

# OS EFEITOS DE TRAJETÓRIAS EDUCACIONAIS DE QUALIDADE SOBRE EMPREGO E VIOLÊNCIA NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS<sup>1</sup>

Luciano Mancuso Salomão<sup>2</sup>

Naercio Aquino Menezes-Filho<sup>3</sup>

Este artigo propõe um novo índice de qualidade educacional, que acompanha a trajetória escolar dos estudantes nos municípios brasileiros e investiga seu impacto sobre criminalidade e geração de empregos. O índice mede a proporção de alunos de 17-18 anos que alcançaram proficiência suficiente no Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) entre os matriculados na primeira série uma década antes. Analisando duas gerações, examinamos os impactos de variações do índice para formados entre 2009-2014 sobre empregabilidade e violência entre 2014-2019. Os resultados indicam que melhorias na trajetória educacional reduzem homicídios e aumentam contratações formais de jovens, com efeitos robustos inclusive em intervalos de curto prazo.

**Palavras-chave:** qualidade educacional; Enem; ensino superior; segurança.

## HOW QUALITY EDUCATIONAL TRAJECTORIES INFLUENCE EMPLOYMENT AND VIOLENCE IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES

This paper proposes a new educational quality index that tracks students' academic trajectories in Brazilian municipalities and examines its impact on crime and employment. The index measures the proportion of 17-18-year-old students who achieved sufficient proficiency in the Enem among those enrolled in the 1<sup>st</sup> grade a decade earlier. Analyzing two generations, we assess the effects of index variations for graduates between 2009-2014 on employment and violence between 2014-2019. Results indicate that improvements in educational trajectories reduce homicides and increase formal youth employment, with robust effects even in the short term.

**Keywords:** educational quality; Enem; higher education; security.

**JEL:** I15; I25; J40.

## 1 INTRODUÇÃO

A qualidade da educação, embora seja um dos principais fatores determinantes da produtividade de um país (Mankiw, Romer e Weil, 1992), é um elemento de difícil modificação. Compras de máquinas e equipamentos geram impactos sobre a produtividade do trabalho mais rapidamente, enquanto mudanças significativas na qualidade educacional demoram mais tempo para dar resultados. Esse dilema é ainda mais predominante na literatura educacional, com evidências de que efeitos de uma melhora qualitativa sobre a produtividade se sobressaem em relação aos

---

1. DOI: <https://dx.doi.org/10.38116/ppe55n3art2>.

2. Pesquisador na Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe) e consultor de avaliação de impacto no Hospital do Coração (Hcor). *E-mail:* lucianomans98@alumni.usp.br.

3. Professor no Insper e na Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de São Paulo (FEA/USP). *E-mail:* naercioamf@insper.edu.br.

oriundos de aumentos na quantidade educacional, como, por exemplo, mais anos de estudo (Krueger e Lindahl, 2001; Angrist, 2021; Hanushek e Woessmann, 2020). A qualidade da educação, medida por testes internacionais de desempenho, por exemplo, possui forte associação com o crescimento econômico de longo prazo,<sup>4</sup> devido à mão de obra mais qualificada, embora ainda não haja consenso em como medir tal qualidade (Hanushek e Kimko, 2000).

No contexto brasileiro, há um evidente esforço do governo em ampliar o acesso à escola, visto que a totalidade das crianças ingressa no sistema educacional. Entretanto, uma das consequências dessa ampliação do acesso à escola foi a estagnação ou até piora da proficiência dos alunos, principalmente no ensino médio (EM), sem garantia de melhoras econômicas diretas (Easterly, 2001). Além disso, ainda há uma persistência das desigualdades regionais na oferta educacional (Fernandes e Narita, 2001). Nesse contexto, um melhor entendimento de como a qualidade educacional pode afetar os ganhos futuros é de suma relevância (Curi e Menezes-Filho, 2009).

Diversos índices e métricas com o objetivo de avaliar a qualidade do ensino brasileiro já foram criados, como o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), as notas de corte utilizadas pelo Programa Universidade para Todos (Prouni) e o próprio Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb). Nesse artigo, é proposto um novo índice de desempenho, com o objetivo de averiguarmos a qualidade do ensino como um todo, e não apenas uma etapa educacional específica: levando em conta a taxa de permanência durante a trajetória escolar e a nota do aluno no Exame Nacional do Ensino Médio (Enem), foi desenvolvido um índice que utiliza como referência as escalas de proficiência do Saeb.

O índice proposto, denominado Índice de Jovens com Desempenho Suficiente (IJDS), é calculado pela proporção de participantes do Enem de 17 e 18 anos que atingiram com suas notas, segundo a escala Saeb, patamar considerado “suficiente” para o aprendizado do aluno, em relação aos matriculados aos 6 e 7 anos de idade na primeira série/segundo ano de cada município dez anos antes. Além de medir a proficiência dos alunos recém-formados, a ideia por trás desse índice é que uma boa gestão de ensino permite que a maior parte dos alunos de uma geração continue na escola, sem repetências, até o EM, além de motivá-los a prestarem exames como o Enem. Dessa forma, redes que retiverem seus alunos e permitirem somente aos melhores prestarem o Enem são penalizadas, enquanto redes em que grande parte dos alunos do EM decidirem participar do Enem são

---

4. A literatura de maior destaque, inclusive, se concentra no cenário macroeconômico, com pesquisas apontando que variações em testes internacionais afetam drasticamente o produto interno bruto (PIB) dos países (Pelinescu, 2015). Hanushek e Shultz (2012), por exemplo, apontaram em seu estudo que uma variação de 100 pontos nas notas do Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (Pisa) afeta significativamente o PIB, com uma variação de até 2 pontos percentuais na taxa de crescimento. Embora não linear, é possível realizar uma comparação com anos de estudo: uma média de 200 pontos na nota do Pisa equivale a 6 anos de estudo (OECD, 2014).

beneficiadas, pois, além de terem mantido os alunos durante toda a trajetória do ensino básico, conseguiram também elevar suas expectativas.

As escalas do Saeb possuem, em sua construção, alicerces e metodologias pedagógicas bem definidas, sendo possível uma comparação direta com as notas do Enem (Inep, 2020). Assim, é definido como desempenho “suficiente” uma nota média no Enem acima de seiscentos, que equivale a uma nota acima de trezentos na escala do Saeb, considerada acima do nível 4 segundo escalas derivadas dos manuais disponibilizados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep).

A principal metodologia do artigo se sustentou na análise de variações do índice sobre a geração de empregos formais e a quantidade de homicídios ocorridos. Na análise principal, foi utilizado um modelo de regressão linear em primeiras diferenças, valendo-se do método de estimação de mínimos quadrados ordinários (MQO). Foram correlacionadas variações do IJDS entre 2009 e 2014 (intervalo de cinco anos) sobre os dois indicadores sociais de interesse no intervalo subsequente, ou seja, entre 2014 e 2019. Os resultados indicam impactos na direção esperada, com mais jovens empregados e menos homicídios, ambos estatisticamente significantes.

Foram empregadas diversas análises de robustez, como transformações nos indicadores estudados e mudança no parâmetro de qualidade educacional, além de regressões via painel, verificando se os impactos encontrados nas análises principais se repetem em intervalos temporais de curto prazo. Dentre as análises em painel, destaca-se a utilização de modelos de contagem e do procedimento de Arellano e Bond (1991), testando a validade das hipóteses utilizadas nas análises principais. Além disso, testes placebos, verificando se tendências anteriores foram responsáveis pelos resultados observados, também foram realizados. Em todos os casos, os resultados principais se mantiveram, reforçando a robustez dos efeitos da melhoria na qualidade educacional sobre os indicadores sociais.

A correlação entre decisões econômicas e investimentos em capital humano possui raízes no século passado (Becker, 1962; Mincer, 1974) e é alvo de debate incessante na literatura, tanto nos mecanismos associados quanto nos efeitos sociais (Krueger e Lindahl, 2001). Nesse amplo contexto, diversos estudos apontaram os ganhos para a sociedade de melhoras educacionais e mais anos de estudo (Deming, 2022), como aumento da produtividade econômica (Mankiw, Romer e Weil, 1992), desenvolvimento de novas tecnologias (Romer, 1990), difusão de conhecimento de um país (Benhabib e Spiegel, 1994), e também crescimento da empregabilidade e remuneração (Riddell e Song, 2011; Zimmerman, 2014).

Além de todos os benefícios sociais descritos, um se destaca frente à recente ascensão da violência entre os jovens brasileiros (Cerqueira *et al.*, 2019): a queda da criminalidade (Belfield *et al.*, 2006; Machin, Marie e Vujčić, 2011). A vasta

literatura sobre o tema aponta para as diversas direções em que melhoras educacionais afetam a criminalidade (Krueger e Lindahl, 2001), como aumentos no custo de oportunidade e maiores retornos futuros (Lochner e Moretti, 2004), além de menor tempo a ser dedicado em atividades ilegais (Tauchen, Witte e Griesinger, 1994). Análises recentes reforçam a ligação entre baixo desempenho educacional, vulnerabilidade juvenil e maiores taxas de violência, sugerindo que políticas de melhoria da qualidade da educação<sup>5</sup> têm efeitos indiretos relevantes na prevenção da criminalidade (Belfield *et al.*, 2006; Chioda, De Mello e Soares, 2016).

Dito isso, desejamos examinar como variações no índice educacional sugerido, representando melhoras do aprendizado no EM, impactam não só a empregabilidade, como também a violência. A escolha por esses indicadores se pauta não somente no amplo interesse social, mas também pelo acesso a microdados de todo o país. Essa análise empírica tem o intuito, além de fornecer uma alternativa na medição da qualidade educacional a nível municipal, de contribuir para o amplo debate na literatura sobre os impactos de melhoras educacionais em indicadores econômicos, dada a abordagem que considera, além de melhores notas, a menor retenção dos alunos no sistema educacional; sendo, portanto, uma medida de quantidade e qualidade educacional (Hanushek e Woessmann, 2020).

Este artigo está estruturado da seguinte forma: a seção 2 apresenta a descrição dos dados utilizados, a metodologia principal empregada e as análises de robustez. Na seção 3, são discutidos os resultados das análises econométricas, e, por fim, a seção 4 traz as principais conclusões.

## 2 METODOLOGIA

As principais informações em nosso estudo são oriundas do Enem e do Censo Escolar (CE). Primeiramente, é descrito o processo de obtenção dessas informações, após isso, são destrinchadas as demais bases de dados utilizadas na criação dos indicadores de violência e emprego. Por fim, são descritas as abordagens econométricas, tanto das análises principais quanto das de robustez.

Para todas as bases de dados, utilizaremos a agregação municipal para os códigos das áreas mínimas comparáveis (AMCs) do intervalo 2000-2010. Dessa forma, compararemos consistentemente os municípios, levando em consideração desagregações e fusões que tenham ocorrido nesse amplo período.

---

5. Vale destacar também o convívio com pares no ambiente escolar, proporcionando oportunidades para o desenvolvimento de *soft skills* e habilidades cada vez mais requisitadas pelo mercado de trabalho (Heller *et al.*, 2017; Deming, 2015).

## 2.1 Índice de Jovens com Desempenho Suficiente

O Enem é um exame que teve sua primeira edição em 20 de agosto de 1998, com uma taxa de inscrição de 20 reais e recebendo 115.575 participantes.<sup>6</sup> Em 2008, em sua 11ª edição, o exame tornou-se o processo nacional de seleção para ingresso no ensino superior; o número de inscritos foi de 4.018.050. Já em 2009, o exame mudou de formato, com 45 questões objetivas para cada área do conhecimento e uma redação, além de passar a praticar a teoria de resposta ao item, permitindo a comparação das notas daquele ano com as dos anos seguintes. Sua aplicação passou a ser em dois dias consecutivos e o exame começou a certificar também a conclusão do EM. Somente a partir de 2015 foi possível quantificar precisamente o número de “treineiros”, isto é, participantes cujo único objetivo era treinar a prova, visto que não podiam ainda se matricular em instituições de ensino superior (ES).

Os microdados do Enem são de livre acesso, e foram obtidos no portal do Inep, administrado pelo Ministério da Educação. As informações disponibilizadas se alteraram ao longo do tempo, tais quais as provas; contudo, para todos os anos é possível obter dados individuais de presença e nota em cada prova, idade, situação de conclusão do aluno no EM, município de residência e da escola do aluno (só disponível para concluintes do EM), dentre outras informações. Na montagem do índice foram utilizadas somente as notas de alunos de 17 e 18 anos “não treineiros” e concluintes do EM. Tal escolha metodológica foi pautada no fato de que somente para alunos concluintes temos informações do município da escola frequentada; e, como será visto mais adiante para a base do CE, a informação geográfica mais consistente desde o início do século foi precisamente a do município da escola.

Utilizamos o período de 2009 até 2019 do Enem, abordando a trajetória desse exame na última década. Como mencionado, as informações dessas bases se alteraram ao longo do tempo e não temos, desde 2009, uma sinalização se o indivíduo é ou não “treineiro”. Dessa forma, consideramos que um aluno não é “treineiro” se ele é concluinte do ensino básico em dado ano; criando, assim, um parâmetro de definição que pode ser utilizado em todos os anos abordados. Outra modificação que ocorreu ao longo do tempo foram os critérios para a eliminação nas provas de redação: decidiu-se manter a presença na prova e atribuir nota zero, exceto para provas em branco, em que a presença foi anulada. Nas demais provas, devido ao menor número de eliminações, optou-se por desconsiderar a presença dos alunos. Dessa forma, foi construída uma base de dados individual de presença e notas de alunos de 17 e 18 anos concluintes do EM junto com o código do município de suas escolas.

Para averiguarmos as matrículas das escolas na primeira série/segundo ano, utilizamos a base de dados do CE, por apresentar um conjunto minimamente

---

6. Dados segundo o histórico do Inep. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/areas-de-atuacao/avaliacao-e-exames-educacionais/enem/historico>. Acesso em: 31 jan. 2025.

consistente de informações da educação básica ao longo do tempo. Os microdados, novamente, são de livre acesso e podem ser obtidos pelo portal do Inep. Como o intuito é analisar a mesma geração de alunos que prestou o Enem, foram buscadas as matrículas de alunos de 6 e 7 anos, abordando o período entre 1999 e 2009, que configurou, na média, dez anos<sup>7</sup> de distância em relação à situação de prestar o Enem como concluinte do EM, na ausência de repetências e eventuais abandonos, temporários ou não.

Essa base de dados também sofreu mudanças ao longo do período abordado, como a introdução do ensino fundamental de nove anos em 2004 e a transição para uma estrutura individual em 2007, deixando de ser agregada por escola. Dessa forma, ao utilizarmos a agregação por município da escola, abordamos o método mais consistente para todos os anos abordados. Assim sendo, foi criada uma base de dados, pelo município da escola, de matrículas de alunos de 6 e 7 anos na primeira série/segundo ano do ensino fundamental, abordando o período entre 1999 e 2009.

O IJDS representa uma proporção e seu cálculo seguiu a fórmula (1).

$$IJDS_{j,i} = \frac{P_{j,i}}{M_{j,i}} \in [0,1] \quad (1)$$

O subscrito  $j$  representa o ano do Enem e o  $i$ , o município da escola. O termo  $P_{j,i}$  representa o número de participantes com 17 e 18 anos (concluintes do EM) que conseguiram alcançar desempenho considerado “suficiente” segundo a escala Saeb, isto é, a média de suas notas entre as provas de linguagem e códigos e matemática foi superior ou igual a seiscentos, e a nota na prova de redação diferente de zero (significando que realizou a prova e não foi eliminado). Uma nota no Enem acima de seiscentos equivale a uma nota acima de trezentos na escala do Saeb, considerada acima do nível 4 pelo Inep (2020). O termo  $M_{j,i}$ , por sua vez, representa as médias móveis de matriculados aos 6 e 7 anos na primeira série/segundo ano dez anos antes, considerando a média entre o período atual, subsequente e anterior. O índice  $i$  indica o município e o  $j$ , o ano em questão. Ao utilizarmos a média móvel, diminuimos o impacto de variações do número de matriculados entre os anos e possíveis erros de medida. Com os termos  $P_{ji}$  e  $M_{ji}$  obtidos, foi possível calcularmos o IJDS.

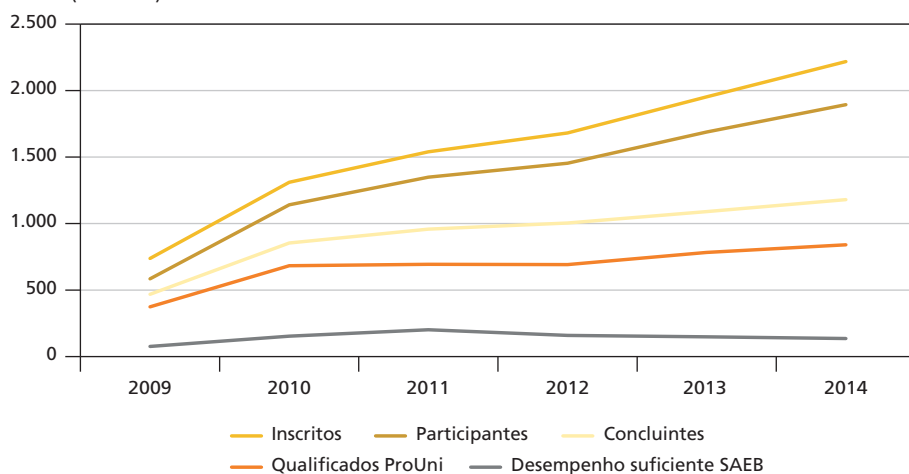
A integração das bases do Enem e do CE para o cálculo do índice exigiu cuidado, pois os códigos AMC de 2010-2000 correspondem a uma amostra distinta do total de municípios atuais (5.623 códigos AMC). Na montagem do índice, para fins de consistência, foram retirados os municípios que não apresentaram

7. Adotou-se um intervalo de dez anos pois, como muitos alunos ainda não tinham completado 7 anos no momento de realização do CE (em março), optou-se por considerar também os alunos com 6 anos matriculados na primeira série/segundo ano. Da mesma forma, como o Enem ocorre no final do ano, também foram considerados alunos de 18 anos.

matrículas na série e faixa etária de interesse em algum dos anos (1999 até 2009) – 259 códigos AMC. Foram também retirados o município de Brasília e municípios com o índice acima de um em algum ano, por serem *outliers* (oito códigos AMC). Assim, a base final conta com 5.356 códigos AMC.

Apresentada a montagem do IJDS, cabe analisarmos o comportamento do índice ao longo do tempo. O gráfico 1 compara como evoluíram ao longo dos anos as quantidades de inscritos e participantes no Enem, com base nos que atingiram os parâmetros estipulados de IJDS em relação ao número de participantes totais entre 2009 e 2014, período em que o índice é utilizado na análise quantitativa. O gráfico mostra que houve um grande aumento na quantidade de jovens inscritos e participantes, mas um aumento mais modesto para os jovens de 17 e 18 anos concluintes do EM, e mais modesto ainda para os que atingiram os parâmetros de qualificação do Prouni.<sup>8</sup> É também possível notarmos certa estabilidade na quantidade de jovens com desempenho considerado “suficiente” na escala Saeb. Já o gráfico A.1, presente no apêndice A, destrincha o comportamento do IJDS entre as diferentes unidades da Federação (UFs), com destaque para os movimentos mais acentuados das UF de Sergipe, Minas Gerais e São Paulo.

GRÁFICO 1  
**Evolução do IJDS ao longo do tempo**  
(Em 1 mil)



Fonte: Microdados do Enem.  
Elaboração dos autores.

8. A média das cinco provas do Enem (línguas e códigos, ciências humanas, ciências da natureza, matemática e redação) deve ser, no mínimo, de 450 pontos, além de a nota da redação ser acima de zero.

## 2.2 Indicadores

Para a análise das variações no emprego formal, foi utilizada a base de dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged). Os microdados são de livre acesso e podem ser obtidos pelo portal do Programa de Disseminação das Estatísticas do Trabalho, administrado pelo Ministério do Trabalho. Além dos dados principais, também foram obtidos os dados das bases “ajustes”, a fim de conferir maior consistência às informações tratadas.

Para obtermos a variável de interesse, foi calculado o saldo entre admissões e demissões de um determinado código AMC no ano, referente ao município do estabelecimento. Uma admissão empregatícia contribui com o acréscimo de uma unidade para a conta e uma demissão age no sentido oposto. Portanto, por se tratar de um saldo, podemos ter valores positivos e negativos. A base de “ajustes”, que trata de declarações entregues fora do prazo de consolidação dos dados, também foi considerada nessa conta. Foram apenas consideradas as movimentações ocorridas nos anos de interesse. Para verificarmos os impactos de melhoras educacionais sobre o indicador de empregabilidade (Riddell e Song, 2011), foi averiguado o saldo empregatício de jovens entre 22 e 23 anos, considerando dados agregados para cada código AMC.

O Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) possui o papel de representar dados de mortalidade no país. É administrado pelo Sistema Único de Saúde (SUS), sendo de livre acesso pelo portal Datasus. Suas observações são individuais e apresentam dados oriundos das declarações de óbito (DOs), como a causa básica de óbito, idade do indivíduo, município de residência e ocorrência, dentre outras. Foi utilizado o total de homicídios de jovens entre 22 e 23 anos, agregado pelo município de residência dos falecidos, lançando-se mão dos códigos AMC já citados. Vale ressaltar os critérios definidos para a demarcação de um óbito como “homicídio”: trata-se de óbitos com a causa básica da DO marcada como “causas externas de mortalidade”, sendo considerado “homicídio” se a circunstância de óbito da DO declarar que é tal.

Considerando que o tamanho populacional dos municípios está intrinsecamente associado ao seu dinamismo no mercado de trabalho e aos níveis de violência, optou-se por expressar ambos os indicadores em taxas por 100 mil habitantes, de modo a controlar pelas heterogeneidades populacionais entre os municípios. As estimativas populacionais utilizadas nesse cálculo são apresentadas na subseção seguinte.

## 2.3 Covariadas

Na montagem da série de produto interno bruto (PIB) *per capita* municipal, foram obtidas informações oriundas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Foram utilizadas as bases de dados disponíveis no *website* do IBGE, obtendo-se assim o PIB municipal a preços correntes. Utilizando-se os códigos AMC, as informações de seus respectivos PIBs de cada ano foram agregadas; após isso, adicionou-se um

deflator para cada ano analisado, sendo possível assim a estimação das variações do PIB deflacionado. Os PIBs foram ajustados seguindo deflator desenvolvido pela Cátedra Ruth Cardoso do Insper, utilizando a média geométrica do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) em uma releitura de Corseuil e Foguel (2002). Assim, para cada código AMC foi obtido o logaritmo natural do PIB deflacionado ao longo do período estudado.

O processo de obtenção das estimativas populacionais de cada município necessitou de um maior cuidado. A estimativa populacional de 2010 foi obtida pelo Censo Demográfico de dado ano, enquanto para os demais anos até 2019, foram obtidas estimativas próprias do IBGE. Vale ressaltar, entretanto, algumas características do cálculo de tais estimativas: embora elas sejam anuais, elas não são corrigidas após um censo, podendo ocorrer desvios pontuais em relação ao verdadeiro valor populacional. Com essa informação em mãos, obtivemos o logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita*. Ao incorporar tal variável aos modelos, é esperado que estejamos controlando pelo crescimento econômico contemporâneo dos municípios analisados.

Por fim, foi elaborada uma tabela de estatísticas descritivas, tratando dos indicadores de emprego e violência apresentados, com valores para média, desvio-padrão, máximo e mínimo.

TABELA 1  
Estatísticas descritivas

| Variáveis                              | Média  | Desvio-padrão | Mínimo  | Máximo  |
|----------------------------------------|--------|---------------|---------|---------|
| IJDS                                   | 0.056  | 0.089         | 0       | 0.957   |
| Homicídios/100 mil hab.                | 1.348  | 3.765         | 0       | 85.616  |
| Saldo admissões-demissões/100 mil hab. | 31.191 | 103.793       | -209.75 | 1393.30 |
| PIB deflacionado <i>per capita</i>     | 9.841  | 0.758         | 8.408   | 17.972  |

Fonte: Censo Escolar, Enem, SIM-SUS, Censo do Ensino Superior, Caged e IBGE.  
Elaboração dos autores.

- Obs.: 1. O ano de referência dos dados coletados foi 2019.  
2. Os indicadores analisados trataram de jovens entre 22 e 23 anos.  
3. Os valores referentes ao PIB estão em logaritmo natural.

2.4 Abordagem econométrica

Com o intuito de averiguar o impacto da melhora do aprendizado no EM sobre indicadores de emprego e violência cinco anos após a participação no Enem, foi adotada como metodologia econométrica o modelo de regressão linear em primeiras diferenças, utilizando o método de estimação MQO. Foi correlacionada a variação do índice IJDS entre 2009 e 2014 (defasada) com a variação dos indicadores de interesse entre 2014 e 2019, controlando, para esse mesmo intervalo, pela variação contemporânea do logaritmo natural do PIB *per capita* deflacionado e pelas características regionais

de cada código AMC. Para analisar a geração de empregos formais, foi utilizada como variável dependente o saldo de admissões e demissões de jovens de 22 e 23 anos. Para o indicador de violência, considerou-se a variação de homicídios nessa mesma faixa etária. O intervalo de cinco anos considerado é suficientemente grande para os alunos concluintes do ensino básico adentrarem o mercado formal de trabalho.

O método de primeiras diferenças possui o propósito de eliminar os efeitos fixos, isto é, controlar por todas as diferenças fixas no tempo entre os municípios, como pobreza, desigualdade, saneamento, entre outras. Dessa forma, ao realizarmos a “primeira diferença”, retiramos tal efeito fixo de nossa estimação. Em todas as regressões foram utilizados desvios-padrões robustos. O modelo econométrico utilizado segue o padrão a seguir.

$$\Delta Y_{i,2019-2014} = \beta_0 + \beta_1 \Delta IJDS_{i,2014-2009} + \beta_2 \Delta \ln(PIB)_{i,2019-2014} + \beta_3 X_i + \Delta \epsilon_{i,2019-2014} \quad (2)$$

O índice  $i$  simboliza o código AMC analisado e o subscrito temporal simboliza a diferença que está sendo realizada. A variável dependente  $Y$  simboliza os indicadores para cada caso abordado (empregabilidade ou violência). O parâmetro  $\beta_0$  representa a constante do modelo,  $\ln(PIB)$  indica o logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita* e  $\epsilon$ , o termo de erro de cada código AMC. Para controlar pelas heterogeneidades regionais entre as observações, foram adicionadas *dummies* de UF representadas pelo vetor  $X$ , considerando a UF de São Paulo como base. A variação defasada do índice criado representada por  $IJDS$  é o fator explicativo.

É importante ressaltar que a hipótese de identificação utilizada para a estimação ser consistente é que a variação defasada do IJDS não é correlacionada com variações contemporâneas das variáveis contidas no termo de erro. Essa hipótese se sustenta principalmente na defasagem temporal do índice: choques que afetariam a qualidade educacional dos jovens em questão já surtiriam efeito, de forma que variações contemporâneas não observadas não afetam a relação entre o índice e os indicadores analisados. Independentemente, foram propostas análises de robustez a fim de testar a validade da metodologia principal realizada.

## 2.5 Análises de robustez

Foi construído um painel de primeiras diferenças para avaliar a validade do intervalo de cinco anos, verificando a replicabilidade dos efeitos da análise principal em intervalos temporais de curto prazo. Tal painel abrangeu o intervalo entre 2010 e 2019, de forma a termos variações anuais do IJDS defasadas em um período afetando variações anuais dos indicadores, agora para jovens entre 18 e 19 anos de idade. Para cada  $t$  analisado, o fator explicativo na regressão tratou da diferença de seus valores nos dois períodos anteriores ( $t_{-1}$  e  $t_{-2}$ ). As características econômicas de cada município foram controladas pelas diferenças do  $\ln(PIB)$  *per capita*, e as heterogeneidades regionais e temporais, por

*dummies* de UF e de ano. Ainda fazendo uso do painel construído, também foi testada a robustez do resultado para o indicador de homicídios via o emprego de modelos de contagem, e realizado o procedimento de Arellano e Bond (1991), analisando o papel das dependências temporais dos indicadores sobre as estimativas.

No contexto das análises utilizando dados em painel, urge testarmos a presença de efeitos dinâmicos das variáveis dependentes ao longo do tempo. Entretanto, esse tipo de exercício conta com endogeneidades intrínsecas, independente do modelo adotado. Por oferecer mais alternativas, partiremos do modelo de primeiras diferenças.

$$\begin{aligned} (y_{i,t} - y_{i,t-1}) &= \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta(x_{i,t} - x_{i,t-1}) + (\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}) \\ \Delta y_{i,t} &= \gamma \Delta y_{i,t-1} + \beta \Delta x_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

Note que a correlação entre  $y_{i,t-1}$  e  $\epsilon_{i,t-1}$ , ambos da equação (3), é endógena. Uma das soluções propostas pela literatura é o procedimento de Arellano e Bond (1991). Os autores sugerem, fazendo uso de um painel de várias observações e poucos períodos no tempo, instrumentalizar  $\Delta y_{i,t-1}$  via todas as defasagens de  $y_i$  ( $y_{i,t-1-k}$ , com  $k \geq 1$ ) que respeitem as condições de momento, utilizando também o método *generalized method of moments* (GMM) para corrigir a ineficiência oriunda da matriz de variância-covariância de  $\Delta \epsilon_{i,t}$ . A estimação dos instrumentos, entretanto, estará sobreidentificada. O modelo geral é descrito na equação (4).

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{i,t-j} + \beta_1 \mathbb{x}_{i,t} + \beta_2 \mathbb{w}_{i,t} + v_i + \epsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Na equação (4),  $\mathbb{x}_{i,t}$  é o vetor de variáveis estritamente exógenas,  $\mathbb{w}_{i,t}$ , o vetor de variáveis endógenas e predeterminadas,  $v_i$ , os efeitos fixos e  $\epsilon_{i,t}$ , o termo de erro. Valores defasados da variável dependente, endógena e pré-determinada são utilizados como GMM-*instruments* (Arellano e Bond, 1991). Esse estimador permite testar, controlando a endogeneidade intrínseca da análise, se defasagens dos indicadores estudados apresentam efeitos dinâmicos ao longo do tempo, refletindo certa dependência temporal na relação entre os indicadores e o IJDS.

Ainda utilizando a base de dados em painel, foi testada a robustez do resultado para o indicador de homicídios via o emprego de modelos de contagem. Análises via modelos de contagem são recomendadas em caso de variáveis dependentes representadas por números inteiros não negativos, como é o caso dos homicídios.

Primeiramente, foi realizado um teste de Hausman, rejeitando a hipótese de que os efeitos municipais são adequadamente modelados por um modelo de efeitos aleatórios, indicando a utilização do modelo de efeitos fixos condicionais. Foi testada,

também, a necessidade de controlar pela “sobredispersão”<sup>9</sup> dos homicídios de jovens entre 18 e 19 anos, com o resultado apontando para um desvio-padrão quase cinco vezes maior do que a média.<sup>10</sup> Dessa forma, optou-se pelo modelo binomial negativo (*fixed effects negative binomial* – FENB). Enquanto o modelo de Poisson assume igualdade entre média e variância, o modelo FENB introduz um parâmetro adicional, justamente para capturar a dispersão excedente. Essa flexibilidade torna tal modelo mais apropriado em contextos em que há forte heterogeneidade entre municípios. Embora haja debate sobre a robustez do modelo FENB em comparação ao Poisson (Guimarães, 2008; Wooldridge, 1999), os testes realizados e a literatura da área (Lance, 2014) indicam que o FENB é o mais adequado aos dados analisados.

Com esses resultados em mãos, foi estimado um modelo FENB para o indicador de homicídios, de forma que todas as variáveis analisadas estavam em nível, diferentemente dos modelos anteriores. Como variáveis explicativas, foram utilizados o logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita* e *dummies* de ano. Foi aplicado a tal modelo, também, a noção de variação de taxa de homicídios, sendo incluída como “variável de exposição” a parcela da população na faixa etária de interesse.<sup>11</sup>

Além disso, por estarmos tratando do total anual de homicídios a nível municipal, modelos *zero inflated* não são adequados, mesmo com 64,32% das observações utilizadas não contando com homicídios. A literatura recomenda, portanto, o uso de modelos de contagem-padrão, visto que modelos *zero inflated* assumem a existência de um processo distinto para a ocorrência dos zeros, algo pouco plausível para homicídios.

### 3 RESULTADOS

Os resultados das análises apresentadas na seção anterior são comentados em diferentes subseções. Inicialmente, apresentam-se os achados referentes ao intervalo de cinco anos, em conjunto com os resultados obtidos a partir do painel em primeiras diferenças, considerando os indicadores de emprego e homicídios. Em seguida, são detalhados os resultados das análises adicionais de robustez e heterogeneidade, novamente tomando como referência os dois indicadores.

9. A “sobredispersão”, condição em que a variância excede a média da variável dependente, viola a principal suposição do modelo Poisson. Ignorar tal característica pode levar a erros-padrões subestimados e, assim, a estimativas incorretas.

10. Para esse teste, foram desconsiderados os municípios que não registraram homicídios durante todo o período estudado, pois, para o modelo de efeitos fixos condicionais, temos que seu cálculo se pauta em  $P(\sum_t Y_{i,t} = \sum_t y_{i,t} | \mathbf{X}_i)$  e, se  $\sum_{t=2011}^{2019} y = 0$ , sendo  $y$  a variável dependente, temos que  $P(Y_{i,t} = 0 | \mathbf{X}_i, \sum_t y_{i,t}) = 1$ . Portanto, tal município não contribui para a estimação da função de verossimilhança.

11. Tal variável ajusta o número de homicídios pelo tamanho da população exposta ao risco (jovens de 18 a 19 anos), impossibilitando que municípios com populações maiores distorçam os resultados e tornando comparáveis os níveis de violência relativa. As estimativas populacionais também foram obtidas via Datasus. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?ibge/cnv/popsvs2024br.def>. Acesso em: 2 fev. 2025.

### 3.1 Indicadores de emprego e violência

Os resultados das análises principais e de robustez para o indicador de emprego estão presentes na tabela 2. Estamos contemplando, além do modelo principal (1), o modelo que considera o indicador de emprego em logaritmo natural<sup>12</sup> (2). Por fim, são apresentados também os resultados para a análise via painel de primeiras diferenças (3), considerando agora um intervalo temporal de um ano apenas.

TABELA 2  
Efeitos do IJDS sobre o indicador de emprego

| Variável dependente         | $\Delta$ Emprego    |                     |                      |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                             | 1                   | 2                   | 3                    |
| $\Delta$ IJDS               | 267,5**<br>(110,7)  | 0,480<br>(0,482)    | 104,5***<br>(31,84)  |
| Constante                   | 55,42***<br>(8,972) | 0,0482*<br>(0,0268) | -26,88***<br>(4,592) |
| Número de observações       | 5.356               | 5.356               | 42.830               |
| R-squared                   | 0,021               | 0,008               | 0,018                |
| Indicador em LN             | -                   | X                   | -                    |
| Painel primeiras diferenças | -                   | -                   | X                    |

Fonte: Censo Escolar, Enem, Caged e IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para os modelos (1) e (2), a diferença do IJDS tratou do período 2014-2009, e os coeficientes da diferença do logaritmo natural (LN) do PIB deflacionado *per capita* e das *dummies* de UF foram omitidos da tabela. Para o modelo (3), referente ao modelo em painel de primeiras diferenças, a diferença do IJDS tratou de  $t_{-1} - t_{-2}$ , com os coeficientes da diferença do logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita* e das *dummies* de UF e ano omitidos da tabela.

2. Todas as informações foram agregadas seguindo o código AMC de 2000-2010.

3. Os erros-padrões robustos estão entre parênteses.

4. Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

5. Na coluna  $\Delta$  Emprego, "-" significa ausência e "X", presença – de forma que, no modelo (1), temos que o indicador não está em LN e tampouco se trata de um modelo em primeiras diferenças.

O coeficiente da variação defasada do IJDS para o saldo empregatício, indicado por (1), é positivo e estatisticamente significativo. Esse resultado demonstra que uma variação positiva na qualidade do ensino em um município deveria promover, tudo o mais constante, uma mão de obra mais capacitada no médio prazo, sendo um atrativo para a criação de novos empregos no local. Tal resultado contribui para a ampla discussão na literatura, contrariando achados de que melhoras educacionais não influenciam a empregabilidade (Benhabib e Spiegel, 1994; Krueger e Lindahl, 2001; Ridell e Song, 2011). Para o indicador em logaritmo natural, os resultados mostraram-se consistentes com aqueles obtidos no modelo linear. Contudo, embora o coeficiente permaneça positivo, ele não apresenta significância

12. Para mitigar variações na magnitude dos indicadores, aplicamos a transformação  $\ln(Y_{i,j}) = \ln(1 + y_{i,j})$ , com  $Y$  sendo o indicador analisado;  $i$  o índice de município; e  $j$  o índice de ano. A adição realizada evitou realizarmos transformações de casos em que o indicador era igual a zero.

estatística, sugerindo que as variações na magnitude da variável dependente podem estar influenciando a estimação.

Foi analisada, também, a magnitude dos impactos do modelo (1) apresentado em análises de elasticidade. À luz dos coeficientes encontrados e das médias do indicador e do índice,<sup>13</sup> um aumento de 10% no IJDS – ou seja, uma elevação de 10% na proporção de participantes do Enem de 17 e 18 anos que atingiram as notas de parâmetro em relação aos matriculados aos 6 e 7 anos de idade na primeira série/segundo ano – proporciona um crescimento em torno de 1% no saldo líquido de empregos. Tal efeito, ainda que moderado em magnitude, sugere que políticas focadas no EM podem gerar impactos detectáveis no mercado de trabalho em poucos anos, seguindo a literatura que associa qualidade educacional à expansão do capital humano e, consequentemente, a maiores ganhos de produtividade e empregabilidade (Hanushek e Kimko, 2000; Curi e Menezes-Filho, 2009).

Saindo do escopo da especificação (2), a fim de verificarmos a validade do intervalo de cinco anos adotado, foi construído um painel de municípios que abordou o período de 2010 até 2019, de forma a termos variações anuais do IJDS defasadas em um período afetando variações anuais dos indicadores, agora para jovens entre 18 e 19 anos de idade. Os resultados desse modelo, indicado por (3), apontam para efeitos estatisticamente significantes e na mesma direção para o saldo empregatício. Apesar disso, a magnitude se reduz em relação à especificação (1), indicando que, embora tal efeito ainda seja possível de ser observado, o tamanho de seu impacto é menor, como era de se esperar, visto que melhoras educacionais tardam a surtir efeitos em todos os contextos sociais (Angrist, 2021; Haddad, Freguglia e Gomes, 2017). A redução de magnitude reforça a hipótese de que os efeitos educacionais sobre o mercado de trabalho se acumulam de forma lenta, dependendo intrinsecamente do tempo necessário para os jovens completarem a transição escola-trabalho (Belfield *et al.*, 2006; Angrist, 2021).

A mesma abordagem é utilizada na descrição dos resultados para o indicador de homicídios, com a principal distinção sendo a introdução dos modelos de contagem, representados por (4) e (5). Todos os resultados a serem descritos estão presentes na tabela 3. Para o modelo principal, indicado por (1), o coeficiente do IJDS apresentou sinal negativo e significância estatística, o que se justifica pois, ao melhorarmos a qualidade do ensino de um município, estamos promovendo também uma possível melhora na qualidade de vida e comportamento dos futuros adultos, reduzindo quantitativamente o número de crimes violentos. Os resultados para o modelo (2), ao transformarmos o indicador, mantêm mesma direção e significância estatística.

13. O cálculo da elasticidade seguiu:  $10 * \Delta IJDS * \frac{IJDS_{2014-2009}}{\Delta Y_{2019-2014}}$ .

Semelhantemente ao feito para o indicador de emprego, foi realizada uma análise de elasticidade com uso do modelo principal (1) para o indicador de homicídios, apontando para uma redução de quase 3% de jovens mortos com um aumento de 10% no IJDS. Com tamanho resultado positivo também para esse indicador, é possível concluirmos que aumentos do IJDS geram benefícios significativos para a sociedade, como maiores saldos positivos de movimentações empregatícias e reduções de homicídios, dialogando com achados internacionais (Chioda, De Mello e Soares, 2016). Ao melhorar a qualidade do ensino, os municípios não apenas ampliam oportunidades de inserção produtiva, mas também reduzem incentivos à violência, reforçando o duplo papel da política educacional.

TABELA 3  
Efeitos do IJDS sobre o indicador de violência

| Variável dependente   | $\Delta$ Homicídios |                     |                    |                    |                    |
|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                       | 1                   | 2                   | 3                  | 4                  | 5                  |
| $\Delta$ IJDS         | -5,110**<br>(2,038) | -1,056**<br>(0,443) | 0,199<br>(0,737)   | -0,400*<br>(0,237) | -0,683*<br>(0,353) |
| Constante             | 0,0512<br>(0,101)   | -0,0120<br>(0,0223) | 0,0938<br>(0,0582) | 1,597***<br>(0,3)  | -6,201*<br>(0,401) |
| Número de observações | 5.356               | 5.356               | 42.830             | 26.397             | 26.397             |
| R-squared             | 0,010               | 0,013               | 0,002              | -                  | -                  |
| Indicador em LN       | -                   | X                   | -                  | -                  | -                  |
| Dados em painel       | -                   | -                   | X                  | X                  | X                  |

Fonte: Censo Escolar, Enem, SIM-SUS e IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para os modelos (1) e (2), a diferença do IJDS tratou do período 2014-2009, e os coeficientes da diferença do logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita* e das *dummies* de UF foram omitidos da tabela. Para os modelos (3), (4) e (5), com dados em painel, a diferença do IJDS tratou de  $t_{-1} - t_{-2}$ , com os coeficientes da diferença do logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita* e das *dummies* de ano omitidos da tabela. Para o modelo (4), também foram incluídas e omitidas as *dummies* de UF.

2. Todas as informações foram agregadas seguindo o código AMC de 2000-2010.

3. Os erros-padrões robustos estão entre parênteses.

4. Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

Agora, para os modelos fazendo uso do intervalo temporal de um ano, o coeficiente do IJDS referente ao modelo em painel de primeiras diferenças (4) volta a apresentar direção e magnitude esperada para o indicador de homicídios, dado o intervalo de curto prazo. Contudo, a significância estatística deixa de estar presente, motivando uma análise mais robusta acerca da forma funcional do modelo utilizado: ainda utilizando dados em painel, saímos do escopo das análises em primeiras diferenças e adentramos os modelos de contagem. Foram estimadas duas especificações distintas usando o modelo FENB, sem e com a inclusão da “variável de exposição”, indicadas pelos modelos (4) e (5), respectivamente. Visto que esta-

mos controlando pelos efeitos fixos condicionais, apenas foram utilizados, como controles, o logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita* e *dummies* de ano.

Os resultados indicam efeitos negativos e estatisticamente significantes do IJDS sobre variações anuais na contagem de homicídios um período depois. Para o caso sem a “variável de exposição”, temos que, na média e tudo o mais constante, os homicídios de jovens entre 18 e 19 anos sofrem uma redução<sup>14</sup> na ordem de 4%, considerando uma variação positiva de 0,1 no IJDS. De forma similar, para o caso usando a “variável de exposição”, temos que a mesma variação do IJDS gera uma redução de quase 7% na taxa de homicídios, indicando que tais efeitos são robustos em direção e significância ao controlarmos pelo tamanho populacional e ajustarmos pela população em risco (jovens de 18 e 19 anos em cada município). Isso permite interpretar o resultado como efeito sobre a taxa de homicídios, e não apenas sobre o número absoluto de ocorrências. O efeito estimado de quase -7% reforça a consistência da relação, indicando que municípios com populações maiores não distorcem os achados. Ambos os resultados adicionam mais robustez à relação negativa encontrada entre o índice educacional e violência juvenil, indicando que os efeitos positivos na esfera escolar extrapolam para a sociedade em redução da violência, isso, inclusive, até no curto prazo.

### 3.2 Demais análises de robustez

As demais análises de robustez, cujos resultados ainda não foram detalhados, são apresentadas em seguida. Os resultados de ambos os indicadores são discutidos de forma conjunta. Primeiramente são apresentados os resultados do procedimento de Arellano e Bond (1991). Após isso, são apresentados os resultados para o teste placebo construído para os dados em painel e, finalmente, é discutida a análise para a regressão principal baseada na mudança do parâmetro de qualidade do índice construído.

Fazendo uso do mesmo painel de primeiras diferenças, foi introduzido ao modelo um termo dinâmico da variável dependente e utilizado o procedimento de Arellano e Bond (1991), controlando assim a endogeneidade intrínseca e gerando estimativas eficientes. As variáveis dependentes mantiveram-se as mesmas, e as variáveis explicativas contaram, além das *dummies* de ano, com o logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita*, e as defasagens de um período tanto do IJDS quanto do indicador estudado, adicionando assim o fator dinâmico ao painel. Tanto o termo do PIB quanto o IJDS foram considerados endógenos. Dentre os instrumentos utilizados na estimação GMM, temos defasagens de segunda, terceira

---

14. Por estarmos tratando de um modelo exponencial, o resultado dos coeficientes pode ser expresso da seguinte forma, dado que  $(\exp(-0.400 * 0.1) - 1) * 100 \approx -3.92\%$ .

e quarta ordem da variável dependente, do IJDS e do PIB. Novamente, foram utilizados desvios-padrões robustos. Os resultados estão presentes na tabela 4, adiante.

As estimativas evidenciam um forte componente dinâmico, indicado por  $\Delta y_{t-1,t-2}$ , com a variação do período anterior impactando positiva e significativamente os resultados atuais, tanto para o indicador de emprego quanto para o de violência. Esse padrão sugere um efeito de inércia nas movimentações do mercado de trabalho e no ciclo vicioso da violência. Além disso, a diferença defasada do IJDS apresenta coeficientes positivos para o saldo empregatício e negativos para os homicídios, ambos estatisticamente significantes, sendo possível interpretarmos que há efeitos socialmente positivos de curto prazo na melhora do IJDS tanto sobre o emprego formal quanto sobre a violência. A participação do Enem junto do aumento das notas provavelmente é resultado de um ensino público de qualidade, que acima de tudo forma seus alunos ao final do EM preparados também para o mercado de trabalho. A queda dos homicídios, quase que imediatamente, fortalece os resultados já vistos nas análises anteriores.

TABELA 4  
Efeitos do IJDS sobre indicadores de emprego e violência – procedimento de Arellano e Bond

| Variáveis dependentes   | $\Delta$ Emprego       | $\Delta$ Homicídios  |
|-------------------------|------------------------|----------------------|
| $\Delta IJDS_{t-1,t-2}$ | 900,410***<br>(102,6)  | -2,2089**<br>(1,064) |
| $\Delta y_{t-1,t-2}$    | 0,1950***<br>(0,0381)  | 0,0199**<br>(0,0094) |
| Constante               | 20386,4***<br>(2078,0) | -19,740<br>(22,770)  |
| Número de agregações    | 42.824                 | 42.824               |

Fonte: Censo Escolar, Enem, SIM-SUS, Caged e IBGE.  
Elaboração dos autores.  
Obs.: 1. Os coeficientes da diferença do logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita* e das *dummies* de ano foram omitidos da tabela.  
2. Foram utilizados 69 instrumentos.  
3. Todas as informações foram agregadas seguindo o código AMC de 2000-2010.  
4. Os erros-padrões robustos estão entre parênteses.  
5. Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

Simulando testes placebos, foi verificado, via análises contrafactuais sintéticas, se os resultados dos modelos em painel de primeiras diferenças, observados nas tabelas 2 e 3, não são frutos de tendências anteriores já presentes nos municípios. Fazendo uso de especificação semelhante à utilizada nos modelos, foi realizada nova análise de primeiras diferenças, mas invertendo o intervalo temporal entre as variáveis dependentes e explicativas. Os resultados dessa regressão estão na tabela 5, a seguir. Os resultados descartam a possibilidade de os efeitos apontados no caso

sem inversão do intervalo serem oriundos de tendências anteriores, dado o sentido oposto e ausência de significância estatística forte dos coeficientes de interesse.

TABELA 5  
Efeitos do IJDS sobre indicadores de emprego e violência – teste placebo

| Variáveis dependentes | L1. Δ Emprego        | L1. Δ Homicídios   |
|-----------------------|----------------------|--------------------|
| $\Delta IJDS_{t,t-1}$ | -61,83**<br>(26,18)  | -0,102<br>(0,405)  |
| Constante             | -14,13***<br>(4,983) | -0,0005<br>(0,057) |
| Número de observações | 42.830               | 42.830             |
| R-squared             | 0,015                | 0,002              |

Fonte: Censo Escolar, Enem, SIM-SUS, Caged e IBGE.  
Elaboração dos autores.  
Obs.: 1. Os coeficientes da diferença do logaritmo natural do PIB deflacionado *per capita* e das *dummies* de UF e ano foram omitidos da tabela.  
2. Todas as informações foram agregadas seguindo o código AMC de 2000-2010.  
3. Os erros-padrões robustos estão entre parênteses.  
4. Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

A fim de verificamos o quanto as notas de parâmetro de desempenho afetam os resultados, foi proposto um índice alternativo, de construção semelhante ao IJDS: baseando-se agora na nota de qualificação para o Prouni, o IProuni considera o percentil de alunos cuja nota média entre as cinco provas do Enem foi maior ou igual a 450; novamente, sobre a média móvel de matriculados aos 6 e 7 anos na primeira série/segundo ano dez anos antes.<sup>15</sup> As regressões realizadas também seguiram construção semelhante à especificação (2), com seus resultados presentes na tabela B.1 no apêndice B. Tanto para o indicador de emprego quanto para o indicador de violência, a magnitude do índice foi menor em relação à observada pelo IJDS, sugerindo que pode ser necessário uma educação de maior qualidade para produzir impactos sociais mais significativos.

3.3 Análises de heterogeneidade

Tratando novamente da especificação (2) e considerando o intervalo de cinco anos entre os efeitos, foi analisada a variação do impacto do IJDS em diferentes contextos geográficos. Essa análise é de devida relevância dado o tamanho continental do Brasil e suas inúmeras diferenças culturais, demográficas e econômicas entre

15. Mais uma vez, a nota da prova de redação deve ser diferente de zero, indicando a realização da prova e a não eliminação. Foram retirados, além de Brasília, municípios com o índice acima de um em algum ano, por serem *outliers* (373 códigos AMC). Dessa forma, restaram 4.991 AMCs para as regressões utilizando o IProuni. Seguindo o padrão da tabela 1, suas estatísticas descritivas, para 2019, são: 0,199 (média), 0,145 (desvio-padrão), 0 e 0,954 (mínimo e máximo, respectivamente).

as regiões. Para essa análise, os municípios foram agrupados de acordo com suas respectivas macrorregiões. Os resultados estão presentes na tabela 6.

O efeito do IJDS sobre o saldo empregatício praticamente deixa de estar presente, apenas sendo positivo e fracamente significativo na região Sudeste. Processo semelhante ocorre para o indicador de homicídios, sendo o coeficiente negativo, mas apenas estatisticamente significativo para os municípios da região Nordeste e Sul, com o coeficiente da primeira sendo até oito vezes a magnitude do visto nas regressões principais. Os resultados apontados sugerem o forte papel das heterogeneidades regionais sobre o impacto da qualidade educacional na vida dos jovens, muito em virtude das desigualdades socioeconômicas entre as regiões do Brasil (Fernandes e Narita, 2001). Dessa forma, o IJDS parece exercer influência diferenciada dependendo do contexto socioeconômico, o que reforça a necessidade de políticas focalizadas que levem em conta a heterogeneidade territorial.

TABELA 6

**Efeitos do IJDS sobre indicadores de emprego e violência por macrorregiões**

| Variáveis dependentes     | $\Delta$ Emprego  | $\Delta$ Homicídios  | Número de observações |
|---------------------------|-------------------|----------------------|-----------------------|
| $\Delta$ IJDS (2014-2009) |                   |                      |                       |
| Norte                     | 811,3<br>(873,4)  | -9,962<br>(32,46)    | 447<br>-              |
| Nordeste                  | 107,1<br>(178,6)  | -43,75***<br>(11,97) | 1.775<br>-            |
| Sudeste                   | 230,2*<br>(120,2) | -0,803<br>(1,908)    | 1.644<br>-            |
| Sul                       | 510,05<br>(340,4) | -10,45**<br>(4,450)  | 1.065<br>-            |
| Centro-Oeste              | -517,2<br>(488,5) | 14,85<br>(21,81)     | 440<br>-              |

Fonte: Censo Escolar, Enem, SIM-SUS, Caged e IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Apenas estão presentes os coeficientes da diferença do IJDS entre 2014 e 2009, com o restante sendo omitido da tabela.

2. Todas as informações foram agregadas seguindo o código AMC de 2000-2010.

3. Os erros-padrões robustos estão entre parênteses.

4. Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

Agora, para diferenças intrínsecas às características individuais, foram realizadas análises separadas, tanto por categorias de cor de pele (PPI: pretos, pardos e indígenas; e BA: brancos e amarelos) quanto por sexo (masculino e feminino), novamente, usando a especificação (2). Para tal, foram construídos indicadores a nível municipal a partir das características individuais oriundas dos próprios microdados das bases de dados utilizadas, mantendo o IJDS inalterado. Os resultados estão presentes na tabela 7.

É possível notarmos coeficientes de magnitudes distintas: para jovens PPI, o coeficiente para homicídios é mais elevado, enquanto para jovens BA, temos o efeito sobre o saldo empregatício mais pronunciado. Esses resultados provavelmente são oriundos do racismo impregnado na sociedade brasileira, visto que jovens negros são mais vítimas de homicídios do que jovens brancos: segundo o Atlas da Violência de 2019, no Brasil, 71% das vítimas de homicídio são negras, e os homens, em especial entre 15 e 29 anos, estão entre as principais vítimas (Cerqueira *et al.*, 2019).

Separando a amostra por sexo, é possível notarmos efeitos positivos e significantes sobre o indicador de emprego para ambos os sexos; entretanto, para o masculino, também é possível notarmos coeficientes negativos e estatisticamente significantes para homicídios, seguindo o esperado pela literatura, visto que grande parte das vítimas de homicídios, jovens, são homens.

TABELA 7  
Efeitos do IJDS sobre indicadores de emprego e violência por cor de pele e sexo

| Variáveis dependentes       | Δ Emprego          | Δ Homicídios |
|-----------------------------|--------------------|--------------|
|                             | Δ IJDS (2014-2009) |              |
| Pretos, pardos ou indígenas | -26,14             | -2,834*      |
|                             | (58,56)            | (1,557)      |
| Brancos ou amarelos         | 168,55**           | -2,023*      |
|                             | (80,31)            | (1,229)      |
| Feminino                    | 112,89**           | -0,615       |
|                             | (57,69)            | (0,440)      |
| Masculino                   | 154,32*            | -9,544**     |
|                             | (86,42)            | (4,098)      |

Fonte: Censo Escolar, Enem, SIM-SUS, Caged e IBGE.  
Elaboração dos autores.  
Obs.: 1. Apenas estão presentes os coeficientes da diferença do IJDS entre 2014 e 2009, com o restante sendo omitido da tabela.  
2. Todas as informações foram agregadas seguindo o código AMC de 2000-2010, tendo sido utilizadas todas as 5.356 AMCs vistas nas análises principais.  
3. Os erros-padrões robustos estão entre parênteses.  
4. Significância: \*\*\* p < 0,01; \*\* p < 0,05; \* p < 0,1.

Esse resultado reforça a literatura que documenta desigualdades raciais e de gênero nos retornos da educação e na exposição à violência (Krueger e Lindahl, 2001; Curi e Menezes-Filho, 2009). Ao mostrar que os efeitos do IJDS são heterogêneos, os achados sugerem que políticas universais de melhoria educacional podem ter impactos distributivos relevantes, reduzindo desigualdades sociais históricas.

4 CONCLUSÕES

Foi possível analisarmos como variações na qualidade de ensino do município, representadas pelo IJDS, causaram, após um intervalo de cinco anos, diferentes efeitos sobre indicadores de emprego e violência, utilizando dados municipais para todo o

país. Para o indicador de emprego, foi utilizado o saldo entre admissões e demissões no mercado de trabalho formal, e para o de violência, foram utilizadas variações na quantidade de homicídios, ambos para jovens entre 22 e 23 anos de idade.

Foi constatado que tais relações no médio prazo para o IJDS possuem efeitos estatisticamente significantes para os indicadores de interesse. A interpretação dos resultados segue o esperado: como consequências de uma melhora nos índices, é possível ser observado, além do crescimento no saldo entre admissões e demissões, reduções de homicídios, com simulações das elasticidades apontando para grandes benefícios sociais no caso de o índice aumentar em 0,1. Tais resultados são robustos ao controlarmos pelas estimativas populacionais e utilizarmos as transformações logarítmicas dos indicadores. Além disso, foi possível observarmos que os efeitos dessas melhorias educacionais variam dependendo da nota utilizada como parâmetro.

Entretanto, tais efeitos variaram não somente entre as regiões do Brasil, como também para tipo de cor de pele e sexo, com jovens PPI se beneficiando mais no âmbito da violência, enquanto para jovens BA, o efeito sobre o emprego é mais pronunciado. No tocante ao sexo, apenas homens se beneficiam com a redução da violência. Dito isso, os resultados escancaram o racismo ainda presente na sociedade brasileira.

Ao testar a robustez das melhorias educacionais por meio de um painel de primeiras diferenças, observam-se impactos imediatos na direção esperada para choques de curto prazo, sem influência de tendências anteriores nos municípios. O procedimento de Arellano e Bond (1991) foi utilizado para controlar a endogeneidade das variáveis, confirmando a presença de efeitos dinâmicos nos indicadores analisados e a direção dos choques de curto prazo do IJDS. Além disso, os modelos de contagem reforçam a robustez dos efeitos sobre homicídios, indicando uma redução de até 7% na taxa de homicídios para um aumento de 0,1 no IJDS de um período para o outro.

Os resultados obtidos dialogam com a importância da qualidade do município na formação dos alunos, contribuindo para o debate na literatura sobre os efeitos da educação em indicadores sociais. Esses efeitos são visíveis tanto no curto prazo (um ano) quanto no médio prazo (cinco anos), incentivando políticas públicas de melhoras educacionais: não só devemos nos importar com as notas nos principais exames, mas também com o percentual dos alunos que almejam o ensino superior, dando-se uma maior ênfase na qualidade do ensino. Assim sendo, podemos concluir, indubitavelmente, que tais efeitos são profundos na sociedade, impactando tanto a saúde pública quanto a economia dos municípios.

Recomenda-se, para futuras pesquisas, o acompanhamento longitudinal da trajetória escolar dos estudantes em nível individual, de modo a conferir maior robustez à análise do índice proposto. Ademais, o IJDS pode ser aplicado em

diferentes unidades de observação, como turmas escolares ou redes de ensino, desempenhando o papel de um indicador de qualidade educacional e possibilitando, ainda, análises de variações temporais.

## REFERÊNCIAS

ANGRIST, N. Measuring human capital using global learning data. **Nature**, v. 592, n. 7854, p. 403-408, 2021.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, abr. 1991. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/2297968>.

BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, oct. 1962. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1829103>.

BELFIELD, C. R. *et al.* The High/Scope Perry Preschool Program: cost-benefit analysis using data from the age-40 followup. **Journal of Human Resources**, v. 41, n. 1, p. 162-190, 2006.

BENHABIB, J.; SPIEGEL, M. M. The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. **Journal of Monetary Economics**, v. 34, n. 2, p. 143-173, oct. 1994.

CERQUEIRA, D. *et al.* (coord.). **Atlas da violência**. Brasília: Ipea; FBSP, 2019.

CHIODA, Laura; DE MELLO, João M. P.; SOARES, Rodrigo. Education, earnings and crime: evidence from Brazil. Washington, DC: The World Bank, 2016. (Policy Research Working Paper, 7394).

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, Brasília, n. 19, p. 57-63, jun. 2002.

CURI, A. P. S.; MENEZES-FILHO, N. A. A relação entre educação de melhor qualidade e os retornos no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 3, p. 297-326, jul.-set. 2009.

DEMING, D. J. **The growing importance of social skills in the labor market**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, ago. 2015. (NBER Working Paper, n. 21473). Disponível em: <http://dx.doi.org/10.3386/w21473>.

DEMING, D. J. Four facts about human capital. **Journal of Economic Perspectives**, v. 36, n. 3, p. 75-102, ago. 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1257/jep.36.3.75>.

EASTERLY, W. **The elusive quest for growth**: economists' adventures and misadventures in the tropics. Cambridge, Estados Unidos: MIT Press, 2001.

FERNANDES, R.; NARITA, R. Desigualdade educacional no Brasil: evolução e determinantes. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 55, n. 2, p. 277-305, abr.-jun. 2001.

GUIMARÃES, P. The fixed effects negative binomial model revisited. **Economics Letters**, v. 99, n. 1, p. 63-66, abr. 2008. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0165176507002029>.

HADDAD, M. A.; FREGUGLIA, R.; GOMES, C. Public Spending and quality of education in Brazil. **The Journal of Development Studies**, v. 53, n. 10, p. 1679-1696, out. 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/00220388.2016.1241387>.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, dez. 2000.

HANUSHEK, E. A.; SHULTZ, G. P. Education is the key to a healthy economy. **The Wall Street Journal**, 25 abr. 2012.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. Education, knowledge capital, and economic growth. In: BRADLEY, S.; GREEN, C. (ed.). **The economics of education**. 2. ed. [S. l.]: Elsevier, 2020. p. 171-182.

HELLER, S. B. *et al.* Thinking, fast and slow? Some field experiments to reduce crime and dropout in Chicago. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 132, n. 1, p. 1-54, fev. 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1093/qje/qjw033>.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Escalas de proficiência do Saeb**. Brasília: INEP, 2020.

KRUEGER, A. B.; LINDAHL, M. Education for growth: why and for whom? **Journal of Economic Literature**, v. 39, n. 4, p. 1101-1136, 2001.

LANCE, J. E. Conditional cash transfers and the effect on recent murder rates in Brazil and Mexico. **Latin American Politics and Society**, v. 56, n. 1, p. 55-72, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1548-2456.2014.00221.x>.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. **The American Economic Review**, v. 94, n. 1, p. 35, mar. 2004.

MACHIN, S.; MARIE, O.; VUJIC, S. The crime reducing effect of education. **The Economic Journal**, v. 121, n. 552, p. 463-484, maio 2011.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, maio 1992.

MINCER, J. (ed.). **Schooling, experience, and earnings**. Nova York: NBER, 1974. Disponível em: <https://www.nber.org/books-and-chapters/schooling-experience-and-earnings>.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **PISA 2012 results**: what students know and can do – student performance in Mathematics, Reading and Science. Paris: OECD Publishing, 2014. v. 1. Disponível em: <https://doi.org/10.1787/9789264208780-en>.

PELINESCU, E. The impact of human capital on economic growth. **Procedia Economics and Finance**, v. 22, p. 184-190, 2015.

RIDDELL, W. C.; SONG, X. The impact of education on unemployment incidence and reemployment success: evidence from the U.S. labour market. **Labour Economics**, v. 18, n. 4, p. 453-463, ago. 2011.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 71-102, out. 1990.

TAUCHEN, H.; WITTE, A. D.; GRIESINGER, H. Criminal deterrence: revisiting the issue with a birth cohort. **The Review of Economics and Statistics**, v. 76, n. 3, p. 399-412, ago. 1994.

WOOLDRIDGE, J. M. Distribution-free estimation of some nonlinear panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 90, n. 1, p. 77-97, maio 1999. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00033-5](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00033-5).

ZIMMERMAN, S. D. The returns to college admission for academically marginal students. **Journal of Labor Economics**, v. 32, n. 4, p. 711-754, out. 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1086/676661>.

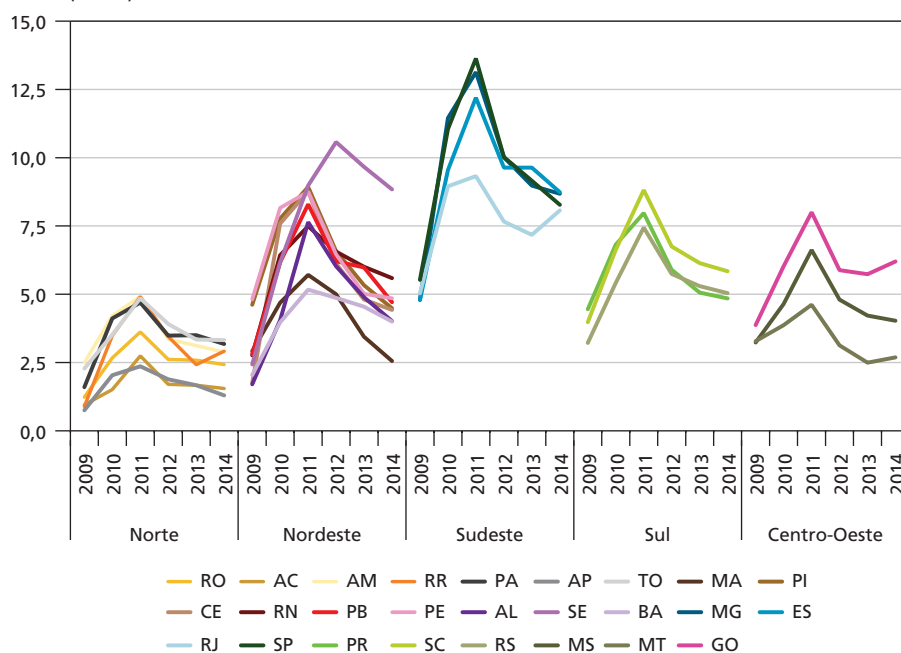
## APÊNDICE A

## GRÁFICO COMPLEMENTAR

GRÁFICO A.1

IJDs ao longo do tempo – unidades da Federação (2009-2014)

(Em %)



Fonte: Microdados do CE e Enem.

Observação: IJDs – Índice de Jovens com Desempenho Suficiente.

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

ANÁLISES DE ROBUSTEZ

TABELA B.1  
Efeitos do Prouni sobre indicadores de emprego e violência

| Variáveis dependentes | Δ Emprego           | Δ Homicídios         |
|-----------------------|---------------------|----------------------|
| Δ IProuni (2014-2009) | 57,33***<br>(27,32) | -1,765***<br>(0,567) |
| Constante             | 48,23***<br>(9,514) | 0,279**<br>(0,139)   |
| Número de agregações  | 4.991               | 4.991                |
| R-squared             | 0,022               | 0,011                |

Fonte: Censo Escolar, Enem, SIM-SUS, Censo do Ensino Superior, Caged e IBGE.  
Elaboração dos autores.  
Obs.: 1. Os coeficientes da diferença do logaritmo natural do prosuto interno bruto deflacionado *per capita* e das *dummies* de unidade da Federação foram omitidos da tabela.  
2. Todas as informações foram agregadas seguindo o código AMC de 2000-2010.  
3. Os erros-padrões robustos estão entre parênteses.  
4. Significância: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

Originais submetidos em: mar. 2025.  
Última versão recebida em: set. 2025.  
Aprovada em: set. 2025.