



Universidade Federal de Pernambuco

Programa de Pós-Graduação em Economia

Benção ou Maldição? Choques de Commodities e a Criminalidade no Brasil

Autor: Giordano Frias Martinelli

Orientador: Prof. Rafael Coutinho

Recife, Brasil
Outubro de 2024

Abstract

This article investigates how shocks to agricultural commodity prices affect homicide rates across Brazilian municipalities. Using a shift-share identification strategy, the results show that municipalities more exposed to these shocks experience significant changes in homicide rates. The effects are stronger in small municipalities, which account for approximately 70% of all municipalities in Brazil. In medium-sized municipalities, the estimated impacts are smaller, while in large municipalities no statistically significant effects are detected. These findings suggest that economic shocks can exacerbate regional inequalities, highlighting the importance of public policies tailored to local characteristics to mitigate the adverse impacts of commodity price fluctuations.

Keywords: *Crime, Commodities, Income Shocks, Climate Change*

Benção ou Maldição? Choques de Commodities e a Criminalidade no Brasil

Giordano Frias Martinelli

Resumo

Este artigo investiga como choques nos preços de commodities agropecuárias influenciam as taxas de homicídios nos municípios brasileiros. Utilizando uma estratégia de shift-share, os resultados mostram que os municípios mais expostos a esses choques sofrem alterações significativas nas taxas de homicídio, com maior impacto em municípios pequenos, que compõem 70% do total no Brasil. Em municípios médios os efeitos são menores, enquanto em municípios grandes não se identificam resultados estatisticamente significativos. Os achados sugerem que choques econômicos podem exacerbar desigualdades regionais, destacando a importância de políticas públicas adaptadas às particularidades locais para mitigar os impactos adversos das oscilações nos preços das commodities.

Palavras-chave: *Crime, Commodities, Choque de Renda, Mudanças Climáticas.*

1 Introdução

A literatura econômica explora de forma abrangente os efeitos de choques exógenos sobre o mercado de trabalho, rendimentos e criminalidade. Os trabalhos seminais de (Becker, 1968) e (Ehrlich, 1973) forneceram a base teórica para essa interpretação, argumentando que aumentos nos rendimentos elevam o custo de oportunidade de se envolver em atividades criminosas, reduzindo assim o incentivo ao crime. Empiricamente, (Gould et al., 2002) confirmaram essa hipótese, demonstrando que melhorias nas condições salariais e trabalhistas se associam à redução das taxas de criminalidade. A partir dessas bases teóricas e empíricas, a literatura evoluiu para examinar como outros aspectos econômicos, além do mercado de trabalho, influenciam os níveis de criminalidade. Entre esses fatores, destaca-se o impacto das variações nos preços de commodities sobre as economias regionais. Esses choques econômicos afetam diretamente os rendimentos das populações locais, muitas vezes incentivando migrações para atividades ilícitas, como o cultivo de matérias-primas ilegais. Essa relação complexa tem sido associada ao aumento da violência em diversas regiões (Dube et al., 2016; Sviatschi, 2022). Afinal, o crescimento da ilegalidade ou a desregulamentação econômica tende a elevar os índices de criminalidade (Araujo et al., 2024; Chimeli and Soares, 2017; Pereira and Pucci, 2022).

Em contrapartida, a literatura também documenta resultados que, à primeira vista, podem parecer contraintuitivos. Municípios brasileiros que experimentaram um período de crescimento econômico impulsionado pelo boom do petróleo na primeira década dos anos 2000 registraram aumento na criminalidade (Soares and Souza, 2023). O choque econômico teria gerado maior desigualdade, rápida urbanização, presença de bens ilegais e deterioração na provisão de bens públicos — fatores que possivelmente contribuíram para o aumento da criminalidade. Resultados semelhantes foram observados em outras regiões do mundo. No Chile, maior produtor de cobre do mundo, o aumento do preço do minério também foi acompanhado de elevação nos índices de criminalidade (Corvalan and Pazzona, 2019). A explicação para esse fenômeno reside no fato de que os padrões de emprego pouco qualificado em áreas mineradoras estão alinhados com o ciclo do crime. À medida que o mercado de trabalho local se adapta às mudanças econômicas trazidas pelo boom da mineração, as taxas de criminalidade são afetadas por esses ajustes temporários. Nos períodos iniciais de aumento do emprego, a criminalidade pode diminuir; contudo, conforme o mercado de trabalho se estabiliza, os índices de criminalidade podem voltar a subir devido a fatores como o aumento da disparidade econômica ou mudanças no ambiente social.

Com base nas investigações realizadas até o momento, este trabalho levanta uma questão ainda não plenamente explorada: qual é o impacto dos choques de commodities na criminalidade dos municípios brasileiros? Esta é uma questão relevante principalmente para países em desenvolvimento, cujas economias são, frequentemente, dependentes de exportações de commodities. Além disso, como as mudanças climáticas devem aumentar a volatilidade dos preços das commodities, emerge um novo fator de instabilidade para essas nações, reforçando a importância de investigar essa relação.

O Brasil reúne um conjunto único de características que o torna um contexto excepcional para

investigar a relação entre choques econômicos e criminalidade. Primeiro, o país apresenta altos índices de criminalidade: em 2023, a taxa de homicídio foi de 22,4 por 100 mil habitantes — quase quatro vezes superior ao limite recomendado pela Organização das Nações Unidas (ONU), de 5,8 por 100 mil. Dessas mortes, cerca de 46 mil foram classificadas como mortes violentas, incluindo homicídios, latrocínios e mortes decorrentes de intervenções policiais (UNODC, 2023).

Além disso, o Brasil é um dos maiores produtores de commodities do mundo, com a agropecuária desempenhando um papel central na economia nacional. Em 2023, o setor representou 15,1% do PIB (IBGE, 2023), e as flutuações nos preços de commodities têm repercussões significativas na dinâmica econômica. Essas variações afetam o PIB, a taxa de câmbio, a inflação e as contas públicas. Politicamente, o impacto é evidente na agenda legislativa, uma vez que 65% dos deputados federais e 60% dos senadores integram a Frente Parlamentar Agropecuária (FPA, 2023). Socialmente, essas flutuações influenciam a renda das populações locais, a geração de empregos e, em última instância, os índices de violência, conforme será demonstrado.

Outro fator relevante é o papel estratégico do Brasil como uma “potência verde”, uma vez que suas características geográficas e a abundância de recursos naturais colocam o país em uma posição de destaque na agenda global contra as mudanças climáticas. Com vastas áreas de floresta tropical, incluindo a Amazônia, o Brasil é um dos maiores reservatórios de carbono do mundo, desempenhando um papel crucial na regulação do clima global. Além disso, a grande biodiversidade do país e seus recursos hídricos o tornam fundamental não apenas para a mitigação das mudanças climáticas, mas também para a adaptação a elas.

Adicionalmente, o Brasil possui um setor informal significativo - aproximadamente 60% dos negócios, 40% do PIB e 35% dos empregados correspondem ao mercado informal (Ulyssea, 2018) - e enfrenta uma alta taxa de migração interna. Em um contexto de baixa seguridade social, esses aspectos amplificam a profundidade e a duração dos efeitos de choques econômicos, aumentando sua relevância para investigações empíricas. Esses elementos estruturais permitem avaliar com mais clareza como populações vulneráveis reagem a mudanças nos incentivos econômicos, especialmente em áreas historicamente afetadas por desigualdade e violência.

Portanto, as altas taxas de criminalidade, a importância do setor de commodities, as peculiaridades políticas e sociais, além das características econômicas e ambientais do Brasil, oferecem um cenário abrangente e rico para estudar os efeitos de choques econômicos sobre criminalidade e demais desdobramentos sociais. Esses fatores tornam o país um laboratório natural para testar hipóteses relacionadas à interação entre economia e violência.

Para investigar essa questão, este artigo utiliza dados do IPEA, FMI e FAO-GAEZ, adotando um modelo shift-share que gera um índice denominado Commodity Exposure Index (Índice de Exposição às Commodities, em tradução livre). Este índice mede a exposição que cada município está sujeito às variações de preços das commodities, permitindo analisar o quanto essa exposição pode estar associada ao aumento da criminalidade. A abordagem segue uma linha semelhante ao estudo “Commodity Booms, Emissions and Climate Mitigation Policies” (Da Mata and Dotta, 2021), que

examina a causalidade que choques de commodities têm em desmatamento e queimadas agrícolas. Neste projeto, por sua vez, a variável de interesse é a criminalidade.

Ao controlar por características econômicas, sociais e ambientais, dos municípios, não se obteve resultados significativos em cidades grandes (acima de 300 mil habitantes), médias (de 20 mil a 300 mil habitantes), ou quando se considerou todos os municípios brasileiros em conjunto, isto é, sem heterogeneidade de população. Por outro lado, nos municípios pequenos (com até 20 mil habitantes), que representam 70% dos municípios do país, observou-se que uma variação de um desvio padrão no Commodity Exposure Index está associada a uma alteração de 8,1% na criminalidade.

Ao considerar o perfil das vítimas, verificou-se que uma variação de um desvio padrão no índice resulta em uma alteração de 8,8% nos crimes contra homens e de 4,1% em mulheres jovens foi de . Já nos municípios de médio porte (20 mil a 300 mil habitantes) e de grande porte (mais de 300 mil habitantes), os resultados permaneceram sem significância estatística.

Concluindo os resultados, identificou-se uma heterogeneidade significativa na resposta à variação do índice de exposição a commodities, quando se considera a parcela da população que vive no meio rural. Nos municípios pequenos, uma variação de um desvio padrão no índice resulta em um impacto de 6,7% na taxa de homicídios nos municípios com população rural acima da mediana e de 15% naqueles mediana da mediana, traçada a partir da porcentagem da população que vive na zona rural. Quanto ao perfil das vítimas, os homicídios contra homens alteram em 19,3% nos municípios abaixo da mediana, enquanto contra homens jovens registram uma mudança de 17,4%. Já nos municípios de médio porte (entre 20 mil e 300 mil habitantes), foi identificado um efeito negativo de -6,5% na taxa de homicídios de mulheres em localidades com população rural acima da mediana. Em contrapartida, nos municípios grandes, os resultados não foram estatisticamente significativos.

Foram realizados diversos testes de robustez para shift-share desing, afim de buscar a validação dos resultados, como o teste de inferência de Adão (Adao et al., 2019), teste de exclusão de commodities específicas, teste de exclusão de municípios produtores, randomização do índice de exposição à commodities, agrupamento alternativo de erros padrão e inclusão de efeitos fixos a nível de região. Embora alguns desses testes tenham confirmado a consistência dos resultados, outros apresentaram evidências mistas, o que reflete a complexidade inerente às análises econômicas e a robustez metodológica adotada para explorar diferentes dimensões dos dados.

Este artigo está inserido em duas áreas da literatura sobre choques econômicos. A primeira é sobre o impacto desses choques na criminalidade brasileira. Estudos anteriores indicam que choques econômicos, como a liberalização da economia, aumentaram a criminalidade temporariamente, em municípios expostos à maior redução tarifária (Dix-Carneiro et al., 2018). Adicionalmente, o crescimento do setor de petróleo tem sido associado a um aumento na criminalidade (Soares and Souza, 2023). Em contraste e como complemento a esses estudos, este trabalho adota uma abordagem mais abrangente ao utilizar o índice de exposição a commodities. Ao invés de se concentrar em um único setor, como o petróleo, consideramos uma variedade de produtos que são fundamentais para a economia brasileira. Isso permite capturar de forma mais ampla os efeitos dos choques de preços

das commodities sobre a criminalidade, levando em conta todos os 5.570 municípios do país, não se limitando à municípios ou produto específico.

O segundo tema abordado é o dos choques econômicos e suas consequências ambientais e socioeconômicas. No âmbito ambiental, a variação nos preços das commodities tem sido responsável por aumento no desmatamento (Bragança, 2018; Chimeli and Dornelas, 2019; Berman et al., 2023; Da Mata and Dotta, 2021). No aspecto socioeconômico, mudanças nos preços estão associadas a um aumento nas receitas municipais e nos investimentos em serviços públicos (Caselli and Michaels, 2013), mas também a um crescimento das mortes causadas por poluição (Chimeli and Dornelas, 2019). Em um cenário de mudanças climáticas, espera-se maior volatilidade nos preços das commodities, o que gera mais instabilidade nos desdobramentos enfrentados pela sociedade. Considerando este escopo ambiental, a contribuição deste trabalho é lançar luz sobre as instabilidades que as mudanças climáticas podem provocar na volatilidade dos preços das commodities e, consequentemente, no nível de criminalidade dos municípios brasileiros.

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. A Seção 2 descreve o contexto. A Seção 3 apresenta a estratégia empírica empregada. A Seção 4 detalha os dados, a Seção 5, os resultados e a Seção 6 os testes de robustez. Encerrando o artigo, a Seção 7 conclui o estudo.

2 Contexto

O setor agrícola é visto como fundamental para a economia e dinâmica política do país. Valorizado por diferentes governos, independentemente de suas ideologias. Desde a criação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) em 1973, durante o regime militar sob o comando de Emílio Garrastazu Médici, com o objetivo de modernizar e aumentar a eficiência do setor, até o lançamento do Plano Safra recorde de R\$475 bilhões, em 2024, pelo presidente Luiz Inácio Lula da Silva, ex-líder sindicalista, observa-se um compromisso consistente em fortalecer a agropecuária. Este apoio amplo e contínuo reflete o reconhecimento, por todas as vertentes políticas, da força do setor no país. As experiências a seguir descrevem o período analisado, de 2001-2017, caracterizado pelo apogeu e queda da economia brasileira em um período recente, a qual a agropecuária influenciou significativamente.

Entre 2000 e 2010, a alta dos preços das commodities internacionais impulsionou fortemente a economia brasileira (IMF, 2013). Nesse período, o rápido crescimento da China gerou uma demanda robust, proporcionando ao Brasil um mercado amplo para suas exportações de commodities e fortalecendo a parceria entre os países (WorldBank, 2021). Desde 2009, a China se consolidou como o principal parceiro comercial do Brasil (Pereira, 2017). Foi durante esse período, mais especificamente nos anos de 2008 e 2009 que o Brasil atingiu, pela primeira vez na história, grau de investimento das três maiores agências de crédito do mundo - Standard and Poor's, Moody's e Fitch (Brasil, 2016). Esse ciclo de crescimento econômico resultou em melhorias significativas em diversos indicadores econômicos e se refletiu em avanços no desenvolvimento social brasileiro (IBGE, 2021). O salário

mínimo se valorizou em 72,31% (Brasil, 2016), o nível de pessoas em situação de subalimentação caiu em 82%, enquanto 75% saiu da extrema pobreza (FAO and WFP, 2014). Ainda, transformou regiões brasileiras (MapBiomass, 2021) mudando o panorama político e econômico.

De modo contrário, a retração da atividade econômica global, especialmente após os efeitos da crise de 2008, aliada à desaceleração do crescimento da economia chinesa, provocou uma diminuição significativa na demanda por commodities, o que resultou na queda de seus preços. Esse declínio nas cotações teve um impacto direto sobre economias dependentes da exportação dessas commodities, como é o caso do Brasil. Esse cenário foi um dos principais fatores que contribuíram para a crise econômica de 2014, durante o governo de Dilma Rousseff (Pessoa, 2023). A diminuição das receitas com exportação e a consequente escassez de investimentos internos, somados à conflitos políticos, desencadearam um ciclo de baixo crescimento, que culminou em uma recessão severa. O Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro encolheu 3,5% em 2015 (IBGE, 2015) e 3,3% em 2016 (IBGE, 2016), resultando em um dos períodos mais críticos da economia brasileira nas últimas décadas. O aumento do desemprego, que alcançou a alta taxa de 13,7% em 2017, agravou ainda mais o cenário de crise, gerando uma série de desafios sociais e econômicos.

A dinâmica dos períodos relatados acima são analisados na literatura de ciência política, que examina a relação entre commodities, economia e política, em países como o Brasil. Estudos empíricos, que analisaram eleições na América Latina entre 1978 e 2006, demonstram uma forte associação entre crises econômicas — frequentemente desencadeadas por flutuações no mercado de commodities — e mudanças de políticas públicas (“policy switches”) (Campello, 2014). Além disso, há evidências de que, em muitos países latino-americanos, as chances de reeleição dos governantes estão fortemente atreladas a fatores exógenos, como choques externos, crises globais e, sobretudo, variações nos preços das commodities (Campello and Zucco Jr, 2016). Esses estudos destacam, mais uma vez, que as commodities exercem sobre a dinâmica brasileira.

Apesar das oscilações da economia brasileira, um aspecto que permanece constante é a persistência da criminalidade como um grave problema. Durante o período do superciclo das commodities, seguido pelo declínio que culminou na crise econômica brasileira, as taxas de homicídios continuaram elevadas. No período analisado, de 2001 a 2017, a menor taxa de homicídios registrada foi em 2007, com 25,47 homicídios a cada 100 mil habitantes. Apesar da mínima desde o início da série história, o valor ainda é considerado alto. Dez anos depois, em 2017, o país alcançaria pela primeira vez na história a maior taxa da série: 31,6 homicídios por 100 mil habitantes. (IPEA, 2017).

De acordo com pesquisa realizada pelo Instituto de Pesquisas Sociais, Políticas e Econômicas (Ipespe), que avalia a percepção da população brasileira, a segurança pública foi apontada como a segunda área mais problemática do país (IREE, 2024). Diante dessa preocupação, o presidente Lula apresentou, no final de outubro de 2024, a PEC da Segurança Pública, com o objetivo de estabelecer diretrizes para fortalecer o papel do Estado no combate ao crime (GOV, 2024).

Essa violência apresenta forte heterogeneidade regional. Em 2010, por exemplo, Alagoas regis-

trava a maior taxa de homicídio dos estados da federação com 66,8 por 100 mil habitantes, ao passo que Santa Catarina apresentava a menor, com 12,9 (IPEA, 2017). Além da diferença entre regiões, outras características que chamam a atenção é a heterogeneidade entre municípios. Os resultados encontrados neste trabalho englobam majoritariamente municípios pequenos. Potencialmente, isso ocorra em municípios menores pela falta de dinamismo econômico dessas cidades, somado a falta de provisão de bens públicos, fazendo com os choques econômicos sejam mais sentidos. Valendo-se de uma evidência anedótica, em 2022, os 30 municípios mais violentos do Brasil, tinham menos de 30 mil habitantes, 63% eram rurais e 43% estão localizadas na Amazônia. Em comuns, estes municípios sob pressão de crimes ambientais, como desmatamento, grilagem de terras e extração ilegal de minérios (FBSP, 2022) - fatores que, conforme já citados na introdução deste trabalho, sofrem com o efeito das flutuações das commodities (Da Mata and Dotta, 2021).

Nos últimos anos, um novo fator passou a integrar o conjunto de desafios que moldam a relação entre a dependência da pauta agropecuária exportadora, economia e criminalidade no Brasil: as mudanças climáticas. Segundo o Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (IPCC), há uma chance de 50% de a temperatura global atingir ou ultrapassar 1,5°C entre 2021 e 2040 (IPCC, 2018). Esta elevação de temperatura teria um impacto significativo na agropecuária mundial, alterando os padrões de plantio e criação hoje estabelecidos.

Essas mudanças no setor agropecuário impactariam diretamente as economias dos países que dependem das commodities, como o Brasil, exacerbando vulnerabilidades econômicas e sociais que, por sua vez, podem intensificar dinâmicas de criminalidade já alarmantes. Não por acaso, Blairo Maggi, considerado o maior produtor de soja individual do mundo, manifestou preocupação com o futuro das plantações diante desse cenário de incertezas climáticas (CNN, 2024). Ecoando essa preocupação, embora por motivações obviamente diferentes, a vencedora do prêmio Nobel de Economia de 2019, Esther Duflo, ressalta que os mais afetados pelos desdobramentos do aquecimento global serão os cidadãos dos países em desenvolvimento, como os brasileiros (Duflo, 2024).

Diante da forte influência das commodities na economia brasileira, combinada com as persistentes altas taxas de criminalidade e os impactos potenciais das mudanças climáticas, o Brasil se apresenta como um caso único para investigar a relação entre flutuações nos preços das commodities e a violência. Essa singularidade se deve à posição do país como um dos maiores exportadores mundiais de commodities agrícolas e minerais, cuja economia é diretamente impactada pelas oscilações nos mercados globais. Além disso, a heterogeneidade regional, com municípios que variam amplamente em termos de dependência econômica das commodities e taxas de criminalidade, oferece um ambiente rico para análises detalhadas. Por fim, as pressões das mudanças climáticas, que podem intensificar a volatilidade nos preços das commodities e agravar desigualdades socioeconômicas, tornam o Brasil um cenário ideal para compreender as interações entre economia, clima e violência.

3 Estratégia Empírica

Para estimar a causalidade dos preços das commodities na criminalidade em municípios brasileiros, utilizou-se uma estratégia de shift-share design, que combina a variação temporal dos preços internacionais de commodities com a variação espacial da adequação agrícola. O estudo contemplou 5.570 municípios no período de 2001 a 2017, considerando os preços no mercado internacional como o choque exógeno. Para isso, a seguinte regressão foi utilizada:

$$y_{it} = \mu_i + \delta_t + CE_{it} + X_{it} + \sum_{k=1}^T \gamma_k W_i \cdot 1(t = k) + \epsilon_{it} \quad (1)$$

onde y_{it} é a variável de interesse para o município i , no ano t . μ_i representa os efeitos fixos de município, ao mesmo tempo que δ_t é o efeito fixo de tempo. A inclusão de ambos os efeitos fixos têm como intuito controlar características não observáveis, tanto a nível municipal quanto temporal.

O vetor X_{it} inclui as variáveis climáticas, que variam com o tempo, na equação. A expressão $\sum_{k=1}^T \gamma_k W_i \cdot 1(t = k)$ representa uma soma ponderada das características socioeconômicas W_i do município ao longo do tempo T , onde W_i é fixo para o município i e γ_k é o peso associado ao ano k . O termo $1(t = k)$ é uma variável indicadora que assume o valor 1 no ano k e 0 nos outros anos, permitindo que as características socioeconômicas impactem a variável de interesse de forma específica para cada ano.

Por último, considera-se o termo

$$CE_{it} = \sum_k q_{ki} P_{kt} \quad (2)$$

que é uma interação entre o suitability share com os preços internacionais das commodities e é fundamental para o entendimento da estratégia empírica. Portanto, terá sua construção maior detalhada:

(a) Suitability share (q_{ki})

É a fração da capacidade agrícola de um município para produzir a commodity k . Varia de 0 a 1 e calcula-se em três passos:

1- Obtenção do rendimento potencial A_{ki} :

Utilizando dados da FAO-GAEZ ((Food and Agriculture Organization's Global Agro-Ecological Zones), calcula-se o rendimento potencial da commodity k no município i , ou seja, a produção potencial máxima possível dada as condições climáticas do local.

Seja A_{ki}^m a produção potencial da cultura k no município i , calculada multiplicando o ren-

dimento potencial (A_{ki}) pela área total do município. No entanto, ao considerar múltiplas commodities para um município, pode haver contagem dupla, já que cada commodity é avaliada como se ocupasse a área inteira.

2 - Ajuste para contagem dupla com peso de produção estimado \hat{w}_{ki} :

Como a área de um município pode ser usado para diversas culturas, aplica-se um modelo logit multinomial fracionado para calcular um peso estimado (\hat{w}_{ki}) considerando o histórico de produção do município, representado por w_{ki} .

$$\hat{w}_{ki} = E[w_{ki} | A_i] = \frac{\exp(\beta_k A_i)}{1 + \sum_{j=1}^{K-1} \exp(\beta_j A_i)} \quad (3)$$

Nesta equação (3), A_{ki} é o vetor das condições climáticas específicas para cada município; β_k são os coeficientes estimados para as condições climáticas de cada commodity, obtidos por um modelo de máxima verossimilhança (quasi-maximum likelihood), enquanto o somatório no denominador é calculado sobre todas as commodities k .

Em seguida, multiplica-se o \hat{w}_{ki} obtido pelo rendimento potencial A_{ki} para chegar no potencial de produção ponderado \bar{A}_{ki} em toneladas da produção de k no município i .

$$\bar{A}_{ki} = \hat{w}_{ki} \cdot A_{ki} \quad (4)$$

3- Rendimento ponderado:

O terceiro passo para calcular q_{ki} é transformar \bar{A}_{ki} em uma fração da produção da cultura ou pecuária k no município i em relação ao restante dos municípios que também produzem k :

$$q_{ki} = \frac{\bar{A}_{ki}}{\sum_i \bar{A}_{ki}}, \quad (5)$$

sendo $\bar{A}_{ki} = \hat{w}_{ki} \cdot A_{ki}$.

$$q_{ki} = \frac{w_{ki} \cdot A_{ki}}{\sum_i w_{ki} \cdot A_{ki}} \quad (6)$$

(b) **Preços internacionais** (P_{kt})

São os preços internacionais reais da commodity k no tempo t .

(c) **Commodity exposure index**

É a multiplicação dos itens (a) e (b), ou seja, o suitability share q_{ki} pelo preço das commodities P_{kt} :

$$CE_{it} = \sum_k q_{ki} P_{kt} \quad (7)$$

Em resumo, este índice representa o quanto o município i está exposto à flutuação dos preços internacionais das commodities, tendo o β como coeficiente da regressão.

4 Dados

Os dados relacionados à regressão principal serão divididos em dois grandes blocos: commodity exposure index e criminalidade, com ambos os casos abrangendo o período de 2001 a 2017.

4.1 Commodity Exposure Index

FAO-GAEZ Os dados da FAO-GAEZ foram utilizados para estimar o potencial agrônomo de cada commodity, empregando uma abordagem baseada no rendimento potencial em vez do rendimento efetivo. Essa escolha permite incorporar a possibilidade de desmatamento para expansão agrícola, uma vez que aumentos nos preços das commodities frequentemente incentivam essa prática (Da Mata and Dotta, 2021). Assim, a abordagem reflete de forma mais realista como elevações nos preços podem impactar tanto a criminalidade quanto o desmatamento potencial. A partir daí, utiliza-se as estimativas da versão 4 do FAO-GAEZ por entender que é a que melhor caracteriza a agricultura brasileira no período, considerando que cada célula de grade é composta por uma área de 9 quilômetros por 9 quilômetros, segundo o modelo de (Fischer et al., 2021).

4.2 Produção Agrícola e Pecuária

A produção agrícola e pecuária foi analisada a partir da Pesquisa Pecuária Municipal e da Pesquisa Agrícola Municipal, realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados agrícolas foram coletados em toneladas, enquanto os dados pecuários foram mensurados em número de cabeças de gado. Além disso, o commodity exposure index foi ajustado para valores constantes de 2010. Para isso, utilizou-se os preços internacionais das commodities, obtidos em dólares do Banco Mundial (The Pink Sheet), e a taxa de câmbio e o índice IPCA, extraídos do IPEADData.

Tabela 1: Estatísticas descritivas para pasto, gado e grãos por tamanho de município de acordo com população.

| Variável | N | Média | Desvio Padrão |
|--|--------|-------|---------------|
| área pasto/área total - todos municípios | 94.605 | 0,31 | 0,26 |
| Municípios pequenos | 68.340 | 0,32 | 0,26 |
| Municípios médios | 24.327 | 0,29 | 0,25 |
| Municípios grandes | 1.207 | 0,16 | 0,19 |
| área grãos/área total - todos municípios | 94.605 | 0,17 | 0,25 |
| Municípios pequenos | 68.340 | 0,17 | 0,26 |
| Municípios médios | 24.327 | 0,15 | 0,23 |
| Municípios grandes | 1.207 | 0,05 | 0,12 |
| cabeça de gado/ha de pasto - todos municípios | 94.605 | 5,21 | 145,32 |
| Municípios pequenos | 68.340 | 5,31 | 134,35 |
| Municípios médios | 24.327 | 4,13 | 139,37 |
| Municípios grandes | 1.207 | 20,57 | 493,09 |

1. *Nota:* * Municípios pequenos = até 20 mil habitantes; Municípios médios = 20 mil a 300 mil habitantes; Municípios grandes = maior que 300 mil habitantes (não foi considerada a cidade de São Paulo no cálculo). No indicador de cabeça de gado utiliza-se hectare, e não área total, por ser uma métrica mais recorrente na pecuária, afim de dar noção de uma produção ser intensiva ou extensiva.

4.3 Criminalidade

Os dados sobre criminalidade foram extraídos do Atlas da Violência, também produzido pelo IPEA. A taxa de homicídios por 100 mil habitantes foi adotada como proxy para a criminalidade. A escolha dessa métrica se baseia em dois fatores principais: primeiro, ela possibilita comparações consistentes entre diferentes regiões do país ao longo do tempo (Dix-Carneiro et al., 2018); segundo, é amplamente utilizada em estudos sobre criminalidade devido à sua menor taxa de subnotificação em relação a outros tipos de delitos. Os dados populacionais dos municípios foram obtidos a partir do Censo do IBGE.

Tabela 2: Estatísticas descritivas da taxa de homicídio por tipo de município

| Estatística | Geral | Pequenos | Médios | Grandes |
|--------------------|--------|----------|--------|---------|
| Média | 16.338 | 13.578 | 23.166 | 33.103 |
| Desvio Padrão (DP) | 19.923 | 18.868 | 20.386 | 22.282 |
| Mínimo | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 1º Quartil | 0.00 | 0.00 | 8.69 | 15.77 |
| Mediana | 10.61 | 6.48 | 17.21 | 29.71 |
| Média | 16.34 | 13.58 | 23.17 | 33.10 |
| 3º Quartil | 24.89 | 21.64 | 31.85 | 46.06 |
| Máximo | 231.24 | 231.24 | 174.70 | 109.28 |

Nota: Os dados são agrupados conforme o tamanho dos municípios. Municípios pequenos = até 20mil hab; municípios médios = 20mil a 300mil hab.; municípios grandes = maior que 300mil hab. (o município de São Paulo não é considerado nas estatísticas para municípios grandes)

H

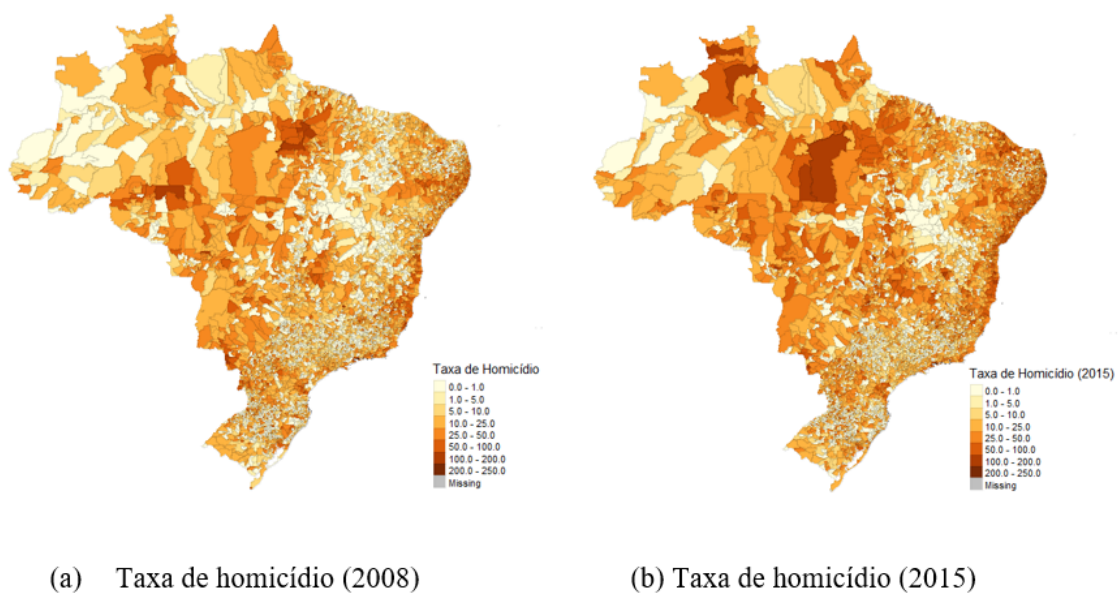


Figura 2: Taxa de Homicídio

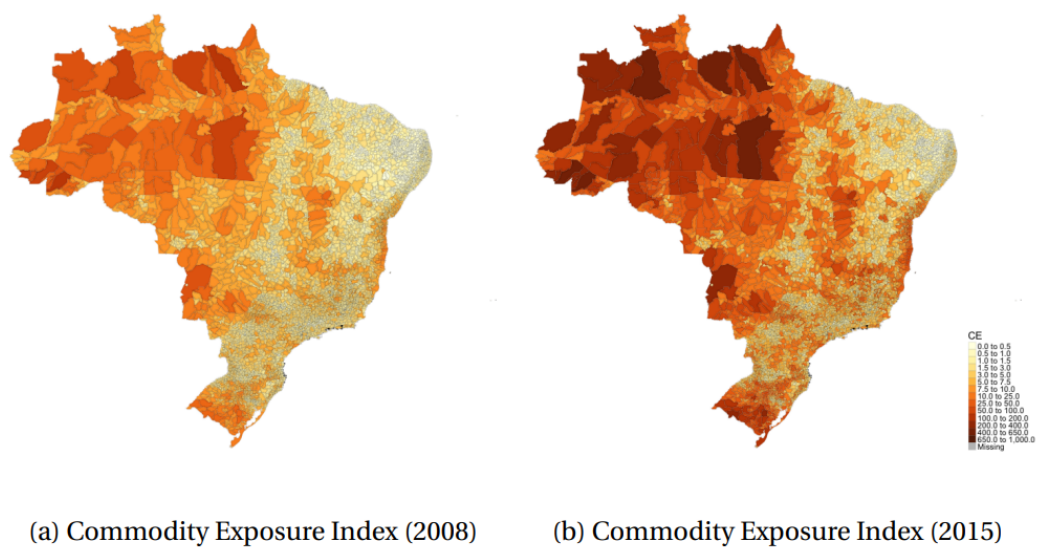


Figura 1: CE Index

4.4 Dados Complementares

Os dados de PIB municipal e produção agrícola são provenientes do IBGE. As áreas de pastagem e cultivo foram obtidas através de dados de satélite fornecidos pelo MapBiomas.

A respeito dos dados utilizados nos vetores de controle da estratégia empírica, o IBGE forneceu dados sobre contagem populacional de cada município, incluindo as especificações de população geral, rural e urbana. A taxa de analfabetismo e a proporção de indivíduos pobres são do Atlas do Desenvolvimento Humano dos Municípios elaborado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Por fim, os dados de temperatura e precipitação são provenientes de (Da Mata and Dotta, 2021).

5 Resultados

Os resultados são divididos em três partes:

A primeira análise enfoca a taxa de homicídios por 100 mil habitantes, levando em consideração o porte dos municípios, que são categorizados como pequenos (até 20 mil habitantes), médios (de 20 mil a 300 mil habitantes) e grandes (mais de 300 mil habitantes). Resultados estatisticamente significativos foram encontrados nos municípios pequenos, que representam aproximadamente 70% de todos os municípios brasileiros. Neles, ao controlar por características econômicas, sociais e ambientais, além de efeitos fixos de ano e município, observa-se que um desvio padrão no índice de exposição a commodities causa uma alteração de 8,1% na taxa de homicídios por 100 mil habitantes. Nos municípios médios, grandes ou quando se considera o conjunto de todos os municípios simultaneamente, não foram encontrados resultados estatisticamente significativos.

Tabela 3: Variável dependente: taxa de homicídio/100mil hab.

| | Município Geral | | Municípios pequenos | | Municípios médios | | Municípios grandes | |
|--------------------------------------|-----------------|---------|---------------------|---------|-------------------|---------|--------------------|---------|
| | (i) | (ii) | (iii) | (iv) | (v) | (vi) | (vii) | (viii) |
| Commodity Exposure Index | 0.017 | 0.015 | 0.061* | 0.081** | -0.034 | -0.035 | -0.083 | -0.068 |
| Erro Padrão | (0.018) | (0.016) | (0.027) | (0.030) | (0.027) | (0.028) | (0.108) | (0.114) |
| R-quadrado | 0.453 | 0.463 | 0.356 | 0.360 | 0.580 | 0.591 | 0.894 | 0.899 |
| Ajust. R-quadrado | 0.420 | 0.430 | 0.316 | 0.319 | 0.554 | 0.564 | 0.886 | 0.889 |
| Controles socioeconômicos | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| Controles Climáticos | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim | Não | Sim |
| Observações | 94.605 | 94.605 | 68.340 | 68.340 | 24.327 | 24.327 | 1.207 | 1.207 |

Notes: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. Municípios pequenos = até 20 mil habitantes; Municípios médios = 20 mil a 300 mil habitantes; Municípios grandes = maior que 300 mil habitantes (não foi considerada a cidade de São Paulo no cálculo). * (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1%

A segunda parte da análise também considera o porte dos municípios, mas inclui o perfil das vítimas como variável de interesse, classificando-as em: homens, mulheres, jovens, homens jovens

e mulheres jovens. Assim como na primeira parte, não se encontram resultados estatisticamente significativos ao analisar todos os municípios conjuntamente ou ao focar em municípios médios e grandes.

Tabela 4: Variável dependente: taxa de homicídio/100 mil hab. de acordo com perfil da vítima

| Municípios geral | Homem | Mulher | Homem Jovem | Mulher Jovem |
|--------------------------------------|-------|--------|-------------|--------------|
| Commodity Exposure Index | 0,013 | -0,028 | 0,020 | -0,008 |
| Erro Padrão | 0,018 | 0,016 | 0,021 | 0,019 |
| R-quadrado | 0,472 | 0,218 | 0,468 | 0,220 |
| Ajust R-quadrado | 0,438 | 0,168 | 0,434 | 0,170 |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design considerando todos os municípios, sem heterogeneidade de população. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. * (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1% Número de observações = 94.129

Tabela 5: Variável dependente: taxa de homicídio/100 mil hab. de acordo com perfil da vítima - municípios médios

| Municípios médios | Homem | Mulher | Homem Jovem | Mulher Jovem |
|--------------------------------------|--------|--------|-------------|--------------|
| Commodity Exposure Index | -0,036 | -0,049 | 0,002 | -0,027 |
| Erro Padrão | 0,031 | 0,030 | 0,041 | 0,038 |
| R-quadrado | 0,556 | 0,229 | 0,463 | 0,205 |
| Ajust R-Quadrado | 0,527 | 0,178 | 0,428 | 0,153 |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios médios (de 20 mil a 300 mil habitantes). As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. * (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1%. Número de observações = 24.072

Tabela 6: Variável dependente: taxa de homicídio/100 mil hab. de acordo com perfil da vítima - municípios grandes

| Municípios grandes | Homem | Mulher | Homem Jovem | Mulher Jovem |
|--------------------------------------|--------|--------|-------------|--------------|
| Commodity Exposure Index | -0,066 | -0,060 | -0,069 | -0,088 |
| Erro Padrão | 0,119 | 0,083 | 0,147 | 0,113 |
| R-quadrado | 0,708 | 0,527 | 0,701 | 0,444 |
| Ajust R-quadrado | 0,680 | 0,475 | 0,671 | 0,390 |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios grandes (acima de 300 mil habitantes).. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. Não foi considerada a cidade de São Paulo no cálculo. * (a) Significativo ao nível de 10%. Número de observações = 1.122

No entanto, para os municípios pequenos, há novamente indícios de uma relação causal entre a exposição do município às commodities e o nível de criminalidade. Uma alteração de um desvio padrão no Commodity Exposure Index resulta em um impacto de 8,8% na taxa de homicídios por 100 mil habitantes entre homens e 4,1% entre mulheres jovens.

Tabela 7: Variável dependente: taxa de homicídio/100 mil hab. de acordo com perfil da vítima - municípios pequenos

| Municípios pequenos | Homem | Mulher | Homem Jovem | Mulher Jovem |
|--------------------------------------|--------|--------|-------------|--------------|
| Commodity Exposure Index | 0.088* | 0,007 | 0,086 | 0,041* |
| Erro Padrão | 0,040 | 0,020 | 0,047 | 0,019 |
| R-quadrado | 0,361 | 0,132 | 0,325 | 0,101 |
| Ajust R-quadrado | 0,320 | 0,077 | 0,282 | 0,044 |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes). As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado.* (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1% Número de observações = 67.864

A terceira e última parte dos resultados analisa as variáveis relacionadas à taxa de homicídios e ao perfil das vítimas, levando em consideração, além do porte populacional, a proporção da população que reside na zona rural. Para esta análise, dentro de cada categoria de tamanho de município, a divisão foi feita entre os municípios com população rural acima da mediana e os com população rural abaixo da mediana. Diferentemente das duas análises anteriores, que encontraram efeitos apenas nos municípios pequenos, ao considerar a proporção de população rural, observou-se efeito não apenas nas municipalidades pequenas, mas também nas médias, embora com magnitude menor.

Os municípios grandes foram excluídos dessa análise, uma vez que a amostra se mostrou muito pequena para permitir a divisão entre aqueles com população rural acima e abaixo da mediana.

Nos municípios pequenos, acima da mediana rural, um desvio padrão do Commodity Exposure Index está associado a uma alteração de 6,7% na taxa de homicídio por 100 mil habitantes. Enquanto isso, os municípios abaixo da mediana apresentam efeitos com implicação de 14,9% na taxa de homicídios totais, 19,3% na taxa de homens e 17,4% na de homens jovens.

Tabela 8: Variável dependente: taxa de homicídio/100 mil hab. de acordo com perfil da vítima

| Municípios pequenos | Homicídio | | Homem | | Mulher | | Homem Jovem | | Mulher Jovem | |
|--------------------------------------|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|-------------|---------|--------------|---------|
| | (i) | (ii) | (i) | (ii) | (iii) | (iv) | (v) | (vi) | (vii) | (viii) |
| Panel | | | | | | | | | | |
| CE Index | 0,067* | 0,149* | 0,064 | 0,193** | 0,014 | -0,020 | 0,633 | 0,174* | 0,028 | 0,082 |
| Erro Padrão | (0,033) | (0,064) | (0,045) | (0,072) | (0,016) | (0,066) | (0,053) | (0,087) | (0,020) | (0,053) |
| R-quadrado | 0,348 | 0,366 | 0,352 | 0,368 | 0,119 | 0,140 | 0,300 | 0,343 | 0,091 | 0,107 |
| Ajust R-quadrado | 0,306 | 0,325 | 0,310 | 0,327 | 0,062 | 0,084 | 0,255 | 0,301 | 0,032 | 0,050 |
| População Rural | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |

Notes: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes). As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. Municípios pequenos = até 20 mil habitantes. A variável população rural é dividida entre municípios com população rural acima da mediana e aqueles com população rural abaixo da mediana. * (a) Significativo ao nível de 10%. ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1%. Observações = 67.782.

Os municípios médios apresentam resultados significativos somente em cidades acima da mediana e em relação à taxa de homicídio das mulheres, onde uma alteração do índice resulta em um impacto de -6,5% .

Tabela 9: Variável dependente: taxa de homicídio/100 mil hab. de acordo com perfil da vítima e população rural

| Municípios médios | Homicídio | | Homem | | Mulher | | Homem jovem | | Mulher Jovem | |
|--------------------------------------|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|-------------|---------|--------------|---------|
| | (i) | (ii) | (i) | (ii) | (iii) | (iv) | (v) | (vi) | (vii) | (viii) |
| CE Index | -0,042 | 0,044 | -0,041 | 0,053 | -0,065* | 0,022 | 0,000 | 0,095 | -0,046 | 0,053 |
| Erro Padrão | (0,031) | (0,067) | (0,036) | (0,075) | (0,029) | (0,091) | (0,0042) | (0,112) | (0,047) | (0,080) |
| R-quadrado | 0,581 | 0,607 | 0,553 | 0,586 | 0,212 | 0,238 | 0,447 | 0,493 | 0,153 | 0,232 |
| Ajust R-quadrado | 0,553 | 0,580 | 0,522 | 0,558 | 0,158 | 0,186 | 0,409 | 0,459 | 0,094 | 0,180 |
| População Rural | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |

Notes: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios médios (de 20 mil a 300 mil habitantes). As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. A variável população rural é dividida entre municípios com população rural acima da mediana e aqueles com população rural abaixo da mediana. * (a) Significativo ao nível de 10%. ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1%. Observações = 24.038

Quando se considera todos os municípios juntos não há resultados significativos.

Tabela 10: Variável dependente: taxa de homicídio/100 mil hab. de acordo com perfil da vítima e população rural

| Municípios geral | Homicídio | | Homem | | Mulher | | Jovem Homem | | Jovem Mulher | |
|--------------------------------------|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|-------------|---------|--------------|---------|
| | (i) | (ii) | (i) | (ii) | (iii) | (iv) | (v) | (vi) | (vii) | (viii) |
| CE Index | 0,004 | 0,037 | -0,001 | 0,048 | -0,034 | -0,007 | 0,021 | 0,257 | -0,007 | 0,015 |
| Erro Padrão | (0,019) | (0,027) | (0,023) | (0,031) | (0,018) | (0,031) | (0,028) | (0,041) | (0,025) | (0,031) |
| R-quadrado | 0,411 | 0,493 | 0,417 | 0,470 | 0,160 | 0,236 | 0,392 | 0,520 | 0,127 | 0,241 |
| Ajust R-quadrado | 0,372 | 0,460 | 0,379 | 0,502 | 0,167 | 187 | 0,353 | 0,489 | 0,071 | 0,192 |
| População Rural | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo | Acima | Abaixo |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |

Notes: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design considerando todos os municípios, sem heterogeneidade de população. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. A variável população rural é dividida entre municípios com população rural acima da mediana e aqueles com população rural abaixo da mediana. * (a) Significativo ao nível de 10%. ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1%. Observações = 94.217

6 Robustez

Para validar a estratégia de identificação, foram realizados testes de robustez. Os testes foram aplicados apenas às variáveis de interesse que apresentaram resultados estatisticamente significativos na seção de resultados.

6.1 Teste de Adão

Emprega-se a avaliação de inferência proposta por (Adao et al., 2019). O resultado dos testes são mistos. Para a taxa de homicídio geral, não há corroboração com os resultados encontrados de que há significância estatística. Já para homem e mulher jovem, o teste valida os resultados encontrados.

Tabela 11: Avaliação de inferência para municípios pequenos - Adão et al. (2019)

| Taxa de Homicídio | Commodity Exposure | Método | Erro Padrão | p-valor | Lower CI | Upper CI |
|-------------------|--------------------|--------|-------------|----------|----------|----------|
| Geral | 0,033 | EHW | (0,036) | 0,350 | -0,037 | 0,103 |
| | | AKM | (0,091) | 0,712 | -0,145 | 0,211 |
| | | AKM0 | Inf | 0,697 | -Inf | Inf |
| Homem | -0,171 | EHW | (0,041) | 0,000003 | -0,251 | -0,091 |
| | | AKM | (0,083) | 0,039 | -0,334 | -0,008 |
| | | AKM0 | Inf | 0,191 | -Inf | Inf |
| Mulher Jovem | -0,049 | EHW | (0,029) | 0,099 | -0,107 | -0,009 |
| | | AKM | (0,018) | 0,007 | -0,084 | -0,013 |
| | | AKM0 | Inf | 0,081 | -Inf | Inf |

Nota: Esta tabela apresenta os resultados da avaliação proposta por Adão et al. (2019) considerando municípios pequenos (até 20 mil habitantes). Foi realizado uma especificação de primeira diferença da Equação (1) sem controles para avaliar a robustez dos nossos resultados devido à possibilidade de correlação entre as participações das localidades que não são necessariamente próximas umas das outras. Realizamos isso para as variáveis dependentes Taxa de Homicídio Geral, Taxa de Homicídio Homem, Taxa de Homicídio Jovem e Taxa de Homicídio Mulher Jovem. Considera-se a taxa de morte por 100 mil habitantes. Na coluna (i) apresenta-se o coeficiente estimado. Na coluna (ii) especifica-se os métodos empregados para estimar os erros padrão. "EHW" significa erros padrão de Eicker-Huber-White, enquanto "AKM" representa o método proposto por Adão-Kolesár-Morales e "AKM0" com nulidade imposta (o erro padrão relatado para este método corresponde ao erro padrão normalizado, dado pelo comprimento do intervalo de confiança dividido por $2z_{1-\alpha/2}$). Utilizamos o pacote "ShiftShareSE" no R para estimar esses resultados. Note que "AKM0" pode resultar em intervalos de confiança infinitos, pois é a estimativa mais conservadora para os erros padrão.

Quando se leva em conta a heterogeneidade da população rural, por sua vez, o teste de Adão não valida os resultados quando se considera os municípios que estão acima da mediana de população rural. No entanto, quando se analisa os municípios abaixo, o teste valida, de forma geral, os resultados da taxa de homicídio geral, para homens e para homens jovens.

Tabela 12: Avaliação de inferência para municípios pequenos e população rural - Adão et al. (2019)

| Taxa de Homicídio | Pop.rural | Commodity Exposure | Método | Erro Padrão | p-valor | Lower CI | Upper CI |
|--------------------|-----------|--------------------|--------|-------------|---------|----------|----------|
| Geral | acima | 0,033 | EHW | 0,033 | (0,036) | 0,350 | -0,037 |
| | | | AKM | (0,091) | 0,712 | -0,145 | 0,211 |
| | | | AKM0 | Inf | 0,697 | -Inf | Inf |
| Geral | abaixo | -0,171 | EHW | -0,171 | (0,041) | 0,000003 | -0,251 |
| | | | AKM | (0,083) | 0,039 | -0,334 | -0,008 |
| | | | AKM0 | Inf | 0,191 | -Inf | Inf |
| Homem | abaixo | -0,138 | EHW | -0,138 | (0,054) | 0,011 | -0,244 |
| | | | AKM | (0,100) | 0,167 | -0,333 | 0,058 |
| | | | AKM0 | Inf | 0,309 | -Inf | Inf |
| Homem Jovem | abaixo | -0,049 | EHW | -0,049 | (0,029) | 0,099 | -0,107 |
| | | | AKM | (0,018) | 0,007 | -0,084 | -0,013 |
| | | | AKM0 | Inf | 0,081 | -Inf | Inf |

Nota: Esta tabela apresenta os resultados da avaliação proposta por Adão et al. (2019) considerando municípios pequenos (até 20 mil habitantes). Nesta análise, também leva-se em conta a heterogeneidade da população rural dos municípios. A coluna Pop.rural (população rural), indica se a população rural do município está acima ou abaixo da mediana de quando se tem como referência todos os dados de população rural de todos os municípios pequenos. Foi realizado uma especificação de primeira diferença da Equação (1) sem controles para avaliar a robustez dos nossos resultados devido à possibilidade de correlação entre as participações das localidades que não são necessariamente próximas umas das outras. Realizamos isso para as variáveis dependentes Taxa de Homicídio Geral, Taxa de Homicídio Homem, Taxa de Homicídio Jovem e Taxa de Homicídio Mulher Jovem. Considera-se a taxa de morte por 100 mil habitantes. Na coluna (i) apresenta-se o coeficiente estimado. Na coluna (ii) especifica-se os métodos empregados para estimar os erros padrão. "EHW" significa erros padrão de Eicker-Huber-White, enquanto "AKM" representa o método proposto por Adão-Kolesár-Morales e "AKM0" com nulidade imposta (o erro padrão relatado para este método corresponde ao erro padrão normalizado, dado pelo comprimento do intervalo de confiança dividido por $2z_{1-\alpha/2}$). Utilizamos o pacote "ShiftShareSE" no R para estimar esses resultados. Note que "AKM0" pode resultar em intervalos de confiança infinitos, pois é a estimativa mais conservadora para os erros padrão.

Por sua vez, o teste de Adão para a taxa de homicídio de mulheres, em cidades médias, apresenta resultados mistos. O método AKM mostra robustez, enquanto o EHW, não.

Tabela 13: Avaliação de inferência para médios e população rural - Adão et al. (2019)

| Taxa de Homicídio | Pop.rural | Commodity Exposure | Método | Erro Padrão | p-valor | Lower CI | Upper CI |
|-------------------|-----------|--------------------|--------|-------------|---------|----------|----------|
| Mulher | acima | -0,079 | EHW | (0,058) | 0,174 | -0,193 | 0,035 |
| | | | AKM | (0,091) | 0,003 | -0,132 | -0,026 |
| | | | AKM0 | Inf | 0,193 | -Inf | Inf |

Nota: Esta tabela apresenta os resultados da avaliação proposta por Adão et al. (2019) considerando municípios médios (até 20 mil a 300 mil habitantes). Nesta análise, também leva-se em conta a heterogeneidade da população rural dos municípios. A coluna Pop.rural (população rural), indica que a população rural do município está acima da mediana de quando se tem como referência todos os dados de população rural de todos os municípios médios. Foi realizado uma especificação de primeira diferença da Equação (1) sem controles para avaliar a robustez dos nossos resultados devido à possibilidade de correlação entre as participações das localidades que não são necessariamente próximas umas das outras. Realizamos isso para as variáveis dependentes Taxa de Homicídio Geral, Taxa de Homicídio Homem, Taxa de Homicídio Jovem e Taxa de Homicídio Mulher Jovem. Considera-se a taxa de morte por 100 mil habitantes. Na coluna (i) apresenta-se o coeficiente estimado. Na coluna (ii) especifica-se os métodos empregados para estimar os erros padrão. "EHW" significa erros padrão de Eicker-Huber-White, enquanto "AKM" representa o método proposto por Adão-Kolesár-Morales e "AKM0" com nulidade imposta (o erro padrão relatado para este método corresponde ao erro padrão normalizado, dado pelo comprimento do intervalo de confiança dividido por $2z_{1-\alpha/2}$). Utilizamos o pacote "ShiftShareSE" no R para estimar esses resultados. Note que "AKM0" pode resultar em intervalos de confiança infinitos, pois é a estimativa mais conservadora para os erros padrão.

6.2 Teste de exclusão de commodity

O Brasil é um grande produtor de vários tipos de commodity - soja, milho, gado, dentre outras. Portanto, a variação de preços de somente uma dessas culturas pode ser responsável por afetar o commodity exposure index. Como teste de robustez, retira-se uma commodity relevante a uma da equação (1). Após o teste os resultados permaneceram robustos.

Tabela 14: Removendo Commodities do Commodity Exposure Index - municípios pequenos

| Taxa de Homicídio | Geral | Homem | Mulher Jovem |
|-------------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| CE Index - sem soja | 0,079** (0,030) | 0,083* (0,040) | 0,041* (0,019) |
| CE Index - sem milho | 0,080** (0,030) | 0,086* (0,040) | 0,041* (0,019) |
| CE Index - sem açúcar | 0,080** (0,030) | 0,086** (0,040) | 0,041* (0,019) |
| CE Index - sem arroz | 0,081** (0,030) | 0,087* (0,040) | 0,041* (0,019) |
| CE Index - sem café | 0,076** (0,029) | 0,082* (0,039) | 0,039* (0,018) |
| CE Index - sem gado | 0,077* (0,031) | 0,080 (0,042) | 0,036* (0,018) |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes). Dentre as commodities mais relevantes, retirou-se uma por vez do commodity exposure index. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1% Número de observações = 67.864

Tabela 15: Removendo Commodities do Commodity Exposure Index - considerando população rural

| Taxa de Homicídio | Geral | Homem | Homem Jovem | Mulher |
|-------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| acima da mediana | | | | |
| CE Index - sem soja | 0,081* (0,041) | | | -0,081* (0,035) |
| CE Index - sem milho | 0,083* (0,042) | | | -0,080* (0,035) |
| CE Index - sem açúcar | 0,084** (0,042) | | | -0,080* (0,035) |
| CE Index - sem arroz | 0,085** (0,042) | | | -0,078* (0,035) |
| CE Index - sem café | 0,084** (0,041) | | | -0,082* (0,035) |
| CE Index - sem gado | 0,087* (0,044) | | | -0,097** (0,042) |
| abaixo da mediana | | | | |
| CE Index - sem soja | 0,096* (0,040) | 0,124** (0,047) | 0,115* (0,057) | |
| CE Index - sem milho | 0,098* (0,042) | 0,127** (0,048) | 0,114* (0,058) | |
| CE Index - sem açúcar | 0,183* (0,036) | 0,237** (0,090) | 0,216* (0,109) | |
| CE Index - sem arroz | 0,097* (0,042) | 0,126* (0,047) | 0,114* (0,057) | |
| CE Index - sem café | 0,083* (0,039) | 0,111* (0,045) | 0,010 (0,054) | |
| CE Index - sem gado | 0,086* (0,041) | 0,116* (0,047) | 0,140* (0,059) | |
| Tamanho Município | pequeno | pequeno | pequeno | médio |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Observações | 32.084 | 32.084 | 32.084 | 12.019 |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes) e médios (20 mil a 300 mil habitantes), levando em conta a heterogeneidade da população rural. Acima da mediana são os municípios pequenos que apresentam população rural acima da mediana, quando se considera todos os municípios pequenos, enquanto abaixo da mediana, são os que tem população rural abaixo. Dentre as commodities mais relevantes, retirou-se uma por vez do commodity exposure index. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. * (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1%

6.3 Exclusão de municípios

Complementarmente ao teste de exclusão de commodities, faz-se o exercício de rodar a regressão sem os 5% dos municípios que mais produzem cada uma das commodities mais relevantes (soja, milho, cana-de-açúcar, café e gado). Levando em conta todos os municípios pequenos, a análise garantiu a robustez da taxa de homicídio geral e mulheres jovens, enquanto para homem há maior incerteza no resultado - especialmente quando se retira soja, milho, arroz ou gado.

Tabela 16: Removendo o top 5% municípios que mais produzem a commodity - municípios pequenos

| Taxa de Homicídio | Geral | Homem | Mulher Jovem |
|-------------------------------|--------------------|--------------------|---------------------|
| CE Index - sem soja | 0,062* (0,029) | 0,062 (0,039) | 0,039 (0,020) |
| CE Index - sem milho | 0,073* (0,030) | 0,077 (0,040) | 0,043* (0,020) |
| CE Index - sem açúcar | 0,084** (0,031) | 0,089* (0,040) | 0,045* (0,019) |
| CE Index - sem arroz | 0,058* (0,029) | 0,057 (0,040) | 0,041* (0,020) |
| CE Index - sem café | 0,083** (0,031) | 0,088** (0,041) | 0,043* (0,019) |
| CE Index - sem gado | 0,033 (0,028) | 0,029 (0,038) | 0,040* (0,019) |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes). Dentre as commodities mais relevantes, retirou-se uma por vez do commodity exposure index. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1% Número de observações = 67.864

Ao se examinar a heterogeneidade da população rural, este teste também apresenta resultados mistos para os municípios no que tange a taxa de homicídio geral. Para os que estão abaixo, ele valida a taxa de homicídio para homem e para homem jovem.

Tabela 17: Removendo o top 5% municípios que mais produzem a commodity - municípios pequenos e população rural

| Taxa de Homicídio | Geral | Homem | Homem Jovem |
|-------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| acima da mediana | | | |
| CE Index - sem soja | 0,067** (0,029) | | |
| CE Index - sem milho | 0,073* (0,030) | | |
| CE Index - sem açúcar | 0,064 (0,033) | | |
| CE Index - sem arroz | 0,052 (0,032) | | |
| CE Index - sem café | 0,065 (0,033) | | |
| CE Index - sem gado | 0,043* (0,033) | | |
| abaixo da mediana | | | |
| CE Index - sem soja | 0,124 (0,067) | 0,157* (0,075) | 0,212* (0,093) |
| CE Index - sem milho | 0,149** (0,064) | 0,193* (0,072) | 0,173* (0,087) |
| CE Index - sem açúcar | 0,158* (0,064) | 0,203** (0,073) | 0,184* (0,088) |
| CE Index - sem arroz | 0,119 (0,072) | 0,141 (0,081) | 0,131 (0,089) |
| CE Index - sem café | 0,158* (0,065) | 0,202* (0,073) | 0,179* (0,088) |
| CE Index - sem gado | 0,073 (0,072) | 0,112 (0,082) | 0,220* (0,119) |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes), levando em conta a heterogenidade da população rural. Acima da mediana são os municípios pequenos que apresentam população rural acima da mediana, quando se considera todos os municípios pequenos, enquanto abaixo da mediana, são os que tem população rural abaixo. Dentre as commodities mais relevantes, retirou-se uma por vez do commodity exposure index. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. * (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1% Número de observações = 67.864

6.4 Randomização do Commodity Exposure Index

Para avaliar se o índice de exposição está isento de influências indiretas nos resultados analisados, realizamos um experimento de randomização. Nesse processo, o índice de exposição à commodity foi atribuído de forma aleatória aos municípios, e a equação (1) foi reestimada em 101 iterações. Cada iteração gerou novas estimativas para os coeficientes e erros padrão. Os resultados obtidos neste artigo permaneceram consistentes mesmo após esse exercício.

Tabela 18: Randomizando o Commodity Exposure Index - municípios pequenos

| | Homicídio | Homem | Mulher Jovem |
|-------------------------------|------------------|---------------|---------------------|
| CE Index | -0.0008653 | -0.0005351695 | -0,0000877 |
| Erro Padrão | (0,005123) | (0.006053541) | (0.003683865) |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes). As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. Atribuiu-se aos municípios valores aleatórios do índice de exposição a commodities 101 vezes e estimamos os valores médios para os coeficientes e erros padrão de cada regressão, os quais estão exibidos acima. * (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1% Número de observações = 67.864

Tabela 19: Randomizando o Commodity Exposure Index - considerando população rural

| | Homicídio | Homem | Homem Jovem | Mulher |
|-------------------------------|------------|--------------|--------------|------------|
| acima da mediana | | | | |
| CE Index | 0.0001669 | | | -0,0011486 |
| Erro Padrão | (0,005856) | | | 0,007496 |
| abaixo da mediana | | | | |
| CE Index | 0,0003520 | -0,001521102 | -0,002805836 | |
| Erro Padrão | (0,01094) | (0,0130977) | (0,01548) | |
| Tamanho Município | pequeno | pequeno | pequeno | médio |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Observações | 32.084 | 32.084 | 32.084 | 12.019 |

*Notes:*Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes) e médios (20mil a 300mil habitantes), levando em conta a heterogenidade da população rural. Acima da mediana são os municípios pequenos que apresentam população rural acima da mediana, quando se considera todos os municípios pequenos, enquanto abaixo da mediana, são os que tem população rural abaixo. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. Atribuiu-se aos municípios valores aleatórios do índice de exposição a commodities 101 vezes e estimamos os valores médios para os coeficientes e erros padrão de cada regressão, os quais estão exibidos acima). * (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1%

6.5 Adicionando Efeitos Fixos

Ao longo deste trabalho, a investigação foi realizada utilizando efeitos fixos para município e ano. Contudo, sendo o Brasil um país de tamanho continental e considerável heterogeneidade, as cinco regiões - Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul, apresentam diferentes características de clima, uso da terra e atividade econômica. Como isto pode influenciar a produção agrícola e os resultados ambientais, foi realizado como teste de robustez novas regressões incluindo efeito fixos considerando região e ano. Após esta análise, os resultados mantiveram-se robustos, exceto para os resultados de municípios acima da mediana.

Tabela 20: Efeito fixo por região e Ano

| Taxa de Homicídio | Geral | Homem | Mulher Jovem |
|-------------------------------|--------------|--------------|---------------------|
| Commodity Exposure Index | 0,044* | 0,047* | 0,019* |
| Erro Padrão | (0,018) | (0,021) | (0,006) |
| R Squared | 0,147 | 0,156 | 0,236 |
| Adj R-Squared | 0,145 | 0,154 | 0,210 |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Região e Ano | Sim | Sim | Sim |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes). As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. Atribuiu-se aos municípios valores aleatórios do índice de exposição a commodities 101 vezes e estimamos os valores médios para os coeficientes e erros padrão de cada regressão, os quais estão exibidos acima. * (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1% Número de observações = 67.864

Tabela 21: Efeito fixo por região e Ano - considerando a população rural

| Taxa de Homicídio | Geral | Homem | Homem Jovem | Mulher |
|-------------------------------|--------------|--------------|--------------------|---------------|
| acima da mediana | | | | |
| Commodity Exposure Index | 0,028 | | | -0,006 |
| Erro Padrão | (0,016) | | | (0,020) |
| R Squared | 0,142 | | | 0,647 |
| Adj R-Squared | 0,138 | | | 0,054 |
| abaixo da mediana | | | | |
| Commodity Exposure Index | 0,166*** | 0,182*** | 0,132*** | |
| Erro Padrão | (0,030) | (0,033) | (0,032) | |
| R Squared | 0,172 | 0,180 | 0,158 | |
| Adj R-Squared | 0,168 | 0,177 | 0,154 | |
| Tamanho Município | pequeno | pequeno | pequeno | médio |
| Controles Socioeconômicos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Controles Climáticos | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Município e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Efeito Fixo - Região e Ano | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Observações | 32.084 | 32.084 | 32.084 | 12.019 |

Notas: Esta tabela representa os resultados da regressão (1) em que se utiliza um shift-share design para municípios pequenos (até 20 mil habitantes), levando em conta a heterogeneidade da população rural. Acima da mediana são os municípios pequenos que apresentam população rural acima da mediana, quando se considera todos os municípios pequenos, enquanto abaixo da mediana, são os que tem população rural abaixo. As variáveis dependentes foram utilizadas em escala logarítmica e o commodity exposure index foi normalizado. Atribuiu-se aos municípios valores aleatórios do índice de exposição a commodities 101 vezes e estimamos os valores médios para os coeficientes e erros padrão de cada regressão, os quais estão exibidos acima. * (a) Significativo ao nível de 10%; ** Significativo ao nível de 5%; *** Significativo ao nível de 1% Número de observações = 67.864

7 Conclusão

Este trabalho explora como as flutuações nos preços das commodities afetam a criminalidade nos municípios brasileiros. Os resultados indicam que os choques no preço das commodities afetam mais intensamente os municípios pequenos, onde, possivelmente, a vulnerabilidade econômica e a limitada provisão de bens públicos amplificam os efeitos sobre as taxas de homicídios. A composição rural também desempenha um papel importante na magnitude desses choques.

Para os municípios de médio porte, o efeito das flutuações no preço das commodities se revela pequeno, com algumas alterações na dinâmica de homicídios, especialmente em relação ao perfil das vítimas. Por outro lado, os municípios grandes não mostraram uma relação estatisticamente significativa entre a variação do preço das commodities e os índices de homicídios. Esses achados ressaltam a importância de considerar as especificidades regionais ao analisar a interação entre economia, commodities e criminalidade, sugerindo que as flutuações no mercado de commodities atuam como um canal importante na dinâmica socioeconômica e de segurança pública no Brasil.

No entanto, este estudo apresenta limitações importantes. Primeiramente, os testes de robustez apresentam resultados mistos: enquanto algumas especificações validam os resultados principais, outras apontam inconsistências. Em segundo lugar, os mecanismos subjacentes que explicam os efeitos observados ainda não foram explorados de forma suficientemente aprofundada.

Investigações futuras poderiam aprofundar o entendimento sobre os mecanismos que mediam a relação entre flutuações econômicas e violência, explorando fatores já discutidos na literatura, como governança local, desigualdade e urbanização. Além disso, seria pertinente examinar de forma mais detalhada as estruturas fundiárias, analisando como elas influenciam as dinâmicas de vitimização. Uma abordagem promissora seria investigar a relação entre raça e faixa etária das vítimas. Esse cruzamento poderia oferecer pistas valiosas sobre a natureza dos homicídios: uma maior mortalidade de homens mais velhos e brancos poderia evidenciar conflitos de terra, enquanto uma maior vitimização de jovens negros sugeriria que os mecanismos em jogo são os tradicionais da violência brasileira. Essa distinção seria essencial para orientar políticas públicas mais eficazes e sensíveis às especificidades regionais, especialmente em contextos marcados por alta desigualdade e vulnerabilidade socioeconômica.

Outro ponto relevante que merece investigação futura é o fato de que, ao considerar a heterogeneidade da população rural, os resultados mais pronunciados foram observados em municípios pequenos com menor proporção de população rural, abaixo da mediana. Esse fenômeno poderia sinalizar a presença dos mecanismos sugeridos por (Soares and Souza, 2023), nos quais a urbanização exerce um impacto significativo no aumento da taxa de homicídios. A compreensão mais aprofundada desse efeito poderia oferecer direções importantes para políticas públicas voltadas para a redução da violência nessas regiões.

Referências

- Acemoglu, D., Finkelstein, A., and Notowidigdo, M. J. (2013). Income and health spending: Evidence from oil price shocks. *Review of Economics and Statistics*, 95(4):1079–1095.
- Adamczyk, W., Ehrl, P., and Monasterio, L. (2024). Skills and employment transitions in brazil. *International Labour Review*, 163(2):199–224.
- Adao, R., Kolesár, M., and Morales, E. (2019). Shift-share designs: Theory and inference. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(4):1949–2010.
- Allcott, H. and Keniston, D. (2018). Dutch disease or agglomeration? the local economic effects of natural resource booms in modern america. *The Review of Economic Studies*, 85(2):695–731.
- Angrist, J. D. and Kugler, A. D. (2008). Rural windfall or a new resource curse? coca, income, and civil conflict in colombia. *The Review of Economics and Statistics*, 90(2):191–215.
- Araujo, D., Barreto, Y., Castro, D., and Tigre, R. (2024). Illegal markets and contemporary slavery: Evidence from the mahogany trade in the amazon. *Journal of Development Economics*, 166:103177.
- Arezki, R., Ramey, V. A., and Sheng, L. (2017). News shocks in open economies: Evidence from giant oil discoveries. *The quarterly journal of economics*, 132(1):103–155.
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *The economic dimensions of crime/Springer*.
- Berman, N., Couttenier, M., Leblois, A., and Soubeyran, R. (2023). Crop prices and deforestation in the tropics. *Journal of Environmental Economics and Management*, 119:102819.
- Bragança, A. (2018). The effects of crop-to-beef relative prices on deforestation: evidence from the tapajós basin. *Environment and development economics*, 23(4):391–412.
- Brasil, A. (2016). Entenda a crise econômica. <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticiashttps://agenciabrasil.ebc.com.br/economia/noticia/2016-05/entenda-crise-economica>. Acesso em: 27 nov. 2024.
- Britto, D. G., Pinotti, P., and Sampaio, B. (2022). The effect of job loss and unemployment insurance on crime in brazil. *Econometrica*, 90(4):1393–1423.
- Campello, D. (2014). The politics of financial booms and crises: Evidence from latin america. *Comparative Political Studies*, 47(2):260–286.
- Campello, D. and Zucco Jr, C. (2016). Presidential success and the world economy. *The Journal of Politics*, 78(2):589–602.

- Caselli, F. and Michaels, G. (2013). Do oil windfalls improve living standards? evidence from brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(1):208–238.
- Chimeli, A. and Dornelas, V. (2019). China shock: environmental impacts in brazil. *EAERE 24th Annual Conference*.
- Chimeli, A. B. and Soares, R. R. (2017). The use of violence in illegal markets: Evidence from mahogany trade in the brazilian amazon. *American Economic Journal: Applied Economics*, 9(4):30–57.
- CNN (2024). Blairo maggi: Agricultura precisa ser bem equilibrada com o meio ambiente senão não tem futuro. <https://www.cnnbrasil.com.br/noticias/blairo-maggi-agricultura-precisa-ser-bem-equilibrada-com-o-meio-ambiente>. Acesso em: 10 nov. 2024.
- Corvalan, A. and Pazzona, M. (2019). Persistent commodity shocks and transitory crime effects. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 158:110–127.
- Da Mata, D. and Dotta, M. (2021). Commodity booms and the environment. *Available at SSRN 3900793*.
- Dell, M., Feigenberg, B., and Teshima, K. (2019). The violent consequences of trade-induced worker displacement in mexico. *American Economic Review: Insights*, 1(1):43–58.
- Dix-Carneiro, R., Soares, R. R., and Ulyssea, G. (2018). Economic shocks and crime: Evidence from the brazilian trade liberalization. *American Economic Journal: Applied Economics*, 10(4):158–195.
- Dube, O., García-Ponce, O., and Thom, K. (2016). From maize to haze: Agricultural shocks and the growth of the mexican drug sector. *Journal of the European Economic Association*, 14(5):1181–1224.
- Duflo, E. (2024). Adaptação climática, justiça climática. Acesso em: 24 ago. 2024.
- Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of political Economy*, 81(3):521–565.
- FAO, I. and WFP (2014). The state of food insecurity in the world 2014.
- FBSP (2022). Fórum brasileiro de segurança pública. pages ISSN 1983–7364.
- Fischer, G., Nachtergaele, F., Van Velthuisen, H., Chiozza, F., Franceschini, G., Henry, M., Muchoney, D., and Tramberend, S. (2021). *Global agro-ecological zones v4-model documentation*. Food & Agriculture Org.

FPA (2023). Membros da fp agropecuária. <https://fpagropecuaria.org.br/todos-os-membros/>. Acesso em: 15 set. 2024.

Gould, E. D., Weinberg, B. A., and Mustard, D. B. (2002). Crime rates and local labor market opportunities in the united states: 1979–1997. *Review of Economics and statistics*, 84(1):45–61.

GOV (2024). Lewandowski apresenta pec da segurança pública em visita oficial à itália. <https://www.gov.br/mj/pt-br/assuntos/noticias/lewandowski-apresenta-pec-da-seguranca-publica-em-visita-oficial-a-italia#:~:text=Lewandowski%20apresenta%20PEC%20da%20Seguran%C3%A7a%20P%C3%ABlica%20em%20visita%20oficial%20%C3%A0%20It%C3%A1lia,-0%20texto%20foi&text=Roma%2C%2014%2F10%2F2024,geral%20dos%20Carabinieri%2C%20Teo%20Luzi>. Acesso em: 7 nov. 2024.

IBGE (2015). Revisão periódica mostra queda de 3,5 <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/17900-revisao-periodica-mostra-queda-de-3-5-do-pib-de-2015>. Acesso em: 27 nov. 2024.

IBGE (2016). Revisão do pib de 2016 mostra queda de 3,3 <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/22966-revisao-do-pib-de-2016-mostra-queda-de-3-3-em-relacao-ao-ano-anterior>. Acesso em: 27 nov. 2024.

IBGE (2021). Índice de desenvolvimento humano. <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/pesquisa/37/30255>. Acesso em: 15 out. 2024.

IBGE (2023). Com alta recorde da agropecuária, pib fecha 2023 em 2,9%. <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/39306-com-alta-recorde-da-agropecuaria-pib-fecha-2023-em-2-9#:~:text=A%20atividade%20Agropecu%C3%A1ria%20cresceu%2015,2%25%20em%20rela%C3%A7%C3%A3o%20a%202022>. Acesso em: 1 nov. 2024.

IMF (2013). Unleashing brazil's growth. <https://www.imf.org/en/Blogs/Articles/2013/11/27/unleashing-brazils-growth>. Acesso em: 15 out. 2024.

IPCC (2018). Summary for policymakers.

IPEA (2017). Atlas da violência. <https://www.ipea.gov.br/atlasviolencia/filtros/20/Taxa%20Homic%C3%ADdios%20Brasi>. Acesso em: 7 mar. 2024.

IREE (2024). Pesquisa do iree mostra percepção do brasileiro sobre a segurança pública no brasil. <https://iree.org.br/pesquisa-do-iree-mostra-percepcao-do-brasileiro-sobre-a-seguranca-publica-no-brasil/>. Acesso em: 7 nov. 2024.

- MapBiomass (2021). Coleção [5.0] da série anual de mapas de cobertura e uso de solo do Brasil. <https://brasil.mapbiomas.org/estatisticas/>. Acesso em: 15 out. 2024.
- Novaes, L. M. and Schiumerini, L. (2022). Commodity shocks and incumbency effects. *British Journal of Political Science*, 52(4):1689–1708.
- Pereira, L. and Pucci, R. (2022). *A Tale of Gold and Blood: the Consequences of Market Deregulation on Local Violence*. Insper.
- Pereira, L. V. (2017). Comércio e investimento na agenda bilateral Brasil-China. *Revista Conjuntura Econômica*, 71(7):62–65.
- Pessoa, S. (2023). <https://blogdoibre.fgv.br/posts/insustentabilidade-da-politica-economica-entre-2007-e-2014>. <https://blogdoibre.fgv.br/posts/insustentabilidade-da-politica-economica-entre-2007-e-2014>. Acesso em: 27 nov. 2024.
- Soares, R. R. and Souza, D. (2023). Too much of a good thing: Accelerated growth and crime.
- Sviatschi, M. M. (2022). Making a narco: Childhood exposure to illegal labor markets and criminal life paths. *Econometrica*, 90(4):1835–1878.
- Ulyseia, G. (2018). Firms, informality, and development: Theory and evidence from Brazil. *American Economic Review*, 108(8):2015–2047.
- UNODC (2023). Global study on homicide 2023. https://www.unodc.org/documents/data-and-analysis/gsh/2023/global_study_on_homicide_2023_web.pdf. Acesso em: 7 nov. 2024.
- WorldBank (2021). Gdp growth (annual <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=CN>). Acesso em: 15 out. 2024.