v7.n5.2026

REVISTA CIENTÍFICA - RECIMA21 ISSN 2675-6218

INVESTIMENTO EM EDUCAÇÃO BÁSICA E CRIMINALIDADE VIOLENTA NO BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS A PARTIR DO FUNDEB

INVESTMENT IN BASIC EDUCATION AND VIOLENT CRIME IN BRAZIL: EMPIRICAL EVIDENCE BASED ON FUNDEB DATA

INVERSIÓN EN EDUCACIÓN BÁSICA Y CRIMINALIDAD VIOLENTA EN BRASIL: EVIDENCIA EMPÍRICA A PARTIR DEL FUNDEB

Carlos David S. Branco[1]

e757888
https://doi.org/10.47820/recima21.v7i5.7888

PUBLICADO: 05/2026

RESUMO

Este artigo empírico investiga em que medida o financiamento da educação básica, via Fundeb, está associado à redução da letalidade violenta no Brasil entre 2007 e 2019. Utilizam-se dados em painel das 27 unidades federativas. São estimados modelos de efeitos fixos por Mínimos Quadrados Ordinários (FE-OLS) e o estimador dinâmico System-GMM, controlando heterogeneidade não observada, persistência temporal das taxas de homicídio e potenciais fontes de endogeneidade. As estimativas são apresentadas para três recortes: a taxa de homicídios total, a taxa de jovens entre 15 e 29 anos e a de homens nessa mesma faixa etária, grupo em que a violência permanece mais concentrada. Os resultados indicam associação negativa e estatisticamente significativo entre o investimento educacional per capita defasado e as taxas de homicídio. Um aumento de 10% no investimento por aluno está associado a reduções de aproximadamente 1,48% na taxa geral e de cerca de 1,98% entre jovens. Os efeitos são consistentes entre especificações e sugerem efeitos não imediatos, compatíveis com a natureza de longo prazo dos investimentos em educação. Os resultados sugerem que o financiamento da educação pode estar associado a externalidades que transcendem o sistema educacional, alcançando também a dinâmica da criminalidade.

PALAVRAS-CHAVE: Educação. Criminalidade. Fundeb.

ABSTRACT

This empirical article investigates the extent to which basic education financing, through Fundeb, is associated with reductions in lethal violence in Brazil between 2007 and 2019. Panel data for the 27 Brazilian states are used. Fixed-effects models estimated by ordinary least squares (FE-OLS) and the dynamic System-GMM estimator are employed, controlling for unobserved heterogeneity, temporal persistence in homicide rates, and potential sources of endogeneity. Estimates are presented for three outcomes: the overall homicide rate, the rate among individuals aged 15 to 29, and the rate among males in the same age group, where violence remains more concentrated. The results indicate a negative and statistically significant association between lagged per capita education investment and homicide rates. A 10% increase in per-student spending is associated with reductions of approximately 1.48% in the overall rate and about 1.98% among youth. The findings are consistent across specifications and suggest non-immediate effects, consistent with the long-term nature of educational investments. Overall, the results suggest that education financing may be associated with externalities that extend beyond the education system, also affecting the dynamics of lethal violence.

[1] Mestre em Economia e Gestão Empresarial pela Universidade Cândido Mendes (UCAM). Graduado em Ciências Contábeis pela Universidade Federal Fluminense (UFF). Especialista em Gestão Pública, Gestão Estratégica e Qualidade. Contador da UFF.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

KEYWORDS: *Education. Crime. Fundeb.*

RESUMEN
Este artículo empírico investiga en qué medida el financiamiento de la educación básica, a través del Fundeb, está asociado con la reducción de la violencia letal en Brasil entre 2007 y 2019. Se utilizan datos de panel de las 27 unidades federativas. Se estiman modelos de efectos fijos mediante mínimos cuadrados ordinarios (FE-OLS) y el estimador dinámico System-GMM, controlando la heterogeneidad no observada, la persistencia temporal de las tasas de homicidio y posibles fuentes de endogeneidad. Las estimaciones se presentan para tres indicadores: la tasa de homicidios total, la tasa de jóvenes entre 15 y 29 años y la de hombres en ese mismo grupo etario, donde la violencia permanece más concentrada. Los resultados indican una asociación negativa y estadísticamente significativa entre la inversión educativa per cápita rezagada y las tasas de homicidio. Un aumento del 10% en el gasto por alumno está asociado con reducciones de aproximadamente 1,48% en la tasa general y de cerca de 1,98% entre los jóvenes. Los resultados son consistentes entre especificaciones y sugieren efectos no inmediatos, en línea con la naturaleza de largo plazo de las inversiones en educación. En conjunto, los hallazgos sugieren que el financiamiento educativo puede estar asociado con externalidades que trascienden el sistema educativo, alcanzando también la dinámica de la criminalidad.

PALABRAS CLAVE: *Educación. Criminalidad. Fundeb.*

INTRODUÇÃO

A criminalidade contemporânea não é apenas um desafio social e político. Ela também corrói, de forma silenciosa, o tecido econômico e institucional. Ao deslocar recursos escassos para funções essencialmente reativas — como prevenção e repressão —, a violência compromete tanto a qualidade de vida quanto a capacidade do Estado de agir onde mais importa. Não é simples mensurar tudo isso. Mas os efeitos estão documentados: a literatura mostra, com razoável consistência, que o problema vai além dos números e se manifesta de forma concreta no funcionamento das cidades e nas trajetórias individuais (CARVALHO et al., 2007; CERQUEIRA et al., 2021).

O modelo econômico do crime, consolidado a partir de Becker (1968) e Ehrlich (1973), oferece um ponto de partida importante ao tratar a decisão de delinquir como um cálculo entre custos e benefícios esperados. Ainda assim, essa abordagem apresenta limitações ao sintetizar dimensões sociais e institucionais que não são facilmente capturadas por modelos formais. Mesmo com essa limitação, o arcabouço permanece útil, especialmente ao destacar o papel da educação na elevação do custo de oportunidade do crime. Ao ampliar as possibilidades de inserção no mercado formal e aumentar os retornos associados a trajetórias lícitas, a escolaridade tende a deslocar, ao menos em parte, o cálculo individual em direção a escolhas menos arriscadas. Evidências empíricas, tanto fora quanto dentro do Brasil, frequentemente

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

apontam nessa direção, embora nem sempre com a mesma intensidade ou pelos mesmos mecanismos.

Quando se olha para o caso brasileiro, a análise apresenta complexidade devido à heterogeneidade federativa. A escassez de dados longitudinais consistentes, somada à forte heterogeneidade entre estados, dificulta generalizações mais seguras. Além disso, parte da produção nacional acaba tratando a educação apenas como variável de controle, o que, de certo modo, limita a compreensão do seu papel mais substantivo. Ainda assim, há indícios relevantes de que tanto a escolaridade quanto o volume de recursos destinados à educação podem estar associados à redução da violência, mesmo que os efeitos não sejam imediatos ou uniformes.

É nesse ponto que o Fundeb ganha relevância. Como principal mecanismo de financiamento da educação básica no país, o fundo não apenas organiza o fluxo de recursos, mas também atua — de forma imperfeita — na tentativa de reduzir desigualdades históricas entre as unidades federativas. Embora não tenha sido concebido como política de segurança pública, é razoável considerar que seus efeitos ultrapassem o ambiente escolar, uma vez que melhorar condições de ensino, permanência e formação pode, ao longo do tempo, alterar expectativas, oportunidades e comportamentos. A despeito disso, a literatura nacional ainda carece de estudos que tratem o financiamento educacional — e não apenas a escolaridade — como variável substantiva na explicação da violência letal.

Partindo dessa hipótese, e considerando a relevância do tema diante da persistência da violência letal no país, o problema de pesquisa que orienta este estudo consiste em avaliar em que medida o investimento educacional, mediado pelo Fundeb, está associado à dinâmica das taxas de homicídio no Brasil.

Nesse contexto, o objetivo geral deste artigo é investigar essa relação no período de 2007 a 2019, combinando modelos de Efeitos Fixos por Mínimos Quadrados Ordinários (FE-OLS) com o estimador dinâmico System-GMM. Como objetivo específico, busca-se estimar essa relação para diferentes recortes populacionais — total, jovens e homens jovens —, considerando a dinâmica temporal e potenciais problemas de endogeneidade.

O trabalho organiza-se de forma direta: apresenta-se o referencial teórico, a estratégia empírica, os resultados e, por fim, as considerações finais.

REFERENCIAL TEÓRICO

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

A literatura internacional, em grande medida fundamentada no modelo econômico de Becker (1968) e Ehrlich (1973), sugere que a decisão de delinquir decorre de um cálculo racional sob restrições. A educação operaria em duas frentes: embora possa, teoricamente, elevar as habilidades cognitivas aplicáveis ao crime, seu efeito predominante é a elevação do custo de oportunidade (LOCHNER, 2004). Ao ampliar os retornos esperados no mercado formal, o investimento escolar torna o custo do encarceramento mais elevado em relação aos rendimentos futuros.

Como a acumulação de capital humano é gradual, seus efeitos tendem a aparecer com defasagem — não no ano seguinte, mas ao longo do tempo. Essa dinâmica é corroborada por evidências diversas: estudos com variáveis instrumentais (LOCHNER; MORETTI, 2004), reformas educacionais na Europa (BUONANNO; LEONIDA, 2006; MACHIN et al., 2011; HJALMARSSON; HOLMLUND; LINDQUIST, 2015) e análises microeconômicas sobre permanência escolar (MERLO; WOLPIN, 2015; ANDERSON, 2014). O padrão é consistente, embora os mecanismos variem entre contextos.

A educação também gera efeitos além do indivíduo. Ao elevar a produtividade e reduzir a pressão sobre o sistema penal, o investimento educacional produz ganhos fiscais que se espalham pela economia (DEBAUN; ROC, 2013; JACKSON; JOHNSON; PERSICO, 2016; HECKMAN; PINTO; SAVELYEV, 2013). No Brasil, porém, esse argumento ainda encontra limites empíricos. A escassez de dados longitudinais consistentes faz com que a escolaridade apareça, com frequência, apenas como variável de controle — e não como objeto central de análise (CERQUEIRA, 2014; CERQUEIRA; MOURA, 2019; ERVILHA; LIMA, 2019). Ainda assim, estudos em painel identificam efeitos negativos que se ampliam no longo prazo (KUME, 2004) e evidências sobre o Fundeb indicam que o financiamento educacional está associado a ganhos de frequência e fluxo escolar, especialmente entre os mais vulneráveis (CRUZ; ROCHA, 2018). Modelos dinâmicos reforçam a educação como fator de dissuasão, especialmente entre os jovens (SANTOS, 2009; DUENHAS; GONÇALVES; OLIVEIRA JÚNIOR, 2014).

A literatura nacional, entretanto, introduz nuances: a relação pode não ser monotônica, pois, se a educação reduz crimes contra a pessoa, pode estar associada ao aumento da sofisticação de delitos patrimoniais (ARAÚJO JÚNIOR; FAJNZYLBER, 2000). Ademais, a eficácia desse nexo parece depender da inserção produtiva real, o que é desafiador em contextos de fragilidade institucional (OLIVEIRA, 2005). Outro ponto central é a persistência temporal do crime (SANTOS, 2009) e o impacto cíclico da evasão escolar; evidências via System-GMM indicam que o desengajamento educacional pode retroalimentar a violência (TEIXEIRA, 2011; MONTES; MENDES, 2021). Recentemente, o foco deslocou-se para o financiamento público,

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

com evidências de que o aumento do gasto não apenas eleva o custo de oportunidade, mas reforça a percepção de risco associada à atividade criminal (BECKER; KASSOUF, 2017; SACHSIDA; MENDONÇA, 2013), sendo que reformas de financiamento voltadas à valorização docente também se associam a melhoras de proficiência (MENEZES; PAZELLO, 2007).

Contudo, a relação entre volume de gasto e qualidade educacional não é automática, sugerindo que a eficácia do financiamento depende também da forma como os recursos são alocados (AMARAL; MENEZES-FILHO, 2008). Essa distinção é relevante: financiamento, escolaridade e qualidade do ensino são categorias analiticamente distintas — e os efeitos do Fundeb sobre a violência operam, provavelmente, por canais diferentes daqueles usualmente associados ao tempo de estudo ou à proficiência individual.

Além disso, a eficácia do financiamento depende da governança federativa e da capacidade institucional dos entes subnacionais, o que implica heterogeneidade regional nos efeitos do Fundeb. Essa dimensão sugere que os impactos não são uniformes, variando conforme a estrutura administrativa e as condições locais de oferta educacional.

METODOLOGIA

A investigação se apoia em um painel anual das 27 unidades da federação, cobrindo o período de 2007 a 2019 — marco que coincide com a implantação do Fundeb. Essa escolha temporal e geográfica não é arbitrária: busca garantir consistência nas séries históricas, apesar de implicar certas restrições. O recorte resulta em uma amostra de 351 observações, suficiente para captar padrões gerais, mas insuficiente para revelar nuances locais mais sutis.

Com a intenção de explorar a heterogeneidade da violência letal e testar hipóteses ligadas à seletividade demográfica do crime, a análise foi organizada em três especificações econométricas distintas. Essa multiplicidade de especificações visa capturar a robustez dos resultados a diferentes combinações de variáveis de controle, refletindo uma cautela metodológica deliberada: reconhecer que diferentes abordagens podem produzir resultados ligeiramente divergentes e que nenhuma delas, isoladamente, esgota a complexidade do fenômeno.

As variáveis dependentes, empregadas como proxies da oferta de crimes, foram transformadas em logaritmo natural. Essa transformação reduz a influência de valores extremos (outliers) e permite interpretar os coeficientes como elasticidades. Foram utilizadas três medidas como variáveis dependentes: a taxa de homicídios geral (Ln_TxHG), a taxa de jovens entre 15 e 29 anos (Ln_TxHJ15_29) e a taxa de homens nessa mesma faixa etária (Ln_TxHH15_29).

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Os registros de óbitos foram extraídos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM/DATASUS), enquanto as estimativas populacionais utilizadas na construção das taxas provêm das projeções oficiais do IBGE. A variável explicativa central corresponde ao investimento anual por aluno na educação básica, representado pelo logaritmo do valor per capita do Fundeb (Ln_FUNDEB_Alu). Esse indicador é introduzido com defasagem temporal para captar efeitos não imediatos do investimento educacional, considerando o tempo necessário à sua incorporação ao processo de formação de capital humano — em linha com a literatura que enfatiza a natureza gradual dos efeitos da educação sobre o comportamento criminal.

Convém reconhecer que o uso do estimador System-GMM, neste contexto, não está isento de limitações. Com apenas 27 unidades federativas e 13 períodos, o painel apresenta dimensão restrita, o que pode afetar a validade assintótica do método. Em painéis com N reduzido, o estimador tende a subestimar os erros-padrão e a superestimar a precisão dos coeficientes — viés de amostra finita que, embora não invalide os resultados, recomenda cautela adicional na inferência. Assim, embora o estimador contribua para mitigar problemas de endogeneidade e capturar a dinâmica temporal, não elimina completamente as preocupações quanto à identificação causal.

De forma geral, a especificação empírica pode ser representada como:

$$Ln(Homicídios_it) = \alpha + \beta\, Ln(FUNDEB_Alu_{it-1}) + \gamma X_it + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_it \quad (1)$$

Em que (i) denota a unidade federativa, (t) o período, (Xit) representa o vetor de variáveis de controle, (μi) captura efeitos fixos não observados específicos das unidades federativas, (λt) representa efeitos temporais comuns e (εit) é o termo de erro idiossincrático.

A especificação dos modelos segue os fundamentos da econometria de dados em painel consolidados em Greene (2008) e Wooldridge (2010), que orientam tanto a estrutura dos efeitos fixos quanto os procedimentos de inferência adotados. Para o estimador dinâmico, a formulação do System-GMM baseia-se em Blundell e Bond (1998), que demonstram as vantagens desse estimador em relação ao Difference-GMM original quando a variável dependente apresenta persistência temporal elevada — condição verificada nas taxas de homicídio analisadas neste estudo. A aplicação em modelos empíricos de dados em painel segue os procedimentos descritos em Bond, Hoeffler e Temple (2001).

A potencial endogeneidade da variável de interesse constitui um ponto central da estratégia empírica. Tal endogeneidade pode decorrer de causalidade reversa — na medida em que estados mais violentos ampliam o esforço fiscal em educação — ou da omissão de fatores institucionais e socioeconômicos não observados que afetam simultaneamente o investimento

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

educacional e a dinâmica da criminalidade. Para mitigar esses riscos, utilizam-se modelos de efeitos fixos e o estimador dinâmico System-GMM, que explora a variação temporal intraunidades e emprega defasagens como instrumentos.

Para reduzir o risco de viés decorrente da omissão de variáveis, o modelo incorpora controles consagrados na literatura de Economia do Crime. No campo econômico e social, entram indicadores de renda — como PIB per capita e renda domiciliar —, medidas de desigualdade (Índice de Gini) e a taxa de desemprego. Esses elementos, ao menos em teoria, moldam tanto o custo de oportunidade quanto os retornos esperados da atividade ilícita. A análise também considera pressões demográficas e sociais: densidade populacional, proporção de jovens e taxa de mortalidade infantil. Não se ignora, ainda, o esforço estatal direto, captado pelos gastos em segurança pública.

Cabe destacar, contudo, que os dados são agregados por unidade federativa. Os coeficientes refletem efeitos médios estaduais, resultado de uma interação complexa entre escolhas individuais e condicionantes estruturais de cada região. Foram adotados cuidados adicionais na especificação dos instrumentos do modelo System-GMM, visando evitar sua proliferação, conforme Roodman (2009). Limitou-se a profundidade das defasagens e colapsou-se a matriz de instrumentos, reduzindo o risco de sobreajuste e preservando a validade dos testes de sobreidentificação. A relação entre o número de instrumentos e o número de grupos foi monitorada de forma a garantir a parcimônia do modelo.

Embora o modelo forneça estimativas consistentes, os resultados devem ser lidos como associações condicionais. A estratégia empírica, embora robusta, não permite estabelecer causalidade estrita, devendo os achados ser interpretados como evidências consistentes com os mecanismos teóricos propostos na literatura.

Ademais, cabe ressaltar que o arranjo institucional do Fundeb, embora introduza critérios redistributivos entre as unidades federativas, não configura uma fonte de variação exógena estrita que permita interpretação causal inequívoca. A alocação de recursos permanece, em alguma medida, correlacionada a características estruturais dos estados, o que limita a identificação de efeitos puramente exógenos. Nesse sentido, a estratégia adotada privilegia consistência empírica e robustez associativa, oferecendo evidências relevantes sobre o papel do financiamento educacional, sem pretensão de estabelecer relações causais definitivas.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Estatísticas descritivas

Tabela 1. Série Histórica da Taxa de Homicídios por 100 mil Habitantes

Ano	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
População em Geral	26.2	26.7	27.2	27.8	27.5	29.4	28.6	29.8	28.9	30.3	31.6	27.8	21.7
Jovens de 15 a 29 anos	50.8	53.4	54	54.6	53.5	58.9	59.3	62.9	60.9	65.5	69.9	60.4	45.8
Homens Jovens de 15 a 29 anos	94.3	99.1	100	101	98.7	109	110	117	114	123	130	122	93

Fonte: Elaboração própria com base em dados do SIM/DATASUS e IBGE (2007-2019).

A Tabela 1 apresenta a evolução das taxas de homicídio no Brasil entre 2007 e 2019, segundo os recortes demográficos considerados. O movimento é claro: crescimento até 2017 e queda posterior. Essa redução, contudo, merece cautela, já que pode refletir problemas de registro e não apenas mudanças reais na dinâmica da violência. Os números também revelam a centralidade dos jovens homens de 15 a 29 anos, cujas taxas se mantêm consistentemente acima da média nacional, justificando a desagregação adotada.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas dos modelos de dados em painel, obtidas tanto via Mínimos Quadrados Ordinários com Efeitos Fixos (FE-OLS) quanto pelo estimador dinâmico System-GMM, apresentam padrões consistentes entre si. Os resultados mantêm sinal e significância sob diferentes especificações. Dada a natureza observacional dos dados e as limitações inerentes à identificação causal em nível agregado, os resultados devem ser interpretados como associações condicionais, embora consistentes com os mecanismos teóricos propostos.

Observa-se que a transição para o estimador dinâmico preserva os sinais e a significância estatística das variáveis de interesse, o que confere estabilidade aos coeficientes reportados. Sob o prisma da validade econométrica, as especificações S-GMM atendem aos critérios usuais de consistência: a hipótese nula do teste de sobreidentificação de Hansen não é rejeitada, sugerindo validade dos instrumentos. Adicionalmente, os testes AR(1) e AR(2) indicam ausência de autocorrelação serial de segunda ordem, condição necessária para a consistência do estimador.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Variável de Interesse

Os resultados apresentados nas Tabelas 02, 03 e 04 evidenciam uma associação negativa e estatisticamente significativo entre o investimento por aluno via Fundeb (defasado) e as taxas de homicídio, em todas as especificações. Esse padrão se mantém independentemente do recorte analisado — população total, jovens ou homens jovens —, sugerindo que o financiamento educacional está sistematicamente associado a menores níveis de violência letal.

Em termos de magnitude, os coeficientes estimados indicam que um aumento de 10% no investimento por aluno está associado a uma redução aproximada de 1,49% na taxa geral de homicídios (Tabela 02). Quando o foco recai sobre jovens e homens jovens entre 15 e 29 anos, esse efeito se intensifica, alcançando cerca de 1,98% (Tabelas 03 e 04). Esse resultado é consistente com a maior vulnerabilidade desses grupos, identificada na literatura.

A consistência desses achados entre diferentes métodos de estimação é compatível com a interpretação de que a educação atua como um mecanismo indireto de dissuasão, ao elevar o custo de oportunidade do crime. Essa interpretação dialoga com a literatura que associa a expansão do capital humano ao aumento dos retornos esperados no mercado formal e, por consequência, à menor propensão ao engajamento em atividades ilícitas.

A defasagem temporal da variável de investimento indica que os efeitos não são imediatos, sugerindo um processo de maturação compatível com a natureza do acúmulo de capital humano. Em outras palavras, o impacto do financiamento educacional tende a se manifestar no período subsequente, e não de forma contemporânea.

Para fins ilustrativos, considerando o cenário de 2017 — com 65.602 homicídios —, a elasticidade estimada, sob hipótese de associação linear e *ceteris paribus*, corresponderia a uma variação aproximada de 978 casos. Trata-se, contudo, de um exercício contrafactual simplificado, que não deve ser interpretado como efeito causal direto. Entre os jovens (35.783 vítimas), a redução associada seria da ordem de 709 casos. Trata-se de uma aproximação; o exercício confere dimensão concreta aos resultados.

Adicionalmente, os modelos confirmam a presença de forte persistência temporal nas taxas de homicídio. A variável dependente defasada apresenta coeficiente positivo e significativo em todas as especificações (Tabelas 02, 03 e 04), indicando que níveis passados de violência são preditores relevantes da dinâmica corrente, evidenciando a presença de inércia temporal nas taxas de homicídio.

Cabe reconhecer, contudo, que estas associações não anulam explicações alternativas. A queda na letalidade a partir de 2017 pode ter sofrido influência de políticas de segurança simultâneas — como o desarmamento, pactos estaduais e o reforço do policiamento. Embora o

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

modelo tente isolar esses efeitos via gastos em segurança e efeitos fixos, o ruído não é totalmente eliminado. Assim, é mais rigoroso interpretar os achados como associações condicionais ao contexto, e não como um nexo causal isolado do financiamento educacional.

Variáveis de Controle

Os resultados para as variáveis de controle, reportados nas Tabelas 02, 03 e 04, são em grande medida coerentes com o que a literatura de Economia do Crime sugere.

A renda média domiciliar per capita aparece com coeficiente positivo e significativo em todas as especificações, o que pode refletir que regiões com maior circulação de riqueza se tornam mais atrativas para determinados tipos de atividade ilícita. O PIB per capita segue na mesma direção, reforçando esse mecanismo.

O índice de Gini, por sua vez, também apresenta associação positiva e significativa, em linha com a hipótese de que sociedades mais desiguais são, em média, mais violentas — resultado que aparece de forma bastante estável entre as diferentes estimações.

No mercado de trabalho, a taxa de desemprego mostra efeito positivo e significativo, resultado compatível com a literatura mobilizada: menos oportunidades formais implicam menor custo de oportunidade para o engajamento em atividades ilícitas. A taxa de mortalidade infantil — usada aqui como proxy de vulnerabilidade social mais ampla — aponta na mesma direção, reforçando a ligação entre precariedade estrutural e violência letal.

Em sentido contrário, os gastos com segurança pública per capita apresentam coeficientes negativos e significativos, sugerindo que o fortalecimento da capacidade estatal de controle está associado à redução dos homicídios.

A densidade demográfica também se mostra positivamente associada à criminalidade, possivelmente porque áreas mais densas facilitam interações e reduzem o custo do anonimato. Por fim, a proporção de jovens na população apresenta associação positiva com a criminalidade, em linha com evidências consolidadas na literatura.

Nota: Níveis de significância: *** denota p < 0,01, ** denota p < 0,05 e * denota p < 0,10. A matriz de covariância de White, consistente com heterocedasticidade, foi aplicada nas regressões. Erros-padrão entre parênteses. O intercepto nas estimações por FE-OLS é omitido por conveniência. O System-GMM (S-GMM) utiliza os dois estágios preconizados por Arellano e Bover (1995), incluindo efeitos fixos temporais. Os testes AR(1) e AR(2) verificam se a autocorrelação dos resíduos em primeira e segunda ordem, respectivamente, é nula. A amostra consiste em um painel desbalanceado das 27 Unidades da Federação no período de 2007 a 2019.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Tabela 2. Variável dependente: logaritmo natural da taxa de homicídios geral

Estimator:	**OLS - Efeito Fixo (Cross-section)**				**S-GMM**			
Regressors:	**Modelo(I)**	**Modelo(II)**	**Modelo(III)**	**Modelo(IV)**	**Modelo(I)**	**Modelo(II)**	**Modelo(III)**	**Modelo(IV)**
Ln_TxHG(-1)					0.8611***	0.5854***	0.5396***	0.5710***
					(0.0499)	(0.0620)	(0.0583)	(0.0678)
Ln_FUNDEB_Alu(-1)	-0.1191***	-0.1749***	-0.1590***	-0.1593***	-0.0573***	-0.1960***	-0.1826***	-0.1486***
	(0.0446)	(0.0460)	(0.0472)	(0.0473)	(0.0083)	(0.0387)	(0.0362)	(0.0370)
Ln_RFMedPC	-0.0624	-0.0444	-0.0847	-0.0842	0.0521**	0.1218***	0.1257***	0.1470***
	(0.0933)	(0.0825)	(0.0782)	(0.0787)	(0.0229)	(0.0329)	(0.0408)	(0.0454)
INDGINIM10	-0.0145	-0.0297	-0.0347	-0.0346	0.0213*	0.0620***	0.0736***	0.0872***
	(0.0493)	(0.0422)	(0.0408)	(0.0412)	(0.0110)	(0.0212)	(0.0277)	(0.0328)
Ln_DSPPC		0.0079		0.0021		-0.0354***		-0.0345**
		(0.0347)		(0.0342)		0.0136		(0.0144)
Ln_TxDesem	0.1077	0.1702***	0.1705***	0.1700***	-0.0241	0.1103***	0.1020***	0.0980***
	(0.0488)	(0.0497)	(0.0483)	(0.0489)	(0.0204)	(0.0306)	(0.0353)	(0.0346)
Ln_TxMorInf	0.9298		0.6937***	0.6933***	0.2975***		0.3353***	0.2828***
	(0.1857)		(0.1661)	(0.1662)	(0.0831)		(0.1144)	(0.1084)
Ln_PIBPC	0.7200***	0.6075***	0.7861***	0.7850***	0.1219**	0.4684***	0.5227***	0.5034***
	(0.0960)	(0.1116)	(0.1054)	(0.1062)	(0.0523)	(0.0964)	(0.0814)	(0.1081)
Ln_DenDem		2.3942***	2.0901	2.0853		2.7507***	2.5494***	2.4121***
		(0.5018)	(0.4134)	(0.4268)		(0.5669)	(0.4603)	(0.4580)
Ln_Prop15_24		3.2728***	2.9556***	2.9574***		3.9102***	3.9227***	3.6917***
		(0.6743)	(0.6962)	(0.6992)		(0.5741)	(0.5787)	(0.5277)

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

NOBS	297	297	297	297	270	243	243	243
R2 Ajustado	0.8036	0.8218	0.8332	0.8326				
N. Inst./N. Cross-Section					0.9630	0.9630	0.9630	0.9630
J-statistic					24.5204	21.4779	21.3455	22.5783
Prob. (J-statistic)					0.1769	0.2056	0.2112	0.1255
AR(1)					-0.5463	-0.4254	-0.4291	-0.4249
P-VALUE					0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)					0.1091	-0.0254	0.0131	-0.0100
P-VALUE					0.1804	0.7575	0.8745	0.9048

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Níveis de significância: *** denota p < 0,01, ** denota p < 0,05 e * denota p < 0,10. A matriz de covariância de White, consistente com heterocedasticidade, foi aplicada nas regressões. Erros-padrão entre parênteses. O intercepto nas estimações por *FE-OLS* é omitido por conveniência. O *System-GMM* (S-GMM) utiliza os dois estágios preconizados por Arellano e Bover (1995), incluindo efeitos fixos temporais. Os testes AR(1) e AR(2) verificam se a autocorrelação dos resíduos em primeira e segunda ordem, respectivamente, é nula. A amostra consiste em um painel desbalanceado das 27 Unidades da Federação no período de 2007 a 2019.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Tabela 3. Variável Dependente**: Logaritmo natural da taxa de homicídios de jovens de 15 a 29 anos**

Estimator:	**OLS - Efeito Fixo (Cross-section)**				**S-GMM**			
Regressors:	**Modelo(I)**	**Modelo(II)**	**Modelo(III)**	**Modelo(IV)**	**Modelo(I)**	**Modelo(II)**	**Modelo(III)**	**Modelo(IV)**
Ln_TxHJ15_29(-1)					0.7331***	0.4498***	0.3824***	0.3738***
					(0.0431)	(0.0673)	(0.0776)	(0.1260)
Ln_FUNDEB_Alu(-1)	-0.1231***	-0.1896***	-0.1771***	-0.1723***	-0.0813***	-0.1737***	-0.1699***	-0.1979***
	(0.0453)	(0.0500)	(0.0500)	(0.0502)	(0.0155)	(0.0457)	(0.0396)	(0.0523)
Ln_RFMedPC	-0.0388	-0.0322	-0.0685	-0.0761	0.0996***	0.1246***	0.1004**	0.1335***
	(0.1028)	(0.0958)	(0.0910)	(0.0909)	(0.0316)	(0.0358)	(0.0446)	(0.0436)
INDGINIM10	-0.0153	-0.0378	-0.0406	-0.0432	0.0517***	0.0807***	0.0746***	0.0940***
	(0.0527)	(0.0492)	(0.0465)	(0.0474)	(0.0175)	(0.0233)	(0.0277)	(0.0264)
Ln_DSPPC		-0.0243		-0.0308		-0.0567***		-0.0487***
		(0.0390)		(0.0380)		(0.0137)		(0.0115)
Ln_TxDesem	0.1832***	0.2402***	0.2319***	0.2399***	0.0351***	0.1741***	0.1453***	0.1636***
	(0.0566)	(0.0577)	(0.0563)	(0.0565)	(0.0125)	(0.0409)	(0.0391)	(0.0521)
Ln_TxMorInf	1.0035***		0.7609***	0.7668***	0.3562***		0.3374***	0.3986***
	(0.2353)		(0.2044)	(0.2044)	(0.0671)		(0.1160)	(0.1495)
Ln_PIBPC	0.7684***	0.6056***	0.7852***	0.8019***	0.2159***	0.5116***	0.5720***	0.6151***
	(0.1089)	(0.1219)	(0.1156)	(0.1159)	(0.0634)	(0.1017)	(0.0934)	(0.1133)
Ln_DenDem		2.8228***	2.4096***	2.4811***		2.6148***	2.3301***	3.4092***
		(0.6831)	(0.5596)	(0.5761)		(0.3912)	(0.4091)	(0.4902)
Ln_Prop15_24		2.9942***	2.6714***	2.6454***		3.8888***	3.5807***	4.2202***
		(0.7601)	(0.7835)	(0.7879)		(0.6070)	(0.6963)	(0.6345)

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

NOBS	297	297	297	297	243	243	243	243
R2 Ajustado	0.8067	0.8192	0.8293	0.8291				
N. Inst./N. Cross-Section					0.9630	0.9259	0.9630	0.9630
J-statistic					25.3718	22.8479	22.4286	22.6660
Prob. (J-statistic)					0.1487	0.1179	0.1688	0.1230
AR(1)					-0.5467	-0.4240	-0.4142	-0.3819
P-VALUE					0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)					0.0934	-0.0245	0.0084	-0.0252
P-VALUE					0.2280	0.7544	0.9147	0.7498

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Níveis de significância: *** denota p < 0,01, ** denota p < 0,05 e * denota p < 0,10. A matriz de covariância de White, consistente com heterocedasticidade, foi aplicada nas regressões. Erros-padrão entre parênteses. O intercepto nas estimações por *FE-OLS* é omitido por conveniência. O *System-GMM* (S-GMM) utiliza os dois estágios preconizados por Arellano e Bover (1995), incluindo efeitos fixos temporais. Os testes AR(1) e AR(2) verificam se a autocorrelação dos resíduos em primeira e segunda ordem, respectivamente, é nula. A amostra consiste em um painel desbalanceado das 27 Unidades da Federação no período de 2007 a 2019.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Tabela 4. Variável Dependente: Logaritmo Natural da Taxa de Homicídios de Homens de 15 a 29 anos

Estimator:		**OLS - Efeito Fixo (Cross-section)**				**S-GMM**		
Regressors:	**Modelo(I)**	**Modelo(II)**	**Modelo(III)**	**Modelo(IV)**	**Modelo(I)**	**Modelo(II)**	**Modelo(III)**	**Modelo(IV)**
Ln_TxHH15_29(-1)					0.6662***	0.4373***	0.3758***	0.3532***
					(0.0445)	(0.0731)	(0.0757)	(0.1262)
Ln_FUNDEB_Alu(-1)	-0.1259***	-0.1933***	-0.1804***	-0.1759***	-0.0517**	-0.1788***	-0.1844***	-0.1977***
	(0.0450)	(0.0500)	(0.0501)	(0.0502)	(0.0206)	(0.0474)	(0.0321)	(0.0519)
Ln_RFMedPC	-0.0376	-0.0303	-0.0675	-0.0745	0.0938**	0.1191***	0.1465***	0.1325***
	(0.1035)	(0.0971)	(0.0921)	(0.0919)	(0.0434)	(0.0424)	(0.0510)	(0.0488)
INDGINIM10	-0.0172	-0.0397	-0.0428	-0.0451	0.0556**	0.0798***	0.1001***	0.0969***
	(0.0532)	(0.0502)	(0.0473)	(0.0482)	(0.0278)	(0.0245)	(0.0271)	(0.0294)
Ln_DSPPC		-0.0221		-0.0286		-0.0526***		-0.0452***
		(0.0409)		(0.0399)		(0.0146)		(0.0123)
Ln_TxDesem	0.1995***	0.2565***	0.2487***	0.2561***	0.0353*	0.1756***	0.1427***	0.1665***
	(0.0579)	(0.0587)	(0.0574)	(0.0576)	(0.0206)	(0.0403)	(0.0475)	(0.0567)
Ln_TxMorInf	1.0109***		0.7660***	0.7715***	0.3968***		0.3917***	0.4185***
	(0.2351)		(0.2040)	(0.2041)	(0.0826)		(0.1324)	(0.1511)
Ln_PIBPC	0.7660***	0.6013***	0.7834***	0.7988***	0.1986***	0.5107***	0.5796***	0.6367***
	(0.1086)	(0.1231)	(0.1157)	(0.1163)	(0.0579)	(0.1036)	(0.0870)	(0.1198)
Ln_DenDem		2.8406***	2.4304***	2.4968***		2.7924***	3.2088***	3.4811***
		(0.6972)	(0.5737)	(0.5920)		(0.4222)	(0.5130)	(0.5016)
Ln_Prop15_24		3.0254***	2.6986***	2.6745***		3.9788***	4.2985***	4.3406***
		(0.7705)	(0.7948)	(0.7991)		(0.6398)	(0.7373)	(0.6765)

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

NOBS	297	297	297	297	243	243	243	243
R2 Ajustado	0.8146	0.8263	0.8360	0.8357				
N. Inst./N. Cross-Section					0.9630	0.9259	0.9630	0.9630
J-statistic					23.6484	22.8385	22.6184	22.4449
Prob. (J-statistic)					0.2100	0.1181	0.1621	0.1294
AR(1)					-0.5557	-0.4628	-0.4291	-0.4115
P-VALUE					0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)					0.1110	0.0337	0.0632	0.0256
P-VALUE					0.1606	0.6639	0.4195	0.7432

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Níveis de significância: *** denota p < 0,01, ** denota p < 0,05 e * denota p < 0,10. A matriz de covariância de White, consistente com heterocedasticidade, foi aplicada nas regressões. Erros-padrão entre parênteses. O intercepto nas estimações por *FE-OLS* é omitido por conveniência. O *System-GMM* (S-GMM) utiliza os dois estágios preconizados por Arellano e Bover (1995), incluindo efeitos fixos temporais. Os testes AR(1) e AR(2) verificam se a autocorrelação dos resíduos em primeira e segunda ordem, respectivamente, é nula. A amostra consiste em um painel desbalanceado das 27 Unidades da Federação no período de 2007 a 2019.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo analisou a relação entre o financiamento da educação básica via Fundeb e as taxas de homicídio no Brasil entre 2007 e 2019, com dados em painel das 27 unidades federativas. A estratégia empírica combinou modelos de efeitos fixos e o estimador System-GMM, de modo a controlar a persistência temporal e mitigar potenciais problemas de endogeneidade.

Os resultados indicam associação negativa entre o investimento educacional per capita defasado e as taxas de homicídio, mais intensa entre jovens homens de 15 a 29 anos. A defasagem sugere efeitos graduais, compatíveis com a lógica de formação de capital humano. Embora consistentes, as estimativas devem ser interpretadas como associações condicionais, dada a natureza agregada dos dados e a possível influência de fatores institucionais e socioeconômicos. Em linha com a literatura, os achados sugerem que o financiamento educacional pode atuar como mecanismo indireto de dissuasão, condicionado à dinâmica estrutural da criminalidade.

Do ponto de vista da contribuição, este estudo avança ao tratar o financiamento educacional — e não apenas a escolaridade — como variável substantiva na explicação da violência letal, preenchendo uma lacuna identificada na literatura nacional sobre políticas redistributivas e seus efeitos extraescolares. Como agenda de pesquisa futura, um passo natural consiste em avançar para análises em nível municipal, onde a violência e o financiamento educacional se manifestam de forma mais heterogênea. O emprego de estratégias de identificação causal mais precisas — como desenhos de regressão descontínua ou experimentos naturais vinculados a reformas do Fundeb — permitiria estimativas mais consistentes do efeito de interesse. Adicionalmente, a incorporação de indicadores de qualidade do investimento educacional, e não apenas de seu volume, representa uma extensão relevante para compreender os mecanismos subjacentes aos achados aqui reportados.

Nesse sentido, iniciativas voltadas ao aprimoramento da alocação dos recursos do Fundeb, como a implementação do Custo Aluno Qualidade (CAQ) prevista no novo Fundeb, representam avanços institucionais cuja eficácia sobre os resultados educacionais e sociais merece investigação empírica mais aprofundada (TANNO, 2017; BRASIL, 2020). Cabe destacar também que, após o período analisado neste estudo, o novo Fundeb, aprovado em 2020, introduziu mudanças estruturais na complementação da União e nas regras de distribuição. Esse arranjo reforça a relevância da discussão sobre financiamento educacional, ampliando o potencial redistributivo e trazendo novos desafios de avaliação de impacto.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

REFERÊNCIAS

AMARAL, L. F. L. E.; MENEZES-FILHO, N. A. A relação entre gastos educacionais e desempenho escolar. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. Anais... Salvador: ANPEC, 2008. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807201800160-.pdf. Acesso em: 25 abr. 2026.

ANDERSON, D. M. In school and out of trouble? The minimum dropout age and juvenile crime. American Economic Journal: Economic Policy, v. 6, n. 2, p. 1-29, 2014.

ARAÚJO JÚNIOR, A. F.; FAJNZYLBER, P. Crime e economia: um estudo das microrregiões mineiras. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 9., 2000, Belo Horizonte. Anais... Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2000.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components model. Journal of Econometrics, v. 68, n. 1, p. 29-52, 1995.

BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. Journal of Political Economy, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.

BECKER, K. L.; KASSOUF, A. L. Uma análise do efeito dos gastos públicos em educação sobre a criminalidade no Brasil. Economia e Sociedade, v. 26, n. 1, p. 215-242, 2017.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

BOND, S.; HOEFFLER, A.; TEMPLE, J. GMM estimation of empirical growth models. Oxford: Nuffield College, University of Oxford, 2001. (Working Paper, n. 2001-W21).

BRASIL. Emenda Constitucional n. 108, de 26 de agosto de 2020. Torna permanente o Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (Fundeb). Brasília: Presidência da República, 2020.

BUONANNO, P.; LEONIDA, L. Education and crime: evidence from Italian regions. Applied Economics Letters, v. 13, n. 11, p. 709-713, 2006.

CARVALHO, A. X. et al. Custos das mortes por causas externas no Brasil. Texto para Discussão, n. 1268. Brasília: Ipea, 2007.

CERQUEIRA, D. Causa e consequências do crime no Brasil. 2014. Tese (Doutorado em Economia) — Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2014.

CERQUEIRA, D. et al. Atlas da Violência 2021. São Paulo: FBSP; Ipea, 2021.

CERQUEIRA, D.; MOURA, R. Oportunidades laborais, educacionais e homicídios no Brasil. Texto para Discussão, n. 2535. Brasília: Ipea, 2019.

CRUZ, G.; ROCHA, R. Efeitos do FUNDEF/B sobre frequência escolar, fluxo escolar e trabalho infantil: uma análise com base nos Censos de 2000 e 2010. Estudos Econômicos, v. 48, n. 1, p. 39-75, 2018.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

DEBAUN, B.; ROC, M. Saving futures, saving dollars: the impact of education on crime reduction and earnings. Washington, DC: Alliance for Excellent Education, 2013.

DUENHAS, A. D.; GONÇALVES, F. O.; OLIVEIRA JÚNIOR, E. G. Educação, segurança pública e violência nos municípios brasileiros: uma análise de painel dinâmico de dados. Publicatio UEPG: Ciências Sociais Aplicadas, v. 22, n. 2, p. 179-191, 2014.

EHRLICH, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. Journal of Political Economy, v. 81, n. 3, p. 521-565, 1973.

ERVILHA, G. T.; LIMA, J. E. Um método econométrico na identificação dos determinantes da criminalidade municipal: aplicação em Minas Gerais (2000-2014). Economía, Sociedad y Territorio, v. 19, n. 59, p. 1059-1086, 2019.

GREENE, W. H. Econometric Analysis. 6. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008.

HECKMAN, J.; PINTO, R.; SAVELYEV, P. Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes. American Economic Review, v. 103, n. 6, p. 2052-2086, 2013.

HJALMARSSON, R.; HOLMLUND, H.; LINDQUIST, M. J. The effect of education on criminal convictions and incarceration: causal evidence from micro-data. Economic Journal, v. 125, n. 587, p. 1290-1326, 2015.

JACKSON, C. K.; JOHNSON, R. C.; PERSICO, C. The effects of school spending on educational and economic outcomes: evidence from school finance reforms. Quarterly Journal of Economics, v. 131, n. 1, p. 157-218, 2016.

KUME, L. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. Anais... João Pessoa: ANPEC, 2004.

LOCHNER, L. Education, work, and crime: a human capital approach. International Economic Review, v. 45, n. 3, p. 811-843, 2004.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. American Economic Review, v. 94, n. 1, p. 155-189, 2004.

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

MENEZES, R. T.; PAZELLO, E. T. Do teachers' wages matter for proficiency? Evidence from a funding reform in Brazil. Economics of Education Review, v. 26, n. 5, p. 660-672, 2007.

MERLO, A.; WOLPIN, K. I. The transition from school to jail: youth crime and high school completion among black males. Review of Economic Studies, v. 82, n. 1, p. 294-332, 2015.

MONTES, G. C.; MENDES, L. Effects of violence on school dropout: a panel data analysis to Rio de Janeiro. The Journal of Developing Areas, v. 55, n. 4, p. 329-354, 2021.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

OLIVEIRA, C. A. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. Texto para Discussão, n. 15. Passo Fundo: Universidade de Passo Fundo, 2005.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.

SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C. Evolução e determinantes da taxa de homicídios no Brasil. Texto para Discussão, n. 1808. Brasília: Ipea, 2013.

SANTOS, M. J. Dinâmica temporal da criminalidade: evidências sobre o efeito inércia nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. Economia, v. 10, n. 1, p. 169-194, 2009.

TANNO, C. R. Universalização, qualidade e equidade na alocação de recursos do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica e de Valorização dos Profissionais da Educação (FUNDEB): propostas de aprimoramento para a implantação do Custo Aluno Qualidade (CAQ). Estudo Técnico n. 24/2017-CONOF/CD. Brasília: Câmara dos Deputados, 2017.

TEIXEIRA, E. C. Dois ensaios acerca da relação entre criminalidade e educação. 2011. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) — Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2011.

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. 2. ed. Cambridge: MIT Press, 2010.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.