,248	5,495	6,720	45.375
Componente P (rendimento)	0,921	0,078	0,814	0,943	0,998	46.483
Meta do Ideb	4,799	1,102	3,300	4,800	6,200	41.161
Bateu meta	0,685	0,464	0,000	1,000	1,000	39.067
Fechamentos acumulados no município-ano	16,061	24,427	0,000	8,000	41,000	50.370
Fechamentos no ano	0,553	2,692	0,000	0,000	1,000	50.370
Razão fechadas/ativas no ano	0,051	0,326	0,000	0,000	0,067	50.021
Razão matrícula nas fechadas/total	0,009	0,040	0,000	0,000	0,021	15.130
Escolas ativas	16,815	29,317	1,000	8,000	41,000	50.370
Matrícula anos iniciais municipal	1.930,5	6.629,7	176,0	738,0	3.846,1	50.370
Tx aprovação 1º-5º ano	92,102	7,784	81,400	94,300	99,800	46.483
Distorção idade-série	8,376	7,229	1,300	6,200	19,000	16.672
INSE médio (rede)	19,030	20,511	4,216	5,180	51,421	15.409
Gap Ideb urbano-rural	0,245	0,621	-0,500	0,250	1,000	18.087
População	36.019	212.245	3.203,0	11.357	56.397	44.544
PIB total (R\$ 1k de 2010)	81.566	773.261	7.803,7	22.155	109.243	44.544
Despesa educação municipal	18.268.754	120.262.614	2.044.294	6.159.337	30.666.168	49.157

Notas: painel município-ano restrito às ondas do Ideb (2007, 2009, ..., 2023). Fechamentos 2007–2010 inferidos por desaparecimento de escolas municipais ativas no Censo Escolar; demais anos, série registrada pelo Inep. Valores monetários em R\$ de 2010, deflacionados pelo IPCA. INSE médio (rede) observado em escalas heterogêneas (2015 em escala 0–100 e 2019/2021 em escala 1–7) e não integra os modelos econométricos. *Fontes:* Censo Escolar, Saeb, Ideb e Indicadores Educacionais do Inep; Censo Demográfico (IBGE) e Finanças do Brasil (FINBRA/STN).

A Tabela 2 compara as características observáveis das escolas que foram extintas a partir de 2011, em snapshot no ano anterior à extinção, com as escolas que nunca foram extintas, em snapshot de 2015. A caracterização restringe-se aos registros diretos de extinção do Censo Escolar a partir de 2011, porque as escolas inferidas no

gap 2007–2010 têm informação limitada de infraestrutura, matrícula e INSE no ano imediatamente anterior ao desaparecimento. Os indicadores reportados, portanto, não descrevem todos os fechamentos usados na definição principal do tratamento, mas o subconjunto observável diretamente no Censo. As diferenças são expressivas e direcionalmente coerentes. A matrícula média da escola fechada é de 18 alunos, contra 149 da escola não fechada. A frequência de escolas rurais entre as fechadas é de 92,8%, contra 55,6% entre as não fechadas. O INSE médio é de 20,7 contra 47,9. A distorção idade-série é de 29,4% contra 18,4%. A oferta de infraestrutura básica é muito inferior nas escolas fechadas: 19,9% têm água de rede pública contra 56,2%; 7,6% têm biblioteca contra 42,2%; 10,0% têm internet contra 53,8%. Em conjunto, esse perfil sugere que as redes fecham predominantemente escolas pequenas, rurais e que atendem público vulnerável.

Tabela 2. Caracterização das escolas municipais nos anos iniciais com extinção registrada a partir de 2011 vs nunca fechadas

Característica	Fechadas	Não fechadas	Diferença	N fech.	N n. fech.
Matrícula anos iniciais	18,294	149,3	-131,0	18.019	66.741
Docentes anos iniciais	0,984	7,470	-6,486	18.019	66.741
Proporção rural	0,928	0,556	0,372	18.021	66.741
Tx aprovação	88,610	90,415	-1,805	16.070	66.509
Tx reprovação	7,959	7,866	0,093	16.070	66.509
Tx abandono	3,430	1,719	1,712	16.070	66.509
Distorção idade-série	29,431	18,389	11,042	14.698	66.530
Ideb da escola	4,766	5,165	-0,400	260	29.488
INSE da escola	20,696	47,852	-27,157	104	30.489
Tem água	0,199	0,562	-0,363	18.021	66.741
Tem energia	0,782	0,920	-0,138	18.021	66.741
Tem biblioteca	0,076	0,422	-0,347	18.021	66.741
Tem internet	0,100	0,538	-0,437	18.021	66.741

Notas: fechadas: escolas municipais com extinção registrada (situação = 3, código Inep) em ano ≥ 2011 , snapshot no ano anterior ao fechamento. A caracterização restringe-se aos registros diretos a partir de 2011 e não descreve todos os fechamentos usados na definição principal do tratamento: as escolas inferidas no gap 2007–2010 têm informação limitada de infraestrutura, matrícula e INSE no ano anterior ao desaparecimento. Nunca fechadas: snapshot em 2015. Idebs da escola aparecem apenas para escolas com participação no Saeb suficiente em algum momento. Variáveis de infraestrutura são proporções de escolas com a característica.

A Tabela 3 apresenta a caracterização inicial dos municípios segundo status de fechamento, em snapshot de 2009, em que se confrontam municípios que registraram pelo menos uma extinção entre 2007 e 2023 (com fechamentos 2007–2010 inferidos) com municípios sem fechamento em todo o período 1997–2023. Como a definição de tratamento permite primeira adoção a partir de 2007, parte das primeiras extinções pode ter ocorrido em 2007–2009; o quadro é, portanto, snapshot inicial da janela analítica, e não teste formal de balanceamento pré-tratamento para todas as coortes.

Em 2009, os municípios eventualmente tratados tinham IDEB 0,88 ponto abaixo do grupo nunca tratado e taxa de aprovação 5,5 pontos percentuais abaixo, diferenças próximas a um desvio-padrão em normalização. Por outro lado, tinham número de escolas ativas mais elevado, com diferença normalizada de 0,74 desvio-padrão, e indicadores socioeconômicos próximos. A leitura sugere que as redes que virão a fechar escolas são redes maiores e com pior desempenho inicial, padrão consistente com a literatura internacional de consolidação escolar (Engberg *et al.*, 2012; Brummet, 2014). O INSE médio municipal e a distorção idade-série a nível de rede não estão disponíveis em 2009 e ficaram fora do quadro.

Tabela 3. Caracterização inicial dos municípios segundo status de fechamento, 2009

Variável	Tratados	Nunca trat.	Dif.	Dif. norm.
Ideb da rede	4,236	5,113	-0,877	-0,930
Componente N	4,900	5,582	-0,683	-0,875
Componente P	0,858	0,911	-0,054	-0,686
Tx aprovação 1 ^o -5 ^o ano	85,826	91,324	-5,497	-0,706
Escolas municipais ativas (AI)	24,138	5,321	18,817	0,744
População	37.344	31.800	5.544,1	0,029
PIB total (R\$ 1k de 2010)	96.890	169.881	-72.990	-0,042
Despesa educação municipal	15.121.630	12.153.222	2.968.407	0,036
Matrícula anos iniciais municipal	2.421,8	1.302,7	1.119,0	0,183

Notas: snapshot em 2009, primeira onda do Ideb com indicadores socioeconômicos consolidados dentro da janela analítica iniciada em 2007. Como a definição de tratamento permite primeira adoção a partir de 2007, parte das primeiras extinções pode ter ocorrido em 2007–2009; o quadro é, portanto, snapshot inicial da janela analítica, e não teste formal de balanceamento pré-tratamento para todas as coortes. Tratados: municípios com pelo menos uma escola municipal extinta entre 2007 e 2023. Nunca trat.: municípios sem fechamento em todo o período 1997–2023. Diferença normalizada = $(\bar{X}_T - \bar{X}_C) / \sqrt{(s_T^2 + s_C^2)/2}$. INSE médio e distorção idade-série da rede não estavam disponíveis em 2009 e foram omitidos.

5.2 Efeito do fechamento sobre o Ideb agregado da rede

A Tabela 4 apresenta os resultados do modelo (5) com tratamento contínuo, em quatro especificações que diferem pela variável dependente. O coeficiente sobre o número acumulado de fechamentos é $\hat{\beta} = 0,0060$, com erro-padrão de 0,0008, para o IDEB da rede; 0,0030 para o componente *N*; e 0,0009 para o componente *P*, todos estatisticamente significativos a 1%. O coeficiente é a variação esperada do IDEB da rede por cada escola fechada adicional, mantidos efeitos fixos de município e ano. Como leitura substantiva, importa multiplicar esse coeficiente pelo número de escolas efetivamente fechadas em um município típico: para o município mediano, com 12 fechamentos acumulados em 2023, o efeito implicado é de cerca de 0,07 ponto no IDEB da rede; para a média geral (21 fechamentos), é de cerca de 0,13 ponto; e para a média entre os municípios que fecharam ao menos uma escola (24 fechamentos), é de

cerca de 0,14 ponto. A Tabela 5 sintetiza essas magnitudes implicadas. Em relação ao nível médio do IDEB (5,10), a variação para o município médio é da ordem de 2% a 3%, magnitude estatisticamente significativa porém substantivamente modesta. O coeficiente sobre a probabilidade de bater a meta é 0,0024, com erro-padrão de 0,0007, também significativo a 1%. Em especificação de robustez sem a onda de 2021, os coeficientes permanecem estáveis em sinal e magnitude.

Tabela 4. Efeito agregado: fechamento de escolas e Ideb da rede municipal nos anos iniciais (TWFE, janela 2007–2023)

	Ideb da rede (1)	Componente N (2)	Componente P (3)	Bateu meta (4)
Fechamentos acumulados	0,0060*** (0,0008)	0,0030*** (0,0007)	0,0009*** ($7,99 \times 10^{-5}$)	0,0024*** (0,0007)
Observações	45.363	45.366	46.473	39.061
R ²	0,898	0,868	0,786	0,488
R ² ajustado	0,884	0,850	0,758	0,408
EF município	✓	✓	✓	✓
EF ano	✓	✓	✓	✓

Notas: TWFE com efeitos fixos de município e ano, ponderado pela matrícula municipal nos anos iniciais. Tratamento: número acumulado de escolas municipais extintas no município ($n_{m,t}^{fech,acum}$), com fechamentos 2007–2010 inferidos por desaparecimento. Erros-padrão entre parênteses agrupados por município. Amostra: painel município-ano nas ondas do Ideb (2007–2023). Significância: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10.

Tabela 5. Magnitudes implicadas pelo coeficiente TWFE, em pontos do Ideb da rede, para diferentes cenários de dose acumulada

	Total	Apenas rural	Apenas urbano
Município mediano (12 fech. acum.)	0,072	0,066	0,089
Município médio (21 fech. acum.)	0,127	0,116	0,155
Município médio entre tratados (24 fech. acum.)	0,145	0,132	0,178

Notas: multiplica o coeficiente TWFE da Tabela 7 pelo número de fechamentos acumulados. Mediana, média geral e média entre tratados calculadas no painel município-ano em 2023.

A Tabela 6 apresenta o ATT agregado por grupo do estimador de Callaway e Sant’Anna (2021), com tratamento binário definido como o ano da primeira extinção observada em $g \geq 2007$. A coluna (A) usa como grupo de comparação todos os municípios sem fechamento entre 2007 e 2023 (especificação principal); a coluna (D), todos os municípios sem fechamento em todo o período 1997–2023, recorte mais conservador. Para o IDEB da rede, o ATT estimado na especificação principal é de 0,079 ponto (erro-padrão 0,044, não estatisticamente significativo a 5% sob testes pontuais), e na especificação mais conservadora é de 0,110 ponto (erro-padrão 0,049, significativo a 5%). A diferença entre ATT binário e a magnitude implicada

pelo TWFE contínuo decorre de duas fontes complementares: o tratamento binário do estimador de Callaway e Sant’Anna captura o efeito médio entre o período pré e o período pós o *primeiro* fechamento, sem ponderar pelo número subsequente de fechamentos; já o TWFE contínuo, ao usar dose acumulada, captura o efeito por escola adicional fechada e é ponderado por matrícula. As duas magnitudes são consistentes em ordem de grandeza mas medem objetos distintos.

Para fins de calibração, o ATT estimado neste artigo é da ordem de grandeza dos efeitos de políticas de responsabilização documentados na literatura internacional, embora menor em magnitude. Dee e Jacob (2011) estimam que o *No Child Left Behind* elevou o desempenho em matemática em cerca de 0,23 desvio-padrão, equivalente a aproximadamente 0,5 ponto na escala do IDEB. Brummet (2014), em desenho focado no efeito de fechamentos, encontra efeitos próximos de zero alguns anos após o evento. O efeito agregado estimado aqui sugere resposta mais modesta que a observada em sistemas de responsabilização gerais, plausivelmente porque o canal de fechamento opera apenas em parte das redes tratadas e, conforme se discute a seguir, por meio de uma combinação entre recomposição do conjunto avaliado e efeito intra-escola, com magnitudes muito distintas entre escolas rurais e urbanas.

Tabela 6. ATT agregado por grupo, estimador de Callaway e Sant’Anna (2021), com diferentes definições do grupo de tratamento e comparação

	Ideb da rede	Componente N	Componente P
(A) Total	0,0785* (0,0448)	-0,0162 (0,0303)	0,0218*** (0,0048)
(B) Apenas rural	0,1428*** (0,0497)	0,0071 (0,0409)	0,0351*** (0,0055)
(C) Apenas urbano	-0,0066 (0,0493)	-0,0093 (0,0354)	-0,0027 (0,0048)
(D) Compar. = nunca trat. 1997–2023	0,1097** (0,0501)	0,0123 (0,0327)	0,0239*** (0,0049)

Notas: ATT agregado por grupo do estimador de Callaway e Sant’Anna (2021), com painel município-ano e tratamento binário definido como o ano da primeira extinção observada em $g \geq 2007$. Variante (A): tratamento = qualquer fechamento de escola municipal; comparação = municípios sem fechamento entre 2007 e 2023. Variante (B): tratamento = fechamento de escola municipal rural. Variante (C): tratamento = fechamento de escola municipal urbana. Variante (D): mesmo desenho de (A), mas com comparação restrita a municípios sem fechamento em todo o período 1997–2023. Estimador *doubly-robust* com pesos de matrícula. Erros-padrão agrupados por município. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Heterogeneidade rural versus urbano

A Tabela 7 desagrega o efeito agregado entre tratamento por fechamento de escolas municipais rurais (coluna B) e tratamento por fechamento de escolas municipais urbanas (coluna C). A heterogeneidade é marcada. Pelo estimador de Callaway e Sant’Anna (2021), o ATT do tratamento por fechamento rural sobre o IDEB da rede é de 0,143 ponto, com erro-padrão 0,050 e estatisticamente significativo a 1%. O ATT do tratamento por fechamento urbano é de $-0,007$ ponto, com erro-padrão 0,049 e não distinguível de zero. A leitura pelo TWFE contínuo, por sua

vez, atribui coeficiente 0,0055 por escola rural fechada e 0,0074 por escola urbana fechada, sugerindo que a magnitude marginal por escola adicional fechada é similar nas duas localizações; a diferença substantiva entre os ATTs do estimador de Callaway-Sant’Anna reúne efeito de início (a primeira escola fechada) com mecanismos posteriores de consolidação, que parecem operar de forma distinta entre rural e urbano.

Tabela 7. Heterogeneidade do efeito agregado: fechamento de escolas rurais vs urbanas (TWFE)

	Total	Apenas rural	Apenas urbano
Ideb da rede	0,0060*** (0,0008)	0,0055*** (0,0009)	0,0074*** (0,0010)
Componente N	0,0030*** (0,0007)	0,0024*** (0,0008)	0,0049*** (0,0009)
Componente P	0,0009*** (0,0001)	0,0009*** (0,0001)	0,0005** (0,0002)

Notas: TWFE com efeitos fixos de município e ano, ponderado pela matrícula municipal nos anos iniciais. Variante *Total* (coluna 1): tratamento = acumulado de fechamentos municipais. Variante *Apenas rural* (coluna 2): tratamento = acumulado de fechamentos de escolas municipais rurais. Variante *Apenas urbano* (coluna 3): tratamento = acumulado de fechamentos de escolas municipais urbanas. Erros-padrão entre parênteses agrupados por município. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

A interpretação econômica da assimetria emerge nas decomposições apresentadas na próxima subseção. Quando o subconjunto rural é analisado isoladamente, a variação do IDEB aproximado da rede entre 2007 e 2019 (de +1,46 ponto) é quase inteiramente atribuível à recomposição do conjunto avaliado, com componente intra-escola próximo de zero. Esse resultado reforça a leitura de que o ganho mecânico do indicador via fechamento opera, em sua maior parte, pelo segmento rural da rede. A consolidação de escolas urbanas, em magnitude menor e em contexto distinto, não produz padrão análogo.

As Figuras 1, 2 e 3 apresentam as agregações dinâmicas do ATT por tempo de evento para os três desfechos, na especificação agregada (coluna A da Tabela 6). Os coeficientes em tempo de evento negativo, anteriores ao primeiro fechamento, têm magnitude pequena, situando-se aproximadamente entre $-0,03$ e $+0,05$ ponto, e não são individualmente significativos a 5% na agregação dinâmica. O efeito pós-tratamento sobre o IDEB aumenta de forma gradual: o coeficiente em $e = 0$ é próximo de zero (0,01 ponto), em $e = 4$ é de cerca de 0,10 ponto, em $e = 8$ é de cerca de 0,15 ponto e em $e = 10$ atinge cerca de 0,27 ponto. O componente P tem coeficientes positivos e estatisticamente significativos já a partir de $e = 0$, crescendo de cerca de 0,01 ponto em $e = 0$ a 0,05 ponto em $e = 10$. A inspeção visual das pré-tendências não indica violação sistemática da hipótese de tendências paralelas, e o teste joint formal de Wald (vide Subseção 4.2) não rejeita a hipótese de

paralelismo nas quatro variantes do desenho, com p -valor sempre superior a 0,98. O uso de intervalos de confiança pontuais nas figuras de event-study, porém, recomenda leitura cautelosa em relação a coeficientes individuais.

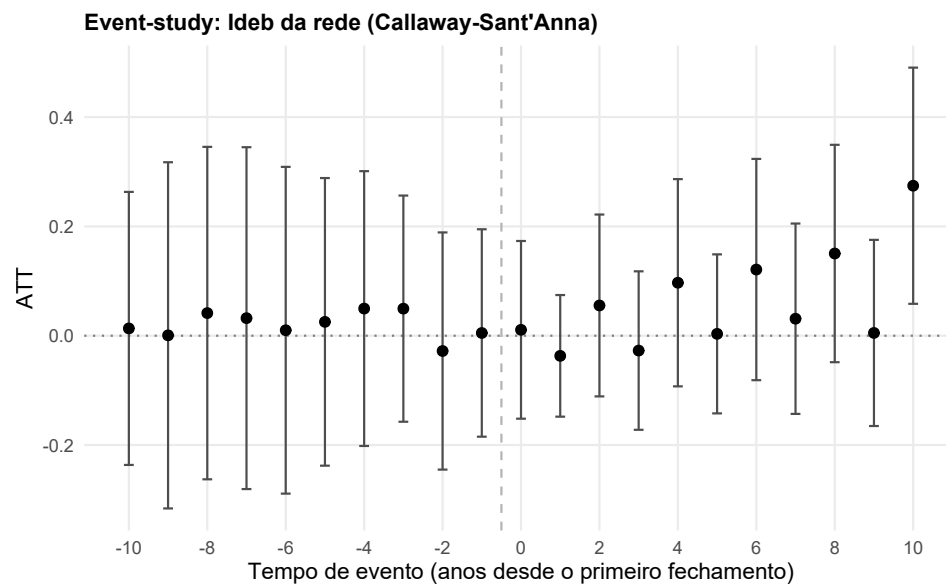


Figura 1. Event-study do efeito do fechamento sobre o IDEB da rede municipal nos anos iniciais

Notas: ATT agregado por tempo de evento, estimador de Callaway e Sant'Anna (2021), doubly-robust com pesos de matrícula. Grupo de comparação: municípios nunca tratados. Intervalo de confiança a 95% com bandas pontuais. Eixo horizontal em anos desde o primeiro fechamento. Teste joint de Wald de pré-tendências: p -valor $\approx 1,00$ (não rejeita paralelismo).

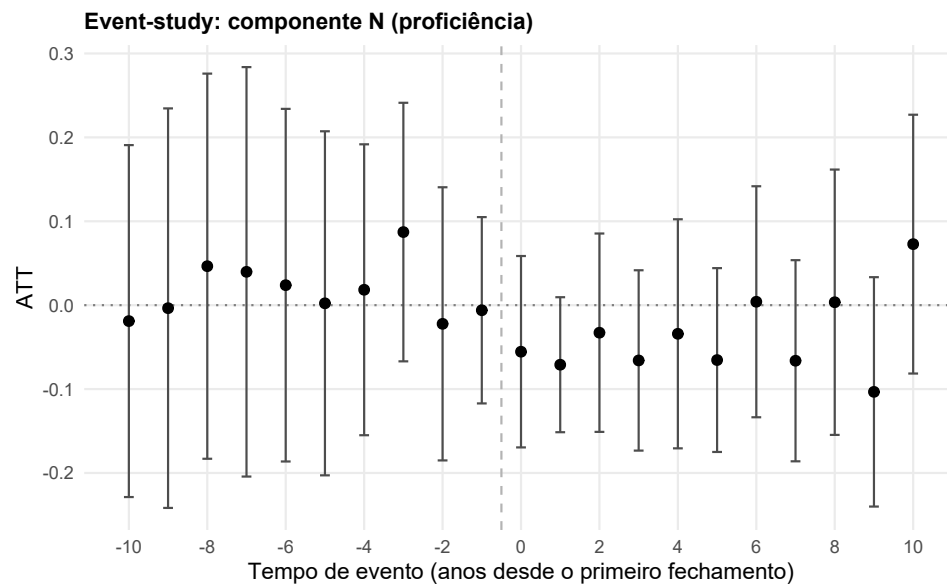


Figura 2. Event-study do efeito do fechamento sobre o componente N (proficiência padronizada)

Notas: ATT agregado por tempo de evento, estimador de Callaway e Sant’Anna (2021), *doubly-robust* com pesos de matrícula. Variável dependente: componente N do IDEB da rede (proficiência média padronizada em Língua Portuguesa e Matemática do SAEB). Grupo de comparação: municípios nunca tratados entre 2007 e 2023. Intervalo de confiança a 95% com bandas pontuais. Eixo horizontal em anos desde o primeiro fechamento. Teste joint de Wald de pré-tendências: p -valor $\approx 1,00$.

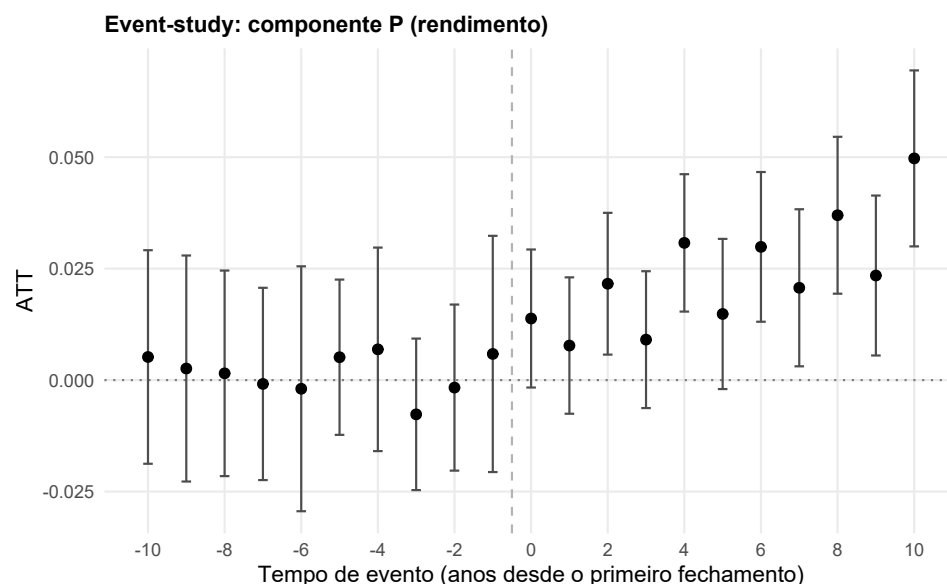


Figura 3. Event-study do efeito do fechamento sobre o componente P (rendimento)

Notas: ATT agregado por tempo de evento, estimador de Callaway e Sant’Anna (2021), *doubly-robust* com pesos de matrícula. Variável dependente: componente P do IDEB da rede (inverso da média harmônica das taxas de aprovação por série da etapa avaliada). Grupo de comparação: municípios nunca tratados entre 2007 e 2023. Intervalo de confiança a 95% com bandas pontuais. Eixo horizontal em anos desde o primeiro fechamento. Teste joint de Wald de pré-tendências: p -valor $\approx 0,99$.

Em conjunto, os resultados desta subseção indicam que o fechamento eleva o IDEB da rede de forma estatisticamente significativa, com magnitude modesta para o município mediano (cerca de 0,07 ponto) e mais expressiva para o município médio entre os tratados (cerca de 0,14 ponto), e crescente no horizonte pós-tratamento. O efeito é dirigido pelo segmento rural da rede, com magnitude próxima de zero para o segmento urbano. Esses achados, ainda no plano da média condicional, não permitem distinguir o componente intra-escola das remanescentes da variação composicional do conjunto avaliado: as subseções seguintes abordam essa questão.

5.3 Decomposição: intra-escola versus composicional

A Tabela 9 apresenta a decomposição de Oaxaca-Blinder, calculada sobre o intervalo $t_0 = 2007$ a $t_1 = 2019$, conforme motivado na Subseção 4.2 item (iv). A variação do IDEB aproximado da rede entre os dois períodos é de $\Delta = +1,66$ ponto no total e $+1,46$ ponto no recorte apenas rural. A aproximação ponderada $\widetilde{\text{IDEB}}_t^{\text{rede}} = \sum_e s_{te} \text{IDEB}_{et}$ usada na decomposição difere do IDEB oficial em diferença mediana de aproximadamente 0,2 ponto em nível, conforme registrado na Subseção 4.1. Como a diferença tem nível relativamente estável ao longo das ondas em cada rede, a variação da aproximação entre dois períodos absorve aproximadamente a variação do indicador oficial; a leitura quantitativa das parcelas exige cautela, mas a direção das contribuições é informativa para discutir composição do conjunto avaliado e validade do indicador agregado.

A Tabela 8 apresenta a decomposição identitária (7), lado a lado, para a rede total e para o subconjunto rural. No agregado, o componente intra-escola sobre o painel fixo corresponde a $+1,18$ ponto, ou cerca de 71% do total; a composição em peso responde por $-0,54$ ponto ou cerca de -33% ; entradas contribuem com $+1,62$ ponto (cerca de 97%); e saídas, com $-0,59$ ponto (cerca de -36%). A soma dos quatro componentes coincide exatamente com $\Delta = +1,66$, conforme verificação numérica. No recorte rural, em contraste, o componente intra-escola sobre o painel fixo é de apenas $+0,03$ ponto, virtualmente nulo; a composição em peso é de $-1,86$ ponto; as entradas contribuem com $+4,88$ ponto e as saídas com $-1,59$ ponto, totalizando $+1,46$ ponto de variação do IDEB aproximado. A leitura é direta: para o subconjunto rural, próximo de 100% da variação observada do indicador agregado decorre da recomposição do conjunto de escolas avaliadas, e não de melhora nas escolas que permaneceram em operação.

A decomposição de Oaxaca-Blinder, controlando por características observáveis das escolas, qualifica a leitura sem invertê-la. Na versão *twofold* com referência na regressão agrupada, no agregado, a parcela explicada por mudança nas características (composição) é de $+0,85$ ponto, ou cerca de 51% do total, e a parcela não

Tabela 8. Decomposição identitária da variação do Ideb aproximado da rede (2007 vs 2019): total e apenas rural

Componente	Total		Apenas rural	
	Valor	Share	Valor	Share
Intra-escola (painel fixo)	1,182	0,710	0,030	0,020
Composição em peso	-0,542	-0,326	-1,861	-1,278
Entradas	1,619	0,973	4,881	3,351
Saídas	-0,595	-0,358	-1,593	-1,094
Total	1,664	1,000	1,456	1,000

Notas: A decomposição identitária parte da aproximação ponderada $\widetilde{Ideb}_t^{rede} = \sum_e s_{te} \cdot Ideb_{et}$, particionando as escolas em painel fixo (presentes em ambos os períodos), entradas (só em T1) e saídas (só em T0). Intra-escola = variação dentro das escolas remanescentes ponderada pelos pesos de T1. Composição em peso = redistribuição de pesos no painel fixo. Entradas e Saídas contribuem com sinal positivo e negativo, respectivamente. Os quatro componentes somam exatamente o total (variação do Ideb aproximado).

Tabela 9. Decomposição Oaxaca-Blinder do Ideb médio ponderado das escolas municipais nos anos iniciais (2007 vs 2019): total e apenas rural

Componente	Total		Apenas rural	
	Valor	Share	Valor	Share
Duas partes (referência agrupada)				
Explicado (composição)	0,850	0,511	1,043	0,716
Não explicado (intra)	0,814	0,489	0,413	0,284
Três partes (referência em T_0)				
Dotações (composição)	0,459	0,276	0,421	0,289
Coeficientes (intra)	1,002	0,602	0,448	0,308
Interação	0,202	0,122	0,587	0,403
Variação total ($\widehat{Ideb}_{2019} - \widehat{Ideb}_{2007}$)	1,664	1,000	1,456	1,000

Notas: Decomposição ponderada por matrícula no nível da escola. Covariáveis: localização rural (apenas na coluna total), log da matrícula, distorção idade-série e indicadores de infraestrutura (água, energia, biblioteca, internet). A decomposição em duas partes usa a regressão agrupada dos dois períodos como referência. A decomposição em três partes usa T_0 como referência, separando dotações (mudança nas características), coeficientes (mudança nos retornos) e interação. A média ponderada do Ideb sobre escolas municipais é uma aproximação do Ideb oficial da rede (diferença mediana de cerca de 0,2 ponto).

explicada (variação nos retornos das características) é de +0,81 ponto, ou cerca de 49%. Para o recorte apenas rural, a parcela composicional sobe para +1,04 ponto, ou cerca de 72% do total, e a parcela intra cai para +0,41 ponto, ou 28%, consistente com o achado da decomposição identitária. A leitura combinada das duas decomposições é que a parcela composicional é materialmente maior no recorte rural do que no agregado e domina próximo de três quartos da variação do IDEB aproximado da rede rural entre 2007 e 2019. As duas decomposições miram objetos distintos: a identitária é contabilidade exata da variação do agregado entre dois períodos; a de Oaxaca-Blinder é diferença de médias condicionais sob covariáveis observáveis, com os coeficientes potencialmente afetados por variáveis não observáveis.

A comparação entre a decomposição identitária rural e a decomposição RIF rural merece esclarecimento. A identitária atribui ao subconjunto rural componente intra-escola próximo de zero porque opera sobre o painel completo do agregado, e separa explicitamente as parcelas de entrada e de saída de escolas como componentes distintos; é nelas que se concentra a variação. A RIF, em contraste, condiciona à distribuição das escolas em cada período e atribui a variação por quantil ao componente de *endowments* (características X) e ao componente de *coefficients* (retornos β). O componente de *coefficients* da RIF rural, da ordem de 65% a 72% da variação por quantil, não mede, portanto, melhora dentro das escolas remanescentes no sentido literal: capta a variação residual após condicionar nas características observáveis, e essa variação residual pode refletir tanto mudanças nos retornos quanto efeitos de entradas e saídas operando via dimensões não capturadas por X . As duas decomposições são compatíveis: a identitária explicita o canal "fechamento e abertura altera o pool", a RIF absorve parte desse canal no *endowments* e deixa o resto no *coefficients*. A convergência substantiva, no agregado e no recorte rural, é a de que a recomposição do conjunto avaliado é canal material da variação do IDEB entre 2007 e 2019.

A Tabela 10 apresenta a decomposição RIF (Firpo *et al.*, 2009, 2018) nos quantis 10, 25, 50, 75 e 90 da distribuição do IDEB no nível da escola, entre 2007 e 2019. No agregado, a variação total cresce ao longo dos quantis, de +1,4 ponto no quantil 10 a +1,8 no quantil 75, sinalizando que a melhora do IDEB foi um pouco maior nas escolas medianas e de melhor desempenho relativo. O componente intra (*coefficients*) é dominante em todos os quantis, crescendo de +1,04 no quantil 10 a +1,44 no quantil 90, e responde por 65% a 85% da variação em cada quantil. O componente de composição (*endowments*) varia entre +0,34 no quantil 90 e +0,55 no quantil 50, com pico no centro da distribuição, e responde por 20% a 33% da variação. Para o recorte apenas rural, o componente composicional cresce com o quantil, de 27% no quantil 10 a 33% no quantil 90, e o componente intra cresce em magnitude absoluta de +0,74 a +1,34. A leitura geral é que, no nível da escola e sob

covariáveis observáveis, a melhora intra-escola foi a contribuição predominante para o avanço da distribuição do IDEB, com a composição das características observáveis das escolas contribuindo de forma material mas não dominante.

Tabela 10. Decomposição RIF (Firpo, Fortin e Lemieux) do Ideb das escolas municipais nos anos iniciais por quantil (2007 vs 2019): total e apenas rural

Quantil	Total				Apenas rural			
	Δq_τ	Dotações	Coefficientes	Dot./ Δ	Δq_τ	Dotações	Coefficientes	Dot./ Δ
$\tau = 0,1$	1,400	0,397	1,041	0,283	1,100	0,303	0,742	0,275
$\tau = 0,25$	1,600	0,544	1,074	0,340	1,200	0,258	0,938	0,215
$\tau = 0,5$	1,700	0,551	1,181	0,324	1,300	0,467	0,836	0,359
$\tau = 0,75$	1,800	0,443	1,304	0,246	1,800	0,628	1,114	0,349
$\tau = 0,9$	1,700	0,336	1,440	0,198	2,100	0,698	1,345	0,332

Notas: decomposição com regressões na função de influência recentrada (RIF), em versão ponderada por matrícula no nível da escola. Quantis 10, 25, 50, 75 e 90 da distribuição do Ideb da escola. $\Delta q_\tau = q_\tau(T_1) - q_\tau(T_0)$ é a diferença observada no quantil entre $T_0 = 2007$ e $T_1 = 2019$. Dotações: $(\bar{X}_1 - \bar{X}_0)^\top \hat{\beta}_0^{\text{RIF}}$, contribuição da mudança de composição das características. Coeficientes: $\bar{X}_1^\top (\hat{\beta}_1^{\text{RIF}} - \hat{\beta}_0^{\text{RIF}})$, contribuição da mudança nos retornos (intra-escola). Dot./ Δ : participação relativa da composição na diferença total do quantil. Covariáveis: localização rural (apenas na coluna Total), log da matrícula, distorção idade-série e indicadores de infraestrutura (água, energia, biblioteca, internet).

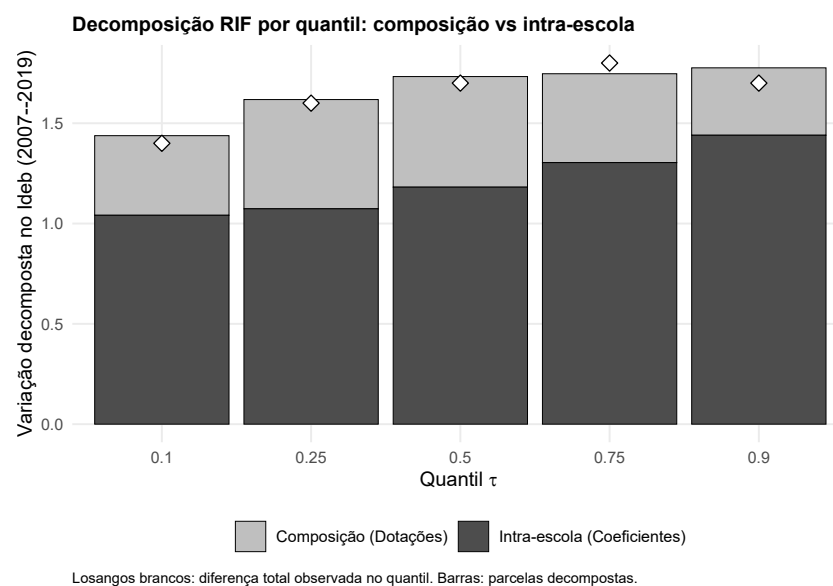


Figura 4. Decomposição RIF do IDEB das escolas municipais nos anos iniciais por quantil, 2007 a 2019

Notas: barras empilhadas reportam o componente de *endowments* (composição das características) e o componente de *coefficients* (retornos das características) da decomposição RIF nos quantis selecionados. Losangos brancos: variação total observada no quantil. Ponderação por matrícula nos anos iniciais.

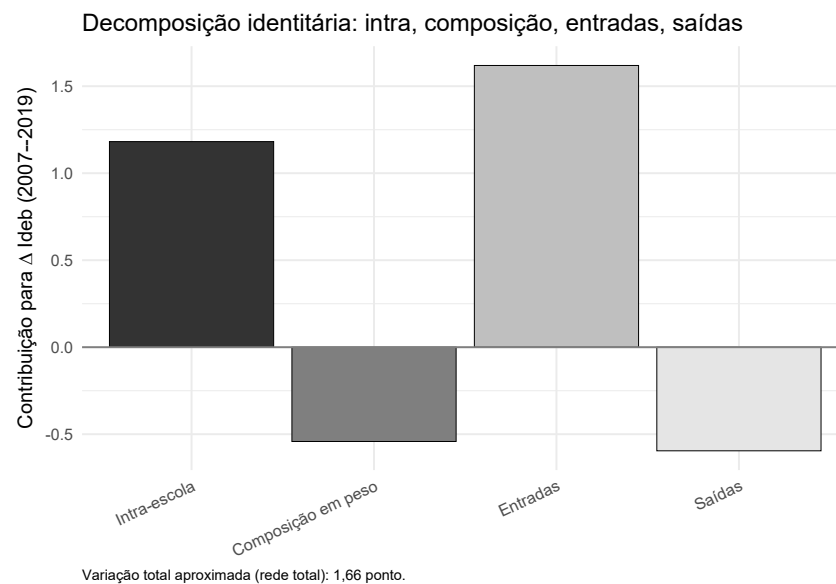


Figura 5. Decomposição identitária do IDEB aproximado da rede entre 2007 e 2019

Notas: barras reportam os quatro componentes da decomposição identitária (7). A soma dos quatro é igual à variação total do IDEB aproximado da rede entre os dois períodos: +1,66 ponto no agregado e +1,46 ponto no subconjunto rural.

A convergência das três decomposições sugere conclusão consistente, com leituras distintas para o agregado e para o subconjunto rural. No agregado das escolas municipais, a melhora do IDEB entre 2007 e 2019 não deriva exclusivamente da variação intra-escola das remanescentes, mas tampouco deriva exclusivamente da composição do conjunto avaliado: as duas parcelas são da mesma ordem. No recorte rural, em contraste, a parcela composicional é dominante e a parcela intra-escola é próxima de zero. A leitura do IDEB agregado da rede como métrica isolada confunde, portanto, esses dois canais distintos, com diferenças importantes entre escolas rurais e urbanas.

5.4 Desigualdade e acesso

A Tabela 11 apresenta os resultados do modelo (5) com tratamento contínuo aplicado a quatro variáveis dependentes que medem desigualdade entre escolas remanescentes da rede. O coeficiente sobre o número acumulado de fechamentos é +0,0012, com erro-padrão de 0,0004, para o desvio-padrão do IDEB entre escolas do painel fixo; +0,0031, com erro-padrão de 0,0012, para a razão P90/P10; e +0,0016, com erro-padrão de 0,0007, para o gap urbano-rural, todos estatisticamente significativos a 5%. O coeficiente sobre o coeficiente de variação é quantitativamente pequeno e não significativo. Para o município médio entre os tratados, com 24 fechamentos acumulados, o efeito implicado sobre o gap urbano-rural é de cerca de 0,04 ponto, equivalente a aproximadamente 15% da média desse gap. A leitura

substantiva é direta: quanto mais escolas um município fecha, maior é a dispersão do IDEB entre as escolas que continuam ativas e maior é a diferença média entre as escolas urbanas e rurais que permanecem na rede.

Tabela 11. Efeito distributivo: fechamento e desigualdade entre escolas remanescentes (TWFE)

	DP do Ideb (1)	CV do Ideb (2)	Razão P90/P10 (3)	Gap urbano-rural (4)
Fechamentos acumulados	0,0012*** (0,0004)	$2,78 \times 10^{-5}$ ($8,68 \times 10^{-5}$)	0,0031*** (0,0012)	0,0016** (0,0007)
Observações	14,015	14,015	14,015	9,845
R ²	0,458	0,614	0,486	0,540
R ² ajustado	0,360	0,544	0,393	0,433
EF município	✓	✓	✓	✓
EF ano	✓	✓	✓	✓

TWFE com efeitos fixos de município e ano, ponderado pela matrícula municipal nos anos iniciais. Tratamento: número acumulado de fechamentos municipais ($n_{m,t}^{fech,acum}$). Painel fixo: escolas municipais ativas em todas as 9 ondas do Ideb no período 2007–2023. Variáveis dependentes: desvio-padrão do Ideb entre escolas remanescentes (col. 1), coeficiente de variação (col. 2), razão entre os percentis 90 e 10 (col. 3) e diferença média entre escolas urbanas e rurais (col. 4). Erros-padrão entre parênteses agrupados por município.

A Figura 6 apresenta o event-study TWFE para o gap urbano-rural, com referência em $e = -1$. Os coeficientes pré-tratamento são pequenos e não estatisticamente significativos. Os coeficientes pós-tratamento mantêm magnitudes próximas de zero e não individualmente significativos na agregação por tempo de evento, sugerindo que o efeito identificado pelo TWFE é cumulativo lento ao longo dos anos, não um salto associado a um evento pontual. Esta leitura é compatível com a natureza do tratamento: cada fechamento adicional remove uma escola, em geral rural, do cálculo da rede, e o efeito agregado sobre o gap é gradual. O gap urbano-rural é uma métrica parcial de equidade entre escolas: capta a separação média entre dois subconjuntos definidos pela localização, mas não captura, por exemplo, a variação da fração de matrícula rural na rede nem a mudança do INSE médio das escolas remanescentes. Indicadores complementares dessa natureza são agenda natural de extensão para os estimadores deste artigo, em particular para refinar a leitura distributiva sobre o segmento atingido pela consolidação.

As Tabelas 12 e 13 apresentam os resultados sobre indicadores de fluxo e de matrícula, em painel anual completo. Na Tabela 12, sobre as taxas de fluxo escolar, o coeficiente sobre o número acumulado de fechamentos é +0,087, com erro-padrão de 0,008, para a taxa de aprovação municipal nos anos iniciais; −0,035, com erro-padrão de 0,004, para a taxa de abandono; e −0,052, com erro-padrão de 0,006, para

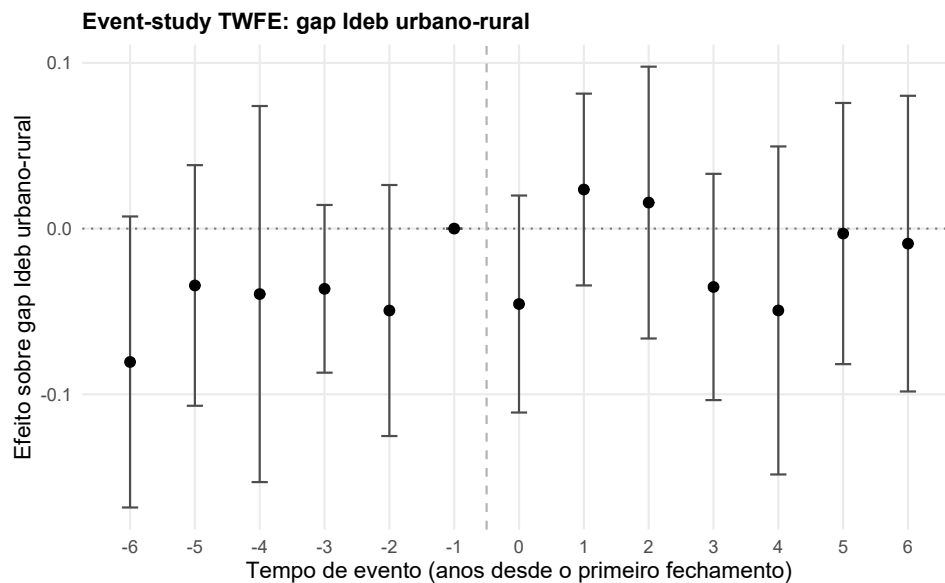


Figura 6. Event-study do efeito do fechamento sobre o gap IDEB urbano-rural

Notas: coeficientes do event-study TWFE com efeitos fixos de município e ano, referência em $e = -1$. Janela $[-6, +6]$ anos. Intervalo de confiança a 95%. Ponderação por matrícula municipal nos anos iniciais.

a taxa de reprovação, todos significativos a 1%. Na Tabela 13, sobre o logaritmo da matrícula, os coeficientes são $-0,0046$ na matrícula rural, $-0,0030$ na matrícula urbana e $-0,0057$ no agregado municipal, todos significativos a 1%. A leitura conjunta dos efeitos sobre fluxo e matrícula é que o fechamento é acompanhado de melhora dos indicadores agregados de aprovação, redução do abandono e redução da reprovação, em paralelo com queda da matrícula total da rede. A queda na matrícula rural é proporcionalmente mais expressiva que a urbana, padrão consistente com a heterogeneidade documentada nas subseções anteriores: é do segmento rural que vem a maior parte da consolidação da oferta escolar municipal no período.

Tabela 12. Efeito sobre fluxo escolar da rede municipal (TWFE)

	Tx. aprovação (1)	Tx. abandono (2)	Tx. reprovação (3)
Fechamentos acumulados	0,0870*** (0,0079)	-0,0346*** (0,0036)	-0,0524*** (0,0058)
Observações	88.623	88.623	88.623
R ²	0,772	0,587	0,759
R ² ajustado	0,757	0,559	0,742
EF município	✓	✓	✓
EF ano	✓	✓	✓

Notas: TWFE com efeitos fixos de município e ano. Painel anual completo 2007–2022 (taxas de rendimento). Tratamento: número acumulado de fechamentos municipais ($n_{m,t}^{fech,acum}$). Erros-padrão entre parênteses agrupados por município. Significância: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10.

Tabela 13. Efeito sobre matrícula da rede municipal nos anos iniciais (TWFE)

	log mat. rural (1)	log mat. urbana (2)	log mat. total (3)
Fechamentos acumulados	-0,0046*** (0,0005)	-0,0030*** (0,0004)	-0,0057*** (0,0003)
Observações	95.144	95.144	95.144
R ²	0,956	0,934	0,962
R ² ajustado	0,954	0,930	0,960
EF município	✓	✓	✓
EF ano	✓	✓	✓

Notas: TWFE com efeitos fixos de município e ano. Painel anual completo 2007–2023. Variáveis de matrícula em $\log(1+x)$ para acomodar municípios com matrícula rural ou urbana nula. Tratamento: número acumulado de fechamentos municipais ($n_{m,t}^{fech,acum}$). Erros-padrão entre parênteses agrupados por município. Significância: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10.

A leitura conjunta dos resultados da análise do efeito agregado e da análise distributiva deve incorporar as observações da Subseção 5.1. As escolas fechadas são majoritariamente rurais, de pequena matrícula, com público de baixo INSE e infraestrutura precária. É desse segmento que vem o ganho líquido de IDEB agregado via composição do conjunto avaliado e a redução líquida de matrícula. A leitura do IDEB agregado como métrica isolada captura a melhora do indicador, mas não dá visibilidade ao aumento da dispersão entre escolas remanescentes nem à perda de acesso local pelo segmento atingido pela consolidação. A leitura distributiva proposta por Tieken e Auldrige-Reveles (2019) e a evidência de Larsen (2020) sobre efeitos de fechamento sobre trajetória educacional ajudam a dimensionar o

custo dessa lacuna.

6 Considerações finais

O artigo discutiu a validade do IDEB como instrumento de *accountability* no contexto de uma decisão administrativa frequente na gestão das redes municipais brasileiras: o fechamento, a paralisação e a consolidação de escolas. A pergunta substantiva foi a de saber o que exatamente é medido quando o indicador agregado da rede melhora. Três estratégias empíricas complementares, diferenças em diferenças com tratamento contínuo e binário, decomposição identitária do IDEB aproximado e decomposições de Oaxaca-Blinder e RIF no nível da escola, convergem para uma leitura com duas camadas. Aplicado ao município médio entre os que efetivamente fecharam escolas (24 fechamentos acumulados), o efeito sobre o IDEB da rede é de cerca de 0,14 ponto, estatisticamente significativo porém substantivamente modesto. Essa magnitude agregada, porém, mistura dinâmicas muito distintas entre subconjuntos rurais e urbanos. Para os fechamentos de escolas rurais, o efeito sobre o IDEB da rede é materialmente mais expressivo (ATT de 0,14 ponto, contra ATT próximo de zero para fechamentos urbanos pela especificação de Callaway e Sant’Anna, 2021); e a decomposição da variação do IDEB aproximado da rede entre 2007 e 2019, restrita ao subconjunto rural, atribui próximo de 100% da variação à recomposição do conjunto de escolas avaliadas e componente intra-escola próximo de zero. Em paralelo, quanto mais escolas o município fecha, mais se amplia a dispersão do IDEB entre as escolas remanescentes, mais se amplia o gap urbano-rural e mais se reduz a matrícula municipal total, padrão mais marcado para o segmento rural. As escolas atingidas pelo fechamento são, em sua maioria, escolas rurais, de pequena matrícula, com público de baixo nível socioeconômico e infraestrutura precária. A separação entre canal intra-escola e canal composicional opera sob a aproximação ponderada do IDEB da rede pela média das escolas; uma validação mais fina exige replicação da fórmula via microdados de aluno do SAEB.

A leitura conjunta dos resultados sustenta três mensagens dirigidas ao debate brasileiro de administração pública sobre desenho de sistemas de responsabilização. A primeira é que indicadores agregados de desempenho público podem registrar melhora consistente sem que esse movimento corresponda, isoladamente, a uma melhora substantiva equivalente da política. No caso aqui examinado, parcela material do ganho de IDEB associado ao fechamento de escolas reflete recomposição do conjunto de unidades avaliadas, e não apenas variação dentro das escolas que permaneceram em operação; essa é uma leitura especialmente forte para o segmento rural. A segunda é que o IDEB permanece, como sublinham Fernandes (2007) e Soares e Xavier (2013), uma métrica importante para o sistema brasileiro de ava-

liação educacional, e o argumento do artigo não é o de relativizar o indicador. O argumento é o de qualificar seu uso para fins de *accountability*: o IDEB agregado da rede, quando lido isoladamente, confunde sinais distintos, e a leitura do agregado nacional ou do agregado municipal pode mascarar dinâmicas específicas do segmento rural. A terceira é que gestores e formuladores de política, na tradição da literatura de administração pública sobre *accountability*, avaliação de desempenho e indicadores públicos (Campos, 1990; Pinho; Sacramento, 2009; Ceneviva; Farah, 2012), ganham em transparência se reportarem o IDEB agregado juntamente com sua decomposição em parcela intra-escola e parcela composicional, e em paralelo a indicadores de matrícula, fechamento de escolas, gap urbano-rural, dispersão entre escolas remanescentes, aprovação, abandono e reprovação, com atenção específica ao recorte rural. Tal conjunto amplia a base informacional sobre a qual o cidadão e os órgãos de controle podem avaliar a gestão municipal e reduz a fração de variação do indicador agregado que escapa à interpretação substantiva.

O estudo tem limitações que importa registrar. Primeiro, o fluxo de fechamentos entre 2007 e 2010 não está observado nos arquivos raw do Censo Escolar; a série usada neste artigo combina o registro oficial em 2011–2023 com a contagem inferida no gap por desaparecimento da escola no painel municipal. A inferência pode confundir fechamento real com mudança de código administrativo ou paralisação não seguida de reativação, mas é conservadora e produz contagens em ordem de grandeza compatível com os anos vizinhos registrados. Segundo, dois estimadores robustos a heterogeneidade de efeitos com tratamento contínuo, o de Chaisemartin e D’Haultfoeulle (2024) via pacote `DIDmultiple` e `gtdyn` e a extensão para tratamento contínuo de Callaway, Goodman-Bacon e Sant’Anna (2024) via pacote oficial `contdid`, foram tentados nesta versão e apresentaram falhas no ambiente local: o primeiro retorna erro interno no cálculo de efeitos sobre o painel bienal do IDEB (apenas nove ondas de observação); o segundo requer compilação em Rtools não disponível no ambiente Windows usado. A convergência das magnitudes entre o TWFE ponderado e o estimador binário de Callaway e Sant’Anna (2021), em paralelo com o teste joint de pré-tendências que não rejeita paralelismo, sugere robustez do achado central; o teste explícito sob heterogeneidade na dose permanece pendente de adequação do ambiente computacional. Terceiro, a aproximação do IDEB da rede pela média ponderada do IDEB escolar, usada nas decomposições, apresenta diferença mediana de cerca de 0,2 ponto em relação ao IDEB oficial. A decomposição é informativa para discutir composição do conjunto avaliado e validade do indicador, mas seu refinamento exige replicação direta da fórmula via microdados de aluno do SAEB, disponíveis para os anos amostrais de 2013, 2015, 2017, 2019, 2021 e 2023. Quarto, a base não cobre desfechos de médio prazo sobre o aluno deslocado e, portanto, não fala sobre evasão, conclusão de etapa ou transição para o ensino

médio.

A agenda de pesquisa que se abre tem ao menos quatro frentes. Estimar a decomposição distributiva alternativa de DiNardo *et al.* (1996) e Fortin *et al.* (2011) para examinar a robustez da leitura por quantil. Implementar o estimador contínuo de Callaway, Goodman-Bacon e Sant’Anna (2024) à medida que o ambiente computacional permita instalar o pacote `contdid`, em particular para validar o perfil dinâmico do efeito da dose. Conduzir replicação da fórmula do IDEB via microdados do SAEB no nível do aluno em um ano amostral, com o objetivo de quantificar precisamente a parcela composicional via mudança no conjunto avaliado da rede, complementando as decomposições apresentadas no presente artigo. Por fim, examinar o efeito do fechamento sobre desfechos de médio prazo, em particular conclusão do ensino fundamental e transição para o ensino médio, em linha com Larsen (2020), sob desenho que requeira tracking longitudinal de alunos.

Conflito de interesses

O autor declara ausência de conflito de interesse financeiro ou pessoal que possa ter influenciado o conteúdo, a interpretação ou as conclusões deste trabalho.

Financiamento

O trabalho foi conduzido sem financiamento específico de agência de fomento. Foram utilizados recursos institucionais regulares da FGV EAESP.

Declaração de disponibilidade de dados

Todas as bases primárias utilizadas são de acesso público. Os microdados do Censo Escolar, as planilhas agregadas do SAEB, as planilhas oficiais do IDEB, o Indicador Nacional de Nível Socioeconômico das Escolas e as taxas de rendimento e de distorção idade-série são publicados pelo INEP em <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos>. Os controles socioeconômicos municipais provêm do Ipeadata (<https://www.ipeadata.gov.br>) e dos Censos Demográficos do IBGE. A nota técnica que documenta a fórmula do IDEB está disponível em https://download.inep.gov.br/educacao_basica/porta1_ideb/o_que_e_o_ideb/Nota_Tecnica_n1_concepcaoIDEB.pdf.

As bases analíticas em painel municipal (5.597 municípios, 1997–2023) e em painel escolar (204.042 escolas municipais) foram construídas pelo autor a partir dessas fontes. Os arquivos finais e os scripts de replicação em R serão depositados

em repositório público após a aceitação do artigo e, até então, podem ser solicitados ao autor pelo e-mail institucional. As bases primárias não são redistribuídas pelo autor, em respeito às políticas dos órgãos titulares, e devem ser obtidas diretamente nas fontes oficiais listadas acima.

Uso de inteligência artificial generativa

Durante a preparação deste artigo, o autor recorreu a ferramentas de inteligência artificial generativa baseadas em modelos de linguagem da Anthropic (Claude) em tarefas delimitadas: revisão gramatical e estilística do texto em português; e sugestão de formatação em LaTeX e ajustes em tabelas e figuras. O autor revisou e editou integralmente o conteúdo resultante e assume responsabilidade plena pelo texto final, incluindo as decisões teóricas, metodológicas e empíricas, a interpretação dos resultados e as referências bibliográficas. Nenhuma parte do conteúdo foi gerada de forma autônoma por sistemas de inteligência artificial sem revisão e validação humana subsequente.

Referências

- BEUCHERT, Louise; HUMLUM, Maria Knoth; NIELSEN, Helena Skyt; SMITH, Nina. The short-term effects of school consolidation on student achievement: Evidence of disruption? **Economics of Education Review**, v. 65, p. 31–47, 2018.
- BLINDER, Alan S. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. **The Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436–455, 1973.
- BRUMMET, Quentin. The effect of school closings on student achievement. **Journal of Public Economics**, v. 119, p. 108–124, 2014.
- CALLAWAY, Brantly; GOODMAN-BACON, Andrew; SANT’ANNA, Pedro H. C. **Difference-in-differences with a continuous treatment**. Cambridge, MA, 2024.
- CALLAWAY, Brantly; SANT’ANNA, Pedro H. C. Difference-in-differences with multiple time periods. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 200–230, 2021.
- CAMARGO, Braz; CAMELO, Rafael; FIRPO, Sergio; PONCZEK, Vladimir. Information, market incentives, and student performance: Evidence from a regression discontinuity design in Brazil. **Journal of Human Resources**, v. 53, n. 2, p. 414–444, 2018.

CAMPBELL, Donald T. Assessing the impact of planned social change. **Evaluation and Program Planning**, v. 2, n. 1, p. 67–90, 1979.

CAMPOS, Anna Maria. Accountability: quando poderemos traduzi-la para o português? **Revista de Administração Pública**, v. 24, n. 2, p. 30–50, 1990.

CENEVIVA, Ricardo; FARAH, Marta Ferreira Santos. Avaliação, informação e responsabilização no setor público. **Revista de Administração Pública**, v. 46, n. 4, p. 993–1016, 2012.

CHAISE MARTIN, Clément de; D’HAULTFŒUILLE, Xavier. Difference-in-differences estimators of intertemporal treatment effects. **The Review of Economics and Statistics**, 2024. Versão de working paper: NBER Working Paper No. 29873.

CHAISE MARTIN, Clément de; D’HAULTFŒUILLE, Xavier. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. **American Economic Review**, v. 110, n. 9, p. 2964–2996, 2020.

CULLEN, Julie Berry; REBACK, Randall. Tinkering toward accolades: School gaming under a performance accountability system. *In*: GRONBERG, Timothy J.; JANSEN, Dennis W. (ed.). **Improving School Accountability: Check-Ups or Choice**. Bingley: Emerald Group Publishing, 2006. v. 14. (Advances in Applied Microeconomics). Versão de working paper: NBER Working Paper No. 12286, 2006. p. 1–34.

DEE, Thomas S.; JACOB, Brian. The impact of No Child Left Behind on student achievement. **Journal of Policy Analysis and Management**, v. 30, n. 3, p. 418–446, 2011.

DINARDO, John; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973–1992: A semiparametric approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1001–1044, 1996.

ENGBERG, John; GILL, Brian; ZAMARRO, Gema; ZIMMER, Ron. Closing schools in a shrinking district: Do student outcomes depend on which schools are closed? **Journal of Urban Economics**, v. 71, n. 2, p. 189–203, 2012.

FARIA, Flávia Peixoto; JANNUZZI, Paulo de Martino; SILVA, Silvano José da. Eficiência dos gastos municipais em saúde e educação: uma investigação através da análise envoltória no estado do Rio de Janeiro. **Revista de Administração Pública**, v. 42, n. 1, p. 155–177, 2008.

FERNANDES, Reynaldo. **Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb)**. Brasília, 2007.

FIGLIO, David; LOEB, Susanna. School accountability. *In*: HANUSHEK, Eric A.; MACHIN, Stephen; WOESSMANN, Ludger (ed.). **Handbook of the Economics of Education**. Amsterdam: Elsevier, 2011. v. 3. p. 383–421.

FIGLIO, David N.; GETZLER, Lawrence S. Accountability, ability and disability: Gaming the system? *In*: GRONBERG, Timothy J.; JANSEN, Dennis W. (ed.). **Improving School Accountability: Check-Ups or Choice**. Bingley: Emerald Group Publishing, 2006. v. 14. (Advances in Applied Microeconomics). Versão de working paper: NBER Working Paper No. 9307, 2002. p. 35–49.

FIRPO, Sergio; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. **Econometrics**, v. 6, n. 2, p. 28, 2018.

FIRPO, Sergio; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Unconditional quantile regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953–973, 2009.

FIRPO, Sergio; PIERI, Renan; SOUZA, André Portela. Electoral impacts of uncovering public school quality: Evidence from Brazilian municipalities. **EconomiA**, v. 18, n. 1, p. 1–17, 2017. Versão de working paper: IZA Discussion Paper No. 6524, 2012.

FORTIN, Nicole; LEMIEUX, Thomas; FIRPO, Sergio. Decomposition methods in economics. *In*: ASHENFELTER, Orley; CARD, David (ed.). **Handbook of Labor Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2011. 4A. p. 1–102.

GOODMAN-BACON, Andrew. Difference-in-differences with variation in treatment timing. **Journal of Econometrics**, v. 225, n. 2, p. 254–277, 2021.

HIRATA, Guilherme; OLIVEIRA, João Batista; MELO, Lucas Braga. O Fundeb e a questão da equidade. **Revista Brasileira de Economia**, v. 76, n. 2, p. 174–203, 2022.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Nota Técnica: Índice de Desenvolvimento da Educação Básica – Ideb, Concepção e Metodologia**. Brasília, 2007.

JACOB, Brian A. Accountability, incentives and behavior: The impact of high-stakes testing in the Chicago Public Schools. **Journal of Public Economics**, v. 89, n. 5–6, p. 761–796, 2005.

JACOB, Brian A.; LEVITT, Steven D. Rotten apples: An investigation of the prevalence and predictors of teacher cheating. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 118, n. 3, p. 843–877, 2003.

KORETZ, Daniel. **The Testing Charade: Pretending to Make Schools Better**. Chicago: University of Chicago Press, 2017.

LARSEN, Matthew F. Does closing schools close doors? The effect of high school closings on achievement and attainment. **Economics of Education Review**, v. 76, p. 101980, 2020.

MARIONI, Larissa da Silva; FREGUGLIA, Ricardo da Silva; MENEZES-FILHO, Naercio Aquino. The impacts of teacher working conditions and human capital on student achievement: evidence from Brazilian longitudinal data. **Revista Brasileira de Economia**, v. 74, n. 3, p. 305–324, 2020.

NEAL, Derek; SCHANZENBACH, Diane Whitmore. Left behind by design: Proficiency counts and test-based accountability. **The Review of Economics and Statistics**, v. 92, n. 2, p. 263–283, 2010.

OAXACA, Ronald. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693–709, 1973.

PIETRA, Giovanni Ávila Cardoso Di; SASSAKI, Alex Hayato; KOMATSU, Bruno Kawaoka; MENEZES FILHO, Naercio Aquino. O que explica o desempenho do Brasil no PISA 2015? **Revista Brasileira de Economia**, v. 74, n. 2, p. 167–196, 2020.

PINHO, José Antonio Gomes de; SACRAMENTO, Ana Rita Silva. Accountability: já podemos traduzi-la para o português? **Revista de Administração Pública**, v. 43, n. 6, p. 1343–1368, 2009.

REBACK, Randall. Teaching to the rating: School accountability and the distribution of student achievement. **Journal of Public Economics**, v. 92, n. 5–6, p. 1394–1415, 2008.

ROTH, Jonathan; SANT’ANNA, Pedro H. C.; BILINSKI, Alyssa; POE, John. What’s trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature. **Journal of Econometrics**, v. 235, n. 2, p. 2218–2244, 2023. Conferir paginas na pagina do editor.

SOARES, José Francisco; XAVIER, Flávia Pereira. Pressupostos educacionais e estatísticos do Ideb. **Educação & Sociedade**, v. 34, n. 124, p. 903–923, 2013.

TIEKEN, Mara Casey; AULDRIDGE-REVELES, Trevor Ray. Rethinking the school closure research: School closure as spatial injustice. **Review of Educational Research**, v. 89, n. 6, p. 917–953, 2019.

TORAL, Guillermo. Competence versus priorities: negative electoral responses to education quality in Brazil. **The Journal of Politics**, v. 83, n. 4, p. 1521–1539, 2021.

TORRE, Marisa de la; GWYNNE, Julia. **When Schools Close: Effects on Displaced Students in Chicago Public Schools**. Chicago, 2009.

Apêndice A. Robustez

A Tabela 14 compara a especificação principal do TWFE com tratamento contínuo, em painel 2007–2023, com a mesma especificação excluindo a onda 2021 do IDEB, tratada neste artigo como anomalia pandêmica. Os coeficientes sobre o IDEB da rede, sobre o componente N e sobre o componente P permanecem estáveis em sinal e magnitude (variação da ordem de 10% a 15% em relação ao painel completo) e mantêm significativância estatística a 1%. O coeficiente sobre o indicador de cumprimento da meta, porém, cai em magnitude e perde significância no painel sem 2021, padrão compatível com a perda de uma das ondas do ciclo oficial de metas 2007–2021 e com a remoção dos municípios que cumpriram meta pela primeira vez exatamente na onda 2021.

Tabela 14. TWFE principal com e sem a onda 2021 do Ideb

Variável dependente	Painel completo (2007–2023)	Sem onda 2021
Ideb	0,0060 (0,0008)	0,0054 (0,0009)
N	45.363	40.609
Componente N	0,0030 (0,0007)	0,0026 (0,0007)
N	45.366	40.612
Componente P	0,0009 (0,0001)	0,0008 (0,0001)
N	46.473	41.256
Bateu meta	0,0024 (0,0007)	0,0010 (0,0007)
N	39.061	34.315

Notas: TWFE com tratamento contínuo (dose acumulada) ponderado pela matrícula municipal nos anos iniciais, com efeitos fixos de município e ano. Erros-padrão agrupados por município entre parênteses.

Coluna 1: especificação principal da Tabela 4, painel 2007–2023. Coluna 2: mesma especificação excluindo a onda 2021 do Ideb (anomalia pandêmica). Coeficientes estáveis em sinal e magnitude.

A Tabela 15 apresenta o teste joint de Wald sobre os coeficientes $ATT(g, t)$ em períodos pré-tratamento ($t < g$) do estimador de Callaway e Sant’Anna (2021), nas quatro variantes do desenho. Em nenhuma das 12 especificações (4 variantes $\times$ 3 outcomes: IDEB, componente N , componente P) a hipótese de paralelismo das tendências é rejeitada a níveis convencionais. Os p -valores variam entre 0,980 e 1,000, o que oferece base estatística formal à leitura visual das Figuras 1, 2 e 3.

Tabela 15. Teste joint de Wald de pré-tendências do estimador de Callaway e Sant’Anna

Variante	Variável dependente	Estatística W	p -valor
(A) Total	Ideb	13,37	1,000
(A) Total	Componente N	18,52	1,000
(A) Total	Componente P	33,27	0,993
(B) Rural	Ideb	13,51	1,000
(B) Rural	Componente N	17,81	1,000
(B) Rural	Componente P	36,50	0,980
(C) Urbano	Ideb	8,45	1,000
(C) Urbano	Componente N	20,27	1,000
(C) Urbano	Componente P	18,59	1,000
(D) Nev. 99	Ideb	12,97	1,000
(D) Nev. 99	Componente N	19,30	1,000
(D) Nev. 99	Componente P	32,79	0,994

Notas: Estatística W do teste joint de Wald sobre os coeficientes $ATT(g, t)$ em períodos pré-tratamento ($t < g$) do estimador de Callaway e Sant’Anna (2021), e p -valor associado. A hipótese nula é de paralelismo das tendências entre grupos tratados e nunca tratados. Em nenhuma das 12 especificações a hipótese é rejeitada a níveis convencionais.

Variante (A): tratamento agregado, grupo de comparação = nunca tratado 2007–2023. (B): tratamento somente fechamentos rurais. (C): tratamento somente fechamentos urbanos. (D): tratamento agregado, grupo de comparação = nunca tratado 1997–2023 (especificação mais conservadora).

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.