

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
FACULDADE DE ECONOMIA
CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Dyego Matheus Vigilato de Souza

**Relação entre variáveis socioeconômicas e a criminalidade em Minas Gerais no período
de 2012 a 2021**

Juiz de Fora
2025

Dyego Matheus Vigilato de Souza

**Relação entre variáveis socioeconômicas e a criminalidade em Minas Gerais no período
de 2012 a 2021**

Monografia apresentada ao curso de Ciências
Econômicas da Universidade Federal de Juiz de
Fora, como requisito parcial à obtenção do
título de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Eduardo Simões de Almeida

Juiz de Fora
2025

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Souza, Dyego Matheus Vigilato de.

Relação entre variáveis socioeconômicas e a criminalidade em Minas Gerais no período de 2012 a 2021 / Dyego Matheus Vigilato de Souza. -- 2025.

45 f. : il.

Orientador: Eduardo Simões de Almeida

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia, 2025.

1. Criminalidade. 2. Variáveis socioeconômicas. 3. Pandemia. 4. Dados em painel. I. Almeida, Eduardo Simões de, orient. II. Título.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
REITORIA - FACECON - Depto. de Economia

FACULDADE DE ECONOMIA / UFJF

ATA DE APROVAÇÃO DE MONOGRAFIA II (MONO B)

Na data de 29/01/2025, a Banca Examinadora, composta pelos professores

1 – Eduardo Simões de Almeida - orientador; e

2 – Ana Maria de Paula Moraes,

reuniu-se para avaliar a monografia do acadêmico **DYEGO MATHEUS VIGILATO DE SOUZA**, intitulada: **RELAÇÃO ENTRE VARIÁVEIS SOCIOECONÔMICAS E A CRIMINALIDADE EM MINAS GERAIS NO PERÍODO DE 2012 A 2021..**

Após primeira avaliação, resolveu a Banca sugerir alterações ao texto apresentado, conforme relatório sintetizado pelo orientador. A Banca, delegando ao orientador a observância das alterações propostas, resolveu **APROVAR** a referida monografia.

ASSINATURA ELETRÔNICA DOS PROFESSORES AVALIADORES



Documento assinado eletronicamente por **Eduardo Simoes de Almeida, Professor(a)**, em 30/01/2025, às 15:54, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Ana Maria de Paula Moraes, Professor(a)**, em 31/01/2025, às 11:58, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no § 3º do art. 4º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no Portal do SEI-Ufjf (www2.ufjf.br/SEI) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **2219900** e o código CRC **7CAA0536**.

Referência: Processo nº 23071.904704/2025-81

SEI nº 2219900

RESUMO

O presente trabalho objetiva-se a estimar a correlação entre variáveis socioeconômicas e taxas de criminalidade em Minas Gerais, nos anos de 2012 a 2021, bem como avaliar a correlação entre pandemia e a variações nas taxas na criminalidade. Para tanto, foi utilizado um painel com dados sobre os 853 municípios mineiros. As correlações foram estimadas utilizando modelos de dados em painel. Também foram feitas comparações entre esses modelos, que indicaram o modelo de efeito fixo como sendo o melhor. Como resultado, encontrou-se uma correlação positiva entre taxa de crimes violentos contra o patrimônio e habitantes por policial militar, tamanho da população de 15 a 24 anos e rendimento médio do trabalho formal, sendo o resultado encontrado para a última variável contrário ao esperado. Para crimes violentos contra a pessoa observou-se uma correlação positiva com as variáveis de habitantes por policial militar, gastos com assistência social e taxa de emprego no setor forma, em que o resultado das duas últimas variáveis é também contrário ao esperado.

PALAVRAS-CHAVE: Criminalidade; Variáveis socioeconômicas; Pandemia; Dados em painel;

ABSTRACT

The present study aims to estimate the correlation between socioeconomic variables and crime rates in Minas Gerais from 2012 to 2021, as well as to evaluate the correlation between the pandemic and variations in crime rates. To this end, a panel dataset covering the 853 municipalities of Minas Gerais was used. The correlations were estimated using panel data models. Comparisons between these models were also performed, which indicated the fixed effects model as the best fit. As a result, a positive correlation was found between the rate of violent crimes against property and the number of inhabitants per military police officer, the size of the population aged 15 to 24 years, and the average income from formal employment, with the result for the latter variable being contrary to expectations. For violent crimes against individuals, a positive correlation was observed with the variables of inhabitants per military police officer, social assistance expenditures, and the employment rate in the formal sector, with the results for the last two variables also being contrary to expectations.

KEYWORDS: Crime; Socioeconomic variables; Pandemic; Panel data;

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadros

Quadro 1	– Estudos empíricos.....	12
Quadro 2	– Variáveis.....	20

Figuras

Figura 1	– <i>Pooling versus</i> Efeito Fixo.....	31
Figura 2	– <i>Pooling versus</i> Efeito Aleatório.....	32
Figura 3	– Efeito fixo versus Efeito Aleatório.....	32
Figura 4	– Teste LM de Breusch-Pagan.....	33
Figura 5	– Teste de Pesaran.....	34
Figura 6	– Teste de Breusch-Godfrey.....	34
Figura 7	– Teste de Breusch-Pagan.....	35

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	– Estatística descritiva.....	22
Tabela 2	– <i>Pooling</i>	24
Tabela 3	– Efeito Fixo.....	27
Tabela 4	– Efeito Aleatório.....	29
Tabela 5	– Erros-padrão robustos.....	36

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	7
2	REVISÃO DE LITERATURA.....	9
3	METODOLOGIA.....	15
4	BASE DE DADOS	20
5	RESULTADOS.....	24
5.1	REGRESSÕES.....	24
5.2	COMPARAÇÃO.....	31
5.3	TESTES.....	33
5.4	ERROS-PADRÃO ROBUSTOS.....	35
6	CONCLUSÃO.....	37
	REFERÊNCIAS	39

1 INTRODUÇÃO

A criminalidade sempre foi um tema recorrente no debate público brasileiro. Entretanto, a partir da década de 1990, esse debate se intensificou, principalmente devido ao crescimento das taxas de criminalidade, sendo esta composta de vários crimes, tais como homicídios, roubo, furto, violência contra mulher, dentre outros.

De acordo com dados compilados pelo IPEA (2024), na década de 80, a taxa média anual de homicídios foi de 15,06 homicídios por 100 mil habitantes. Já na década de 90, essa taxa foi para 22,97 e cresceu ainda mais na primeira década dos anos 2000, atingindo a marca de 26,25 homicídios por 100 mil habitantes. Esse número foi superado no período de 2010 a 2019, quando a taxa alcançou 28,04 homicídios por 100 mil habitantes.

Em um primeiro momento, conclui-se que a criminalidade no Brasil está crescendo e atingindo níveis cada vez mais alarmantes. Contudo, os dados mais recentes apontam uma situação inversa. Ainda de acordo com o IPEA (2024), no ano de 2019, a taxa de homicídio no Brasil foi de 21,38 homicídios por 100 mil habitantes, o que representa uma queda de 21,98% em relação à taxa de 2018, que foi de 27,39 homicídios por 100 mil habitantes. A queda é ainda maior em relação aos dados de 2017, cerca de 31,63%. Neste ano, a taxa de homicídio foi de 31,39 por 100 mil habitantes.

As flutuações nos índices de criminalidade não se restringem aos homicídios. Segundo dados do Ministério da Justiça e Segurança Pública (2024), em 2015, foram registradas 428.022 ocorrências de roubo e furto de veículos. No biênio 2016-2017, esse número aumentou para uma média de 521.787 ocorrências por ano. Em contrapartida, entre 2018 e 2019, as ocorrências de roubo e furto de veículos diminuíram, com uma média de 458.681 ocorrências por ano nesse período.

Diferentemente das variações observadas nas taxas de homicídios e de roubo e furto de veículos, os índices relacionados ao tráfico de drogas estão em constante crescimento. De acordo com dados do Ministério de Justiça e Segurança Pública (2024), de 2015 a 2019, a apreensão de maconha e cocaína cresceu 102,55%, atingindo seu pico, nesse período, em 2018, quando foram apreendidos 1.013.814 kg dessas drogas.

Os dados supracitados têm altos impactos sobre a economia brasileira. Cerqueira (2014) estimou que o custo anual da violência, desconsiderando os gastos com combate à criminalidade, é de cerca de 6,09% do PIB, valor 68% maior do que o gasto pelo Ministério da Saúde em 2023, que foi de 4,09% do PIB, de acordo com o Portal da Transparência. Além disso, apenas em 2022, o setor público gastou R\$124.873.407.235,28, cerca de 1,26% do PIB,

com policiamento, Defesa Civil, informação e inteligência e demais subfunções (ANUÁRIO BRASILEIRO DE SEGURANÇA PÚBLICA, 2023).

O cenário de variação da criminalidade, com crescimento entre 1990 e 2017 e queda a partir de 2018, observado em âmbito nacional também pode ser visto em Minas Gerais. Segundo dados da Secretaria de Segurança Pública de Minas Gerais (2025), em 2019, último ano disponível para consulta antes da pandemia de Covid-19, a taxa de crimes violentos¹ por 100 mil habitantes foi igual a 330,43, valor inferior ao observado em 2012, que foi igual a 416,08, superior à taxa de 357,8 no ano de 2000.

Tendo em vista o impacto na criminalidade no cotidiano e na economia brasileira, o presente trabalho objetivou investigar a associação entre variáveis econômicas e sociais, tais como taxa de emprego, rendimento médio, gastos com educação e segurança pública, com as taxas de criminalidade no estado de Minas Gerais, bem como avaliar a correlação da pandemia de Covid-19 com variações nas taxas de criminalidade. Para isso, foi utilizado um painel balanceado contendo dados de 2012 a 2021 dos 853 municípios mineiros.

Este trabalho foi dividido em seis seções, sendo esta a seção de introdução. A próxima seção apresenta uma revisão de literatura sobre as teorias da criminalidade, bem como os resultados encontrados em estudos empíricos. Na terceira seção é apresentada a metodologia enquanto a base de dados utilizada está presente na quarta seção. Por fim, os resultados e a conclusão estão, respectivamente, nas seções cinco e seis.

¹ Segundo o Código Penal brasileiro, são considerados crimes violentos: homicídio consumado, homicídio tentado, roubo consumado, roubo tentado, extorsão mediante sequestro consumado, sequestro e cárcere privado consumado, sequestro e cárcere privado tentado, estupro consumado, estupro tentado, estupro de vulnerável consumado, estupro de vulnerável tentado, extorsão consumado e extorsão tentado (Brasil, 1940)

2 REVISÃO DE LITERATURA

Os primeiros trabalhos que analisam, de maneira objetiva, as causas e origens da criminalidade datam do século XVIII. Ao decorrer do tempo, diversas teorias, com diferentes enfoques, foram desenvolvidas. Destacam-se as pesquisas elaboradas no âmbito da sociologia, antropologia e economia.

As teorias antropológicas, ou patológicas, do crime expressam que as origens e causas da criminalidade têm bases biológicas e psicológicas. Nesta linha, destacam-se os trabalhos de Beccaria (1768), Lombroso (1876) e Girard (2009).

É na sociologia que o maior volume de teorias acerca do comportamento criminoso é elaborado. Segundo Reid (2008), é possível dividir essas teorias em dois tipos de abordagem: estrutural e processual. Dentro da abordagem estrutural, destacam-se as teorias ecológicas e da anomia. De acordo com Bernburg (2002), as teorias da anomia baseiam-se na ideia de que o crime e a violência surgem quando o poder dos valores sociais, tidos como bases da vida em sociedade, são enfraquecidos. Nesta abordagem, destaca-se o trabalho de Merton (1938). Já as teorias ecológicas buscam explicar o comportamento criminoso como função das mudanças sociais atribuídas a mudanças no ambiente a qual o indivíduo está inserido (FERREIRA, 2017).

Segundo Ferreira (2017), a abordagem processual foca no entendimento de como o indivíduo criminoso é produzido, buscando encontrar explicações sobre os fatores que levam os indivíduos a praticar atos ilegais. Além das já citadas, algumas outras teorias sociológicas também se destacam. A teoria da desorganização social, proposta por Shaw e McKay (1942), relaciona a criminalidade com a desorganização social, entendida como a incapacidade de a sociedade manter a ordem social em uma localidade, especialmente nas áreas urbanas. Cohen e Felson (1973) desenvolveram a teoria das atividades rotineiras. Segundo esta abordagem, o crime não acontece de forma aleatória, mas sim de acordo com as oportunidades propiciadas pela rotina do indivíduo. A hipótese da janela quebrada (*broken window hypothesis*), elaborada por Wilson e Kelling (1982), argumenta que a criminalidade está relacionada com a maior intensidade de descuido, desorganização e sujeira em certas localidades. De acordo com essa

ideia, uma janela quebrada e não reparada demonstra uma falta de preocupação com o local, que acaba se deteriorando cada vez mais e atraindo mais criminosos. A teoria do aprendizado social, a teoria do controle social e a teoria interacional são outras teorias presentes no campo da sociologia.

No campo econômico, os atos criminosos são vistos como apenas mais uma atividade humana (PARETO, 1909), ou até mesmo como atividades econômicas como todas as outras, envolvendo receitas e custos (BECKER, 1968; SHAPIRO, 1985; HIRSHLEIFER, 1994). Bentham (1843) argumenta que indivíduos se envolvem em atividades ilegais considerando o lucro potencial, praticando-as se estas forem lucrativas. Beccaria (1768) tem uma visão semelhante, mas com maior ênfase na probabilidade de punição.

Considerado a maior referência na abordagem econômica do crime, Becker (1968) constrói sua teoria, conhecida como Modelo Econômico de Escolha Racional do Crime, com base nas ideias de Beccaria (1768) e Bentham (1843). Segundo este modelo, a decisão de cometer ou não um crime é uma escolha racional que leva em conta a probabilidade de ser pego e a severidade da punição.

Seguindo o entendimento do crime como uma atividade econômica, Ehrlich (1973) avalia que os indivíduos diminuem sua participação em atividades criminosas quando há aumentos nos ganhos com atividades legais e diminuição no retorno das atividades ilícitas, além de aumento na probabilidade e na intensidade da punição, como expresso por Becker (1968). Além dos trabalhos supracitados, Kelly (2000) propõe a ideia de que o crime está ligado com a densidade populacional. Quanto mais populoso é um local mais difícil é para as autoridades policiais encontrarem um criminoso e mais oportunidades o criminoso tem para cometer atividades ilegais.

Na tentativa de validar ou reprovar as teorias e os modelos citados acima, estudos empíricos tentaram demonstrar quais são as causas da criminalidade. Diferentes são as metodologias utilizadas para estimar a relação entre variáveis socioeconômicas e crime. Por exemplo, Pereira e Fernandez (2000), Song, Yan e Jiang (2020), Sugiharti *et al.* (2022) e Bayas e Grau (2023) utilizam dados em painel para fazer essa estimação. Todos os trabalhos

encontraram uma relação positiva entre desigualdade de renda e crime, ou seja, quanto maior a desigualdade maiores são as taxas de criminalidade. Além disso, Ervilha e Lima (2019) mostram que educação e violência possuem correlação negativa, de modo que indivíduos com maiores níveis educacionais tendem a cometer menos crimes. Ademais, Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002), expressão que, além da desigualdade social, crescimento econômico é também um dos determinantes da criminalidade.

Utilizando dados em *cross-section*, Patterson (1991) demonstra que níveis de pobreza absoluta são correlacionados com crimes violentos, mas o mesmo não é válido para a pobreza relativa que se demonstrou estatisticamente não significativa. De acordo com Mariano (2010), no estado de São Paulo, variáveis socioeconômicas possuem certo grau de correlação com a criminalidade. Resultado semelhante é encontrado por Raiher (2022), que analisa 5.319 municípios brasileiros e estima uma relação negativa entre queda do PIB e criminalidade. Internacionalmente, Millan-Valenzuela e Perez-Archundia (2019) estimam que no México, pobreza e educação têm uma ligação indireta com o crime, mas uma relação direta com delitos não violentos.

Contrários aos resultados apresentados acima, Bennett (1991), em um estudo que engloba 47 países, estima que nem crescimento nem desenvolvimento afetam as taxas de homicídios. Entretanto, o nível de desenvolvimento é capaz de afetar as taxas de roubos. Este resultado é parecido com o encontrado por Amin, Comin, Iglesias (2009), que não encontraram relação entre variáveis de crescimento econômico e criminalidade para 236 municípios do Rio Grande do Sul. O resultado para desigualdade, porém, é semelhante ao encontrado por outros autores e indica haver uma correlação entre crime e esta variável. O Quadro 1 resume os resultados encontrados pelos estudos empíricos.

Além dos trabalhos supracitados que buscam encontrar uma relação entre crime e variáveis socioeconômicas, alguns autores investigam o crime espacialmente. Almeida, Haddad e Hewings (2005) examinam a espacialidade do crime em Minas Gerais e apresentam que ele não é distribuído de maneira aleatória, de modo que existem certos “*clusters*” de crime no estado. Além disso, demonstram que existe um efeito inercial capaz de explicar 70% da

variação nas estatísticas criminais. Em uma análise para o Rio Grande do Sul, Oliveira (2008) concluiu que o crime é influenciado não apenas pela cidade em que o indivíduo reside, mas, também, pelas cidades próximas. Semelhante ao resultado encontrado por outros autores, demonstrou que a desigualdade de renda e a educação possuem relação com crime, além de inferir sobre o papel da família como determinante da criminalidade (OLIVEIRA, 2008).

Internacionalmente, Widyastaman e Hartono (2022) concluem que na Indonésia, as taxas de criminalidade são influenciadas tanto pelas desigualdades econômicas intra-regional quanto inter-regionais. Já em uma análise inter-castas na Índia, Kabiraj (2023) mostra que diante de uma redução nas desigualdades entre as castas mais altas e as mais baixas, as castas mais altas aumentam a violência contra as mais baixas.

Quadro 1 – Estudos empíricos

Estudo	Localidade – Ano	Resultados
Bennett (1991)	47 países – 1960 a 1980	Nível de desenvolvimento e taxa de crescimento não afetam homicídios. Por outro lado, o nível de desenvolvimento afeta as taxas de roubo.
Patterson (1991)	57 áreas residenciais com membros de 11.419 domicílios selecionados aleatoriamente, nos EUA – 1977	Níveis de pobreza absoluta estão significativamente associados a taxas mais altas de crimes violentos graves. Já pobreza relativa, ou desigualdade de renda, não são significativamente relacionadas às taxas de atividade criminosa violenta.
Pereira e Fernandez (2000)	Região Policial da Grande São Paulo – 1995 a 1997	Taxa de desemprego, rendimento médio, concentração de renda e eficiências da polícia e da justiça são importantes elementos que explicam a evolução tanto da atividade criminosa agregada quanto daquela relativa a furto e roubo de veículos.
Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002)	Países desenvolvidos e países em desenvolvimento – 1970 a 1994	Tanto o crescimento econômico quanto a desigualdade de renda são determinantes das taxas de crimes violentos.

(continua)

Quadro 1 – Estudos empíricos

Estudo	Localidade – Ano	Resultados
Amin, Comin, Iglesias (2009)	236 Municípios do Rio Grande do Sul – 2003 a 2006	Não foi possível encontrar um resultado conclusivo para a relação entre variáveis monetárias do crescimento econômico, como taxa de crescimento do PIB e a renda per capita, e criminalidade. Já as variáveis que caracterizam a população, a estrutura familiar e a desigualdade apresentaram certo grau de correlação com as taxas de criminalidade. Por fim, indicadores agregados de desenvolvimento humano em nível municipal sugerem aumentos do número de crimes esperados.
Mariano (2010)	Estado de São Paulo – 2000	Relação negativa entre variáveis socioeconômicas, tais como PIB per capita e escolaridade, e criminalidade.
Ervilha e Lima (2019)	853 municípios mineiros – 2000 a 2014	Relação negativa entre educação e assistência social e taxas de criminalidade
Millan-Valenzuela e Perez-Archundia (2019)	México – 2017-2018	Existe uma relação indireta entre pobreza e educação e criminalidade. Por outro lado, esta variável tem uma relação direta com delitos do foro comum não violentos.
Song, Yan e Jiang (2020)	27 províncias chinesas – 2004-2017	Relação positiva entre desigualdade e criminalidade
Raiher (2022)	5319 municípios brasileiros – 2015	Relação negativa entre queda no PIB e criminalidade.
Sugiharti et al. (2022)	34 províncias da Indonésia – 2010-2019	Existe um fator inercial na criminalidade. Além disso, há uma relação positiva entre desigualdade de renda e crime. Por outro lado, pode haver uma correlação negativa entre os crimes persistem, já que os níveis atuais de ações criminosas estão relacionados com o crime em períodos anteriores. Além disso, o aumento da renda per capita, a redução do desemprego, o aumento dos investimentos e o avanço do desenvolvimento humano podem reduzir as taxas de crime.
Bayas e Grau (2023)	Chile – 2003 a 2018	O ambiente social gera impactos significativos na criminalidade e na educação.

Fonte: Elaboração própria

Tendo em vista os resultados encontrados na literatura, o presente trabalho se diferenciou dos demais encontrados na revisão de literatura para o estado de Minas Gerais, tendo em vista seu período de abrangência, de 2012 a 2021, que representa uma atualização temporal em relação aos trabalhos anteriores, bem como capta a correlação da pandemia de Covid-19 com as taxas de criminalidade analisada.

3 METODOLOGIA

Para a estimação da relação entre taxas de criminalidade e variáveis socioeconômicas, foram realizadas comparações entre três métodos de estimação de dados em painel, sendo eles: dados empilhados (ou *pooling*), efeito fixo e efeito aleatório. O painel contém dados sobre criminalidade e condições socioeconômicas dos 853 municípios mineiros, entre os anos de 2012 e 2021.

Segundo Gujarati e Porter (2011), a estimação por meio de dados empilhados consiste basicamente em empilhar todas as observações e estimar uma grande regressão por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para a estimação por esse método, além de considerar que as hipóteses do modelo linear clássico são verdadeiras, é necessário admitir que as variáveis explicativas são não estocásticas, ou seja, as essas variáveis não são aleatórias.

Devido à sua simplicidade, na estimação por *pooling*, os coeficientes da regressão são os mesmos para todos os indivíduos, de modo que se presume não existir grandes diferença entre eles, por mais que dificilmente isso seja verdade, representando, então, uma limitação do método. Além dessa limitação, ao empilhar todas as observações e não distinguir um indivíduo do outro, a regressão camufla a heterogeneidade existente na amostra, fazendo com que as características particulares dos indivíduos sejam inclusas no termo de erro. Consequentemente, é provável que o termo de erro seja correlacionado com alguma variável do modelo, gerando assim coeficientes tendencioso e não consistentes.

De acordo com Wooldridge (2023), na tentativa de contornar os problemas existentes na estimação por dados empilhados, métodos mais avançados de dados em painel levam em conta a existência de um **efeito não observado** ou **efeito fixo** (α) que varia entre os indivíduos, porém é fixo no tempo. Nesse efeito fixo podem, por exemplo, estar incluídas as características geográficas dos municípios que afetam a criminalidade e não mudam ao longo do tempo.

Considerando à existência de α , uma equação genérica para estimação de dados em painel por ser escrita como a eq. (1) a seguir:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_n X_{nit} + \alpha_i + u_{it},$$

$$t = 1, 2, \dots, T; \quad n = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

onde: y = variável dependente do modelo; β_n = coeficientes; X_n = variáveis explicativas; α = efeito fixo; u = erro idiossincrático. Os subscritos i e t representam, respectivamente, o indivíduo e o período de tempo.

É importante notar que o termo de efeito não observado contém apenas o subscrito de indivíduo, pois, como relatado anterior, esse efeito é fixo no tempo. Além disso, segundo Wooldridge (2023), o termo u_{it} é chamado de erro idiossincrático, porque representa fatores que variam ao longo do tempo e são capazes de afetar a variável dependente.

Os modelos de estimação que possuem a eq. (1) como base objetivam eliminar o termo α_i , de modo a estimar uma regressão que não é afeta por esse termo e que consegue captar apenas as relações entre as variáveis explicativas escolhidas e a variável dependente de interesse. Um desses modelos é o de efeito fixo dentro de um grupo ou simplesmente efeito fixo.

De acordo Wooldridge (2023), no modelo de efeito fixo, o termo α_i é eliminado expressando os valores das variáveis, tanto dependente quanto explicativas, para cada indivíduo como o desvio de seus respectivos valores médios, ou seja, considerando o valor médio de cada variável:

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{X}_{1i} + \beta_2 \bar{X}_{2i} + \dots + \beta_n \bar{X}_{ni} + \alpha_i + \bar{u}_i \quad (2)$$

em que \bar{y}_i é a média da variável y , ou seja $\bar{y}_i = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T}$, e assim por diante.

É importante destacar três pontos em relação à eq. (2). Primeiro, note que não existe intercepto β_0 na equação, isso porque como o que está sendo considerado são as médias das variáveis e β_0 não é ligado a nenhuma variável específica, ele acaba sendo excluído da equação. Outro ponto importante é que, diferentemente de todos os outros termos, α_i não está representado como sua média, pois como ele é fixo no tempo, a média de α_i é igual ao próprio termo α_i . Por fim, observe que o subscrito t não está presente na eq. (2), porque trata-se das médias das variáveis e não mais de diferentes observações ao longo do tempo.

Após o cálculo da média, subtrai-se eq. (2) de eq. (1):

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1 (X_{1it} - \bar{X}_{1i}) + \beta_2 (X_{2it} - \bar{X}_{2i}) + \dots + \beta_n (X_{nit} - \bar{X}_{ni}) + (\alpha_i - \alpha_i) + (u_{it} - \bar{u}_i), \quad t = 1, 2, \dots, T; \quad n = 1, 2, \dots, N$$

$$\dot{y}_{it} = \beta_1 \dot{X}_{1it} + \beta_2 \dot{X}_{2it} + \dots + \beta_n \dot{X}_{nit} + \dot{u}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T; \quad n = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

onde: $\ddot{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, chamado de dados centrados na média de y , e assim por diante. Já os processos demonstrados em eq. (2) e eq. (3) é conhecido como transformação intragrupo.

Observando a eq. (3) é possível notar que o termo de efeito não observado foi eliminado, permitindo, então, estimar uma regressão por MQO agrupado. Nessa estimação, diferentemente da por dados empilhados, a heterogeneidade dos indivíduos é levada em conta, representando uma vantagem dos modelos de efeito fixo. Além disso, segundo Gujarati e Porter (2011) esse modelo produz estimadores consistentes, enquanto os estimadores de *pooling* podem ser inconsistentes.

Existem alguns problemas com o modelo de efeito fixo, sendo o principal deles sua ineficiência. Isso porque como as variáveis do modelo são expressas como o desvio de suas médias, a variação desses valores é muito menor do que nos valores originais das variáveis, podendo levar a erros-padrão maiores dos coeficientes estimados, pois a variação no termo de erros u_{it} pode ser relativamente grande. Outro problema pode surgir no modelo caso alguma das variáveis explicativas seja fixa no tempo. Caso isso ocorra, durante a transformação intragrupo essa variável será excluída do modelo. Pelo modelo de efeito fixo utilizar os dados centrados na média, os valores dos parâmetros estimados podem sofrer distorções, além que há a eliminação de efeitos de longo prazo (ASTERIOU e HALL, 2007). Por fim, assim como no modelo de dados empilhados, para que os estimadores sejam não viesados é necessário que as hipóteses do modelo linear clássico sejam verdadeiras.

Ainda tomando a eq. (1) como referência, segundo Wooldridge (2023), a principal característica do modelo de efeitos aleatórios é a hipótese de que o efeito não observado α_i é não correlacionado com cada variável explicativa, ou seja:

$$Cov(X_{nit}, \alpha_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T; \quad n = 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

É possível definir a existência de um termo de erro composto como $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$, de modo que a equação do modelo pode ser escrita como:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_n X_{nit} + v_{it} \quad (5)$$

É importante destacar que os v_{it} são serialmente correlacionados ao longo do tempo, pois α_i é o erro composto em cada período de tempo, de modo que, como essa correlação é ignorado pelos erros padrão de MQO agrupados, eles serão incorretos, bem como as estatísticas de teste. (WOOLDRIDGE, 2023). Uma maneira de resolver essa correlação serial é por meio

do método de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Ainda de acordo com Wooldridge (2023), para que esse método funcione bem, a amostra deve ser grande e o quantidade de períodos de tempo deve ser relativamente pequena. A transformação de MQG que elimina a correlação serial nos erros é dada por:

$$\theta = 1 - \left[\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_a^2} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (6)$$

A equação transformada é dada por:

$$y_{it} - \theta \bar{y}_i = \beta_0(1 - \theta) + \beta_1(X_{1it} - \theta \bar{X}_{1i}) + \beta_2(X_{2it} - \theta \bar{X}_{2i}) + \dots + \beta_n(X_{nti} - \theta \bar{X}_{ni}) + (v_{it} - \theta \bar{v}_i), \quad (7)$$

A eq. (7) apresentado dados quase centrados na média. Diferentemente do modelo de efeito fixo, em que o estimador subtrai as médias temporais da variável correspondente, no modelo de efeito aleatório, a transformação subtrai uma fração da média temporal, na qual essa fração depende de σ_u^2 , σ_a^2 e da quantidade de períodos de tempo. Na prática, θ nunca é conhecido, mas pode ser estimado.

O estimador MQG factível que utiliza $\hat{\theta}$ no lugar de θ é chamado de estimador de efeitos aleatórios. Se todas as hipóteses do modelo linear clássico são respeitadas e se, de fato, α_i não é correlacionado com as variáveis explicativas, esse estimador é consistente.

Com base na eq. (7), é possível relacionar os modelos de *pooling*, efeito fixo e efeitos aleatórios. Caso θ seja zero, o modelo obtido será o de dados empilhados, enquanto se θ for igual, obtém-se um modelo de efeito fixo.

Uma vantagem do modelo de efeitos aleatórios em relação ao de efeito fixo é que a transformação representada pela eq. (7) considera variáveis explicativas sejam constantes ao longo do tempo. Por mais que o modelo de efeitos aleatórios possa apresentar algumas vantagens em relação aos demais modelos, sua grande desvantagem está no fato de que é muito difícil que a hipóteses de que o efeito não observado α_i é não correlacionado com cada variável explicativa seja verdadeira.

Para estimar a relação entre a criminalidade e variáveis socioeconômicas utilizando os modelos apresentados nesta seção, foram utilizadas duas diferentes equações, uma em que a

variável dependente é crimes violentos contra o patrimônio e na outra é crimes violentos contra a pessoa, representados, respectivamente, por eq. (8) e eq. (9):

$$\begin{aligned} Cri_Pat = Esc_Mec + Gas_Edu + Gas_Seg + Hab_Pol + Gas_Ass + Emp + Ren + Pop \\ + Pan \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} Cri_Pes = Esc_Mec + Gas_Edu + Gas_Seg + Hab_Pol + Gas_Ass + Emp + Ren + Pop \\ + Pan \end{aligned} \quad (9)$$

4 BASE DE DADOS

As eq.(8) e eq. (9) apresentadas na seção de metodologia foram utilizadas para estimar a relação entre crimes e variáveis socioeconômicas, utilizando dados em painel para o período de 2012 a 2021 no municípios de Minas Gerais. A base de dados utilizada conta com 2 variáveis dependentes e 9 variáveis explicativas sobre os 853 municípios mineiros, em um período de 10 anos (2012-2021), totalizando 8530 observações de cada variável, permitindo a construção de um painel balanceado.

A escolha por duas variáveis dependentes – crimes violentos contra o patrimônio e crimes violentos contra a pessoa – visou analisar como o contexto econômico e social influencia os diferentes tipos de crimes. É importante destacar que crimes violentos contra o patrimônio inclui roubo consumado e extorsão mediante sequestro consumado. Já crimes violentos contra a pessoa diz respeito aos crimes de homicídio consumado, homicídio tentado, estupro consumado, estupro tentado, estupro de vulnerável consumado e estupro de vulnerável tentado. O Quadro 02 resume as variáveis utilizadas no modelo.

Quadro 2 – Variáveis

Variável	Nome	Descrição	Fonte
Cri_Pat	Taxa de crimes violentos contra o patrimônio	Taxa de crimes violentos contra o patrimônio por 100 mil habitantes	Fundação João Pinheiro
Cri_Pes	Taxa de crimes violentos contra a pessoa	Taxa de crimes violentos contra a pessoa por 100 mil habitantes	Fundação João Pinheiro
Esc_Med	Taxa de escolarização líquida do Ensino Médio	Percentual da população de 15 a 17 anos que frequenta o ensino médio	Fundação João Pinheiro
Gas_Edu	Gasto per capita com atividades de educação	Gastos com subfunções ligadas à função "Educação" ² por habitante	Fundação João Pinheiro

(continua)

² Subfunções ligadas à função "Educação": ensino fundamental, ensino médio, ensino profissional, ensino superior, ensino infantil, educação de jovens e adultos e educação especial (TCEMG, 2025).

Quadro 2 – Variáveis

Variável	Nome	Descrição	Fonte
Gas_Seg	Gasto per capita com segurança pública	Gastos com subfunções ligadas à função "Segurança Pública" ³ por habitante, em R\$ de 2021	Fundação João Pinheiro
Hab_Pol	Habitantes por policial militar	Razão entre a população total do município e o número de policiais militares lotados na unidade	Fundação João Pinheiro
Gas_Ass	Gasto per capita com atividades de assistência social e cidadania	Gastos com subfunções ligadas à função "Assistência Social" ⁴ por habitante, em R\$ de 2021	Fundação João Pinheiro
Ren	Rendimento médio no setor formal	Valor do rendimento médio dos empregados do setor formal no mês de dezembro, em R\$ de 2021	Fundação João Pinheiro
Emp	Taxa de emprego no setor formal	Número de empregados no setor formal, em 31 de dezembro, dividido pela população na faixa etária de 16 a 64 anos	Fundação João Pinheiro
Pop	Tamanho da população jovem	Número de pessoas com idade entre 15 e 24 anos	Fundação João Pinheiro
Pan	Pandemia de Covid-19	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 quando houve pandemia de Covid-19 e 0 caso contrário.	

Fonte: Elaboração própria

Como variáveis explicativas foram utilizados cinco grupos de variáveis que visam captar escolaridade, segurança pública, assistência social, renda e características da população, além de uma variável *dummy* para análise da relação da pandemia de Covid-19, nos anos de 2020 e 2021, com as taxas de criminalidade. Estas variáveis foram escolhidas tendo em vistas os resultados encontrados na revisão de literatura, que aponta uma forte correlação entre essas variáveis e as taxas de criminalidade. Para escolaridade foram utilizadas a taxa de escolarização líquida do ensino médio e o valor do gasto *per capita* com atividades de educação. Gasto *per capita* com segurança pública e habitantes por policial militar foram utilizadas como variáveis relacionadas à segurança pública. Já a variável gasto *per capita* com atividades de assistência

³ Subfunções ligadas à função "Segurança Pública": policiamento e defesa civil (TCMG, 2025).

⁴ Subfunções ligadas à função "Assistência Social": assistência ao idoso, assistência ao portador de deficiência, assistência à criança e ao adolescente, assistência comunitária, custódia e reintegração social, direitos individuais, coletivos e difusos e assistência aos povos indígenas (TCMG, 2025).

social e cidadania foi utilizado no grupo de assistência social. Como *proxy* para renda foi utilizado: rendimento médio e taxa de emprego no setor formal. Por fim, a variável de pessoas com idade entre 15 e 24 anos representa o grupo de característica da população. É importante destacar que todos os valores monetários estão em valores de 2021. A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritiva de cada variável.

Tabela 1 – Estatística descritiva

	Mínimo	Máximo	Média
Cri_Pat	0,00	6439,17	110,53
Cri_Pes	0,00	299,67	48,16
Esc_Med	0,00	1	0,6193
Gas_Edu	0,00	6675,80	809,80
Gas_Seg	0,00	437,35	7,88
Hab_Pol	0,00	33481,00	793,90
Gas_Ass	0,00	2587,81	111,42
Emp	0,03	1,47	0,21
Ren	289,80	6622,10	1974,70
Pop	106,00	428642,00	3940,00
DPan	0,00		1,00

Fonte: Elaboração própria

Em relação aos tipos de crimes, observa-se que a média da taxa de crimes contra o patrimônio é mais que o dobro da média da taxa de crimes contra a pessoa. Além disso, nota-se que a dispersão dos dados sobre taxa de crimes contra o patrimônio é extremamente alta, com mínima de 0 crimes por 100 mil habitantes e máxima de 6439,17 crimes por 100 mil habitantes. Os dados sobre gastos são também muitos dispersos, com gastos em educação variando entre R\$0,00 e R\$6675,80, variação entre R\$0,00 e R\$437,35 para gastos com segurança, gastos com assistência social variando entre R\$0,00 e R\$2587,81.

Observando a variável emprego, é possível notar que o máximo da variável é igual a 1,47, ou seja, a taxa de emprego formal é igual a 147%. Na base de dados, a taxa de emprego é superior a 100% em 26 observações, de 5 municípios em diferentes anos. Como os dados são obtidos diretamente do Ministério do Trabalho e Emprego, reduzindo a possibilidade de erro de medida, uma possível explicação para esse fato é que nesses municípios houve um grande aumento populacional, de modo que, como os dados sobre emprego são atualizados de maneira mais rápida do que os dados sobre população, a taxa de emprego foi superior a 100%. Outra possível explicação é que houve erros de medidas ao calcular essa taxa. De toda forma, como

apenas 26 observações em um universo de 8530 apresentam essa característica, o fato de a variável da taxa de emprego ultrapassar 100% não foi levado em conta.

Diferentemente dos dados sobre emprego, os dados sobre escolarização líquida, gastos e habitantes por policial militar são informados pela Prefeitura de cada município, de modo que as possibilidades de ocorrerem erros é maior. Além disso, pode ocorrer de dados iguais a zero serem referentes a dados que não foram informados.

A variável sobre número de pessoas com idade entre 15 e 24 anos é a que apresenta maior dispersão, variando entre 106 e 428.642, com média igual 3940. Esse fato, porém, é facilmente compreendido, ao levar em conta as características dos municípios mineiros. Por fim, a variável de pandemia é igual a 0 ou igual a 1, pois trata-se de uma variável *dummy*.

5 RESULTADOS

Esta seção foi dividida em quatro partes. Na primeira subseção foram apresentados os resultados das regressões utilizando os diferentes modelos de estimação para dados em painel. Já na segunda subseção foram realizadas comparações entre os modelos. Testes para verificar a existência de dependência transversal, correlação serial e heterocedasticidade nos dados foram demonstrados na terceira subseção. Por fim, na subseção quatro foram apresentados os erros-padrão robustos.

5.1 REGRESSÕES

Dos três modelos de estimação utilizados para as regressões, o modelo de dados empilhados foi o que apresentou maior número de variáveis com significância estatística, bem como maior R2 ajustado, em comparação aos demais modelos. Em relação à estatística F, que, segundo Gujarati (2011), indica o nível de significância do conjunto de variáveis, todos os modelos apresentaram estatísticas F significantes.

Tabela 2 – Pooling

	Cri_Pat	Cri_Pes
Intercepto	-101,59 *** (14,028)	26,455 *** (2,92010)
Esc_Med	79,641 *** (15,011)	13,464 *** (3,125)
Gas_Edu	-0,041557 *** (0,00748)	-0,0029395 ° (0,00156)
Gas_Seg	-0,12774 (0,13301)	0,085894 ** (0,02769)
Hab_Pol	-0,10832 (0,02736)	-0,00036 (0,00073)
Gas_Ass	-0,0023381 *** (0,00350)	-0,00589 (0,00570)
Emp	308,31 *** (20,100)	-10,45 * (4,18400)
Ren	0,082847 *** (0,00554)	0,010922 *** (0,00115)
Pop	-0,00001 (0,00013)	-0,00004 (0,00003)
	(continua)	

Tabela 2 – Pooling

	Cri_Pat	Cri_Pes
DPan	-87,44 *** (5,23010)	-16,008 *** (1,08870)
R2	0,13386	0,03905
R2 Ajustado	0,13294	0,038031
F	2,22E-16	2,22E-16

Fonte: Elaboração própria

() Erro-padrão

Nível de significância: ***: 0 - 0,001; **: 0,001 - 0,01; *: 0,01 - 0,05; °: 0,05 - 0,1; " ": 0,1 - 1

Observando a Tabela 2, é possível ver que para crimes violento contra o patrimônio, apenas as variáveis de gastos com segurança, habitantes por policial militar e população jovem não foram estatisticamente significantes a um nível menor que 10%.

Ao analisar as variáveis escolarização líquida, emprego e renda, nota-se que as mesmas possuem coeficientes positivos, sendo esses iguais a, respectivamente, 79,641, 308,31 e 0,082847, indo na contramão da maioria dos resultados encontrados nos estudos apresentados na revisão de literatura, que indicaram que um aumento nessas variáveis gera uma queda nas taxas de criminalidade e não um aumento, como mostrado aqui. Esses resultados, de fato, podem parecer estranhos, porém, entendendo um aumento nessas três variáveis como uma elevação do nível de renda de determinada parcela da sociedade, parcela essa compreendida pelas pessoas que frequentam o ensino médio e pelas que trabalham no setor formal, e apoiando-se no trabalho de Becker (1968) e Ehrlich (1973), é possível que uma variação positiva nessas variáveis seja entendida como um aumento nas oportunidades de ganhos ilegais pelo lado do criminoso. Por mais que nas equações de estimação não tenha sido incluída nenhuma variável que buscasse capturar a correlação entre desigualdade de renda e criminalidade, essa ideia leva a uma interpretação de que desigualdade de renda e criminalidade são positivamente correlacionadas.

Seguindo os resultados encontrados em outros trabalhos, as variáveis de gastos em educação e em assistência social apresentaram correlação negativa com crimes contra o patrimônio, apresentando coeficientes iguais a -0,041557 e -0,0023381. É importante notar que o coeficiente dessas variáveis, e da maioria das demais variáveis monetárias, são consideravelmente baixos, porém é preciso levar em conta que não é usual que variáveis monetárias variem em apenas uma unidade. Sendo assim, ao considerar um aumento de apenas uma unidade monetária, o impacto sobre a variável dependente é, de fato, baixo, porém como

essas variáveis costumam variar em mais que uma unidade, o impacto é considerável. Por outro lado, o coeficiente de emprego é extremamente alto, mas isso se deve ao fato que trata-se da taxa de emprego, ou seja, uma variável que encontra-se entre 0 e 1, de modo que mesmo diante de um grande aumento na taxa de emprego, o impacto sobre a taxa de crimes contra o patrimônio não é tão grande quanto aparenta. A real relação entre emprego e a variável dependente é mais facilmente observado quando considerado um aumento de 1% na taxa de emprego. Nesse caso, o impacto sobre a taxa de crimes contra o patrimônio é de 3,0831. O mesmo vale para a taxa de escolarização líquida, que também varia entre 0 e 1. Dessa forma, um aumento de 1% na taxa de escolarização líquida, gera um aumento de 0,79641 na taxa de crimes contra o patrimônio.

Observando os coeficientes encontrados na equação de crimes violentos contra a pessoa, nota-se que houve uma queda no nível de significância das variáveis e o mais importante, a variável de gastos com segurança, que na equação de crimes contra o patrimônio não era significantes, tornou-se significante e com coeficiente positivo igual a 0,085894, ao contrário da variável de emprego, que equação de crimes contra a pessoa possui coeficiente negativo igual a -10,45, indicando que um aumento de 1% na taxa de emprego, diminuí a taxa de crimes contra a pessoas em 0,145.

O fato de a regressão apresentar uma correlação positiva entre gastos com segurança e crimes contra a pessoa pode ser entendido pela existência de uma possível simultaneidade entre as duas variáveis. Segundo Wooldridge (2023), a simultaneidade ocorre quando uma variável tem impactos sobre a outra e vice-versa. Nesse caso, pode ser entendido pela ideia de que um aumento nos gastos com segurança é resultado de maior atividade criminosa e vice-versa, ou seja, de maneira geral, onde há mais policial existe mais crime e onde existe mais crimes há mais policial. Ainda de acordo com Wooldridge (2023), na presença de simultaneidade, a regressão gera coeficientes inconsistentes e viesados.

Outra possível explicação para esta correlação positiva entre gastos com segurança e crimes contra a pessoa baseia-se na ideia de que muitos dos crimes tipificados como crimes violentos contra a pessoa, como homicídio, mais especificamente feminicídio, e estupro de vulnerável, são cometidos por indivíduos que fazem ou já fizeram parte vida da vítima. De acordo com dados do Anuário Brasileiro de Segurança Pública (2022), em 82,5% dos casos de estupro de vulnerável, o crime foi cometido por um indivíduo conhecido da vítima. Já nos casos de feminicídio, 90% dos indivíduos que cometem esse tipo de crime são marido ou ex-marido das vítimas (ANUÁRIO BRASILEIRO DE SEGURANÇA PÚBLICA, 2020). Sendo assim, esses crimes independem dos gastos com segurança, mas outros crimes tipificados como crimes

violentos contra a pessoa, como latrocínio, por exemplo, são influenciados por esses gastos e como esses crimes estão agrupados em um único tipo, pode acarretarem problemas na estimação do coeficiente da regressão.

Tanto na regressão de crimes contra o patrimônio, quanto na de crimes contra a pessoa, observa-se que a variável *dummy* de pandemia é estatisticamente significativa, com coeficiente negativo e valores relativamente altos, sendo esses respectivamente iguais a -87,44 e -16,008. Tomando a teoria das atividades de rotina, desenvolvida por Cohen e Felson (1973), como base, é possível compreender esses resultados, visto que segundo essa teoria, a ocorrência de atividades criminosas está ligada às oportunidades propiciadas pela rotina do indivíduo. Como durante a pandemia de Covid-19 houve uma alteração na rotina dos indivíduos, obrigando muitos a não saírem de casa, isso pode ter resultado em uma menor taxa de crimes contra o patrimônio e contra a pessoa.

Partindo para o modelo de efeito fixo, que controla o efeito fixo para indivíduos, esse modelo foi o que apresentou menor número de variáveis estatisticamente significativas e menor R2 ajustado, como mostrado na Tabela 3.

Tabela 3 – Efeito Fixo

	Cri_Pat	Cri_Pes
Esc_Med	90,3 **** (21,298)	1,761 (4,211)
Gas_Edu	0,00639 (0,01115)	-0,00113 (0,00220)
Gas_Seg	-0,08325 (0,17776)	0,03529 (0,03515)
Hab_Pol	0,0056324 ° (0,00326)	0,0010676 ° (0,00064)
Gas_Ass	0,04985 (0,03859)	0,024916 ** (0,00763)
Emp	21,030 (52,213)	27,221 ** (10,324)
Ren	0,0437 *** (0,01023)	0,00253 (0,00202)
Pop	0,00011733 (0,00011)	-0,00001 (0,00002)
DPan	-83,564 *** (4,27070)	-14,877 *** (0,84440)
R2	0,05253	0,04461
R2 Ajustado	-0,053858	-0,062667

(continua)

Tabela 3 – Efeito Fixo

	Cri_Pat	Cri_Pes
F	2,22E-16	2,22E-16

Fonte: Elaboração própria

() Erro-padrão

Nível de significância: ***: 0 - 0,001; **: 0,001 - 0,01; *: 0,01 - 0,05; °: 0,05 - 0,1; " ": 0,1 - 1

Na regressão para crimes violentos contra o patrimônio, apenas quatro variáveis foram estatisticamente significantes. Dessas quatro, as variáveis de educação líquida, com coeficiente igual a 90,3, e rendimento médio, que possui coeficiente igual a 0,0437, seguiram a mesma lógica encontrada no modelo *pooling*, apresentando coeficientes contrários aos encontrados na revisão de literatura. Já a variável de pandemia apresentou coeficiente negativo igual a -83,564, como esperado. Por fim, a variável habitante por policial militar apresentou coeficiente positivo igual a 0,0056324, de modo que o aumento na razão entre o total de habitantes de um município e o efetivo da polícia militar em uma unidade representa um aumento de 0,0056324 na taxa de crimes contra o patrimônio. Essa razão pode aumentar de duas maneiras: caso o número de habitantes aumente ou caso o efetivo policial diminua. De qualquer maneira, o resultado encontrado está de acordo com o esperado, já que espera-se que um aumento no número de habitante, mantido a força policial consta, ou uma queda no efetivo da polícia, mantido o número de habitantes constantes, provoque um aumento nas oportunidades para se cometer crimes.

Olhando para os resultados encontrados na regressão para crimes violentos contra a pessoa, nota-se que, diferentemente dos resultados apresentados anteriormente, a variável de escolarização líquida não é significativa. Outro ponto a se observar é que o coeficiente de gastos com assistência social é positivo e igual a 0,024916, indicando que um aumento nesses gastos provoca um aumento nas taxas de crimes contra a pessoa. Uma explicação possível para esse fenômeno é semelhante à ideia que trata dos coeficientes positivos de renda e emprego. Se os gastos com assistência social são limitados a determinada parcela da sociedade, outra parcela que necessita e que poderia usufruir desses gastos, mas que não o fazem, se defrontam com maiores oportunidades para a prática de atividades criminosas. Outra possível explicação está ligada ao fato de 83,4% dos titulares do Bolsa Família, que pode ser entendida como uma *proxy* para essa variável, são mulheres (MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO E ASSISTÊNCIA SOCIAL, FAMÍLIA E COMBATE À FOME, 2024). Voltando à ideia de desagregar os crimes tipificados como crimes violentos contra a pessoa, de acordo com Soares e Teixeira (2022), existe uma relação negativa entre dependência econômica da mulher em

relação ao marido e violência da doméstica, ou seja, quando mais economicamente dependente do marido, menor a violência doméstica sofrida pela mulher. Sendo assim, ao acessar algum tipo de benefício social, a mulher passa a depender menos do marido, aumentando, então, a violência doméstica, de modo que, em alguns casos, a violência pode elevar-se a um homicídio (feminicídio), crime tipificado como crime violento contra a pessoa, o que pode explicar a relação positiva entre gastos com assistência social e crimes contra a pessoa. Contrariamente, é possível imaginar que, em um contexto de violência doméstica, ao passar a usufruir de um benefício social, que diminui a dependência financeira do marido, uma mulher pode divorciar-se, e sendo contrário a isso, o marido pode acabar partindo para uma atitude mais violenta e resultando em um homicídio. Essa ideia também explicaria a existência de uma relação positiva entre gastos com assistência social e crimes contra a pessoa.

Os demais coeficientes significantes encontrados, a saber: habitantes por policial militar, emprego e pandemia, com coeficientes iguais a, respectivamente, 0,0010676, 27,221 e -14,877, seguem a mesma lógica que nas regressões anteriores.

Por fim, conforme exposto na Tabela 4, o modelo de efeitos aleatórios apresentou um número de variáveis estatisticamente significantes semelhante ao modelo de *pooling*, e um R2 ajustado maior que o modelo de efeito fixo, mas menor que o modelo de dados empilhados.

Tabela 4 – Efeito Aleatório

	Cri_Pat	Cri_Pes
Intercepto	-93,444 *** (19,041)	35,11 *** (3,93370)
Esc_Med	76,512 *** (18,527)	4,856 (3,751)
Gas_Edu	-0,015736 ° (0,00940)	-0,00256 (0,00191)
Gas_Seg	-0,03598 (0,15797)	0,054285 ° (0,03188)
Hab_Pol	0,00467 (0,00318)	0,00099 (0,00063)
Gas_Ass	-0,01806 (0,03339)	0,014596 * (0,00676)
Emp	231,23 *** (31,885)	7,318 (6,69600)
Ren	0,068648 *** (0,00785)	0,0054766 *** (0,00162)
	(continua)	

Tabela 4 – Efeito Aleatório

	Cri_Pat	Cri_Pes
Pop	0,00009 (0,00011)	-0,00001 (0,00002)
DPan	-84,839 *** (4,24020)	-15,172 *** (0,83796)
R2	0,067208	0,041065
R2 Ajustado	0,066222	0,040052
F	2,22E-16	2,22E-16

Fonte: Elaboração própria

() Erro-padrão

Nível de significância: ***: 0 - 0,001; **: 0,001 - 0,01; *: 0,01 - 0,05; °: 0,05 - 0,1; " ": 0,1 - 1

Considerando a regressão de crimes contra o patrimônio, cinco variáveis são significantes estatisticamente e dessas cinco, duas apresentam coeficientes negativos, a saber: gastos com educação e pandemia, com coeficientes iguais a, respectivamente, -0,015736 e -84,839, cujo resultado esperado era exatamente essa relação negativas entre essas variáveis e crimes contra o patrimônio. As outras três variáveis estatisticamente significativas: escolarização líquida, rendimento médio e emprego, apresentam coeficientes positivos e respectivamente iguais a 76,512, 231,23 e 0,068648, contrariando os resultados esperados, que indicariam relação negativa entre essas variáveis e a variável dependente.

Já para crimes violentos contra a pessoa, considerando as variáveis estatisticamente significativas, novamente gastos com segurança e com assistência social apresentam coeficientes positivos e iguais a, respectivamente, 0,054285 e 0,014596, assim como nos modelos anteriores. As variáveis de rendimento médio e pandemia também são significativas, possuindo coeficientes, respectivamente, positivo igual a 0,0054766, e negativo igual a -15,172, seguindo as mesmas lógicas apresentadas nos modelos anteriores.

Observando os três modelos conjuntamente, nota-se que a variável pandemia foi estatisticamente significativa em todos eles, apresentando coeficientes muito próximos, com valor igual a -87,44 para o modelo de *pooling*, -83,564 para o modelo de efeito fixo e -84,839 para o modelo de efeito aleatório, quando observada a taxa de crimes violentos contra o patrimônio, e respectivamente -16,008, -14,877 e -15,172, para crimes violentos contra a pessoa, indicando uma forte correlação entre pandemia e as taxas de criminalidade analisadas. Com a variável de população jovem ocorre o contrário, sendo ela estatisticamente não significativa em todos os modelos, sinalizando que não há relação entre tamanho da população jovem e as taxas de crimes observadas.

5.2 COMPARAÇÃO

Ao decorrer da apresentação dos resultados de cada modelo, comentou-se sobre o valor do R2 ajustado e foi possível observar que o modelo que apresentou maior R2 ajustado foi o modelo de *pooling*. Entretanto, segundo Wooldridge (2023), o R2, e mesmo o R2 ajustado, não trazem informações necessários sobre a qualidade do modelo e se as hipóteses para que o coeficiente estimado seja consistente e não viesado são verdadeiras. Para isso, nesta subseção, foram realizados alguns testes que visam fazer comparações dos diferentes modelos de estimação de dados em painel, além de verificar se hipóteses dos modelos de estimação de dados em painel são verdadeiras e garantir que os coeficientes estimados sejam os melhores possíveis.

Para a comparação entre o modelo de *pooling* e o modelo de efeito fixo foi utilizado o teste F, que visa testar se o valor dos interceptos estimados é igual para todos os indivíduos. A Figura 1 apresenta o resultado do teste tanto para crimes contra o patrimônio, quanto para crimes contra a pessoa.

Figura 1 – Pooling versus Efeito Fixo

```
F test for individual effects
data: Cri_Pat ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + ...
F = 7.0107, df1 = 852, df2 = 7668, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects

F test for individual effects
data: Cri_Pes ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + ...
F = 8.7466, df1 = 852, df2 = 7668, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
```

Fonte: Elaboração própria

O p-valor obtido no teste para os dois tipos crimes rejeita a hipótese de nula, ou seja, os interceptos não são iguais para todos os indivíduos, de modo que é melhor usar o modelo de efeito fixo.

A comparação entre o modelo de dados empilhados e o modelo de efeito aleatório foi realizada por meio do teste LM de Breusch-Pagan (BREUSCH e PAGAN, 1980). A hipótese nula do teste é que variância dos efeitos não observados são iguais a zero.

Figura 2 – Pooling versus Efeito Aleatório

```
Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan)
data: Cri_Pat ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + ...
chisq = 5147.9, df = 1, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects

Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan)
data: Cri_Pes ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + ...
chisq = 7140.4, df = 1, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
```

Fonte: Elaboração própria

Observando a Figura 2, nota-se que a hipótese nula do teste LM de Breusch-Pagan é rejeita, indicando que variância dos efeitos fixos não observados são diferentes de zero. Dessa forma, o melhor modelo é o de efeito aleatório.

Por fim, a comparação entre o modelo de efeito fixo e de efeito aleatório foi feita utilizando o teste de Hausman (HAUSMAN, 1978), cujo a hipótese nula é que os efeitos não observados são não correlacionados com as variáveis explicativa. Essa é uma hipótese forte para que o modelo de efeito aleatório seja consistente e não viesado. Os resultados dos testes são apresentados na Figura 3.

Figura 3 – Efeito fixo versus Efeito Aleatório

```
Hausman Test
data: Cri_Pat ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + ...
chisq = 78.736, df = 9, p-value = 2.88e-13
alternative hypothesis: one model is inconsistent

Hausman Test
data: Cri_Pes ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + ...
chisq = 37.691, df = 9, p-value = 1.98e-05
alternative hypothesis: one model is inconsistent
```

Fonte: Elaboração própria

Tanto para crimes contra o patrimônio, quanto para crimes contra a pessoa, o p-valor do teste de Hausman indica que há correlação entre o efeito não observado e as variáveis explicativas, de modo que entre o modelo de efeito fixo e o de efeito aleatório, o melhor é o modelo de efeito fixo.

Dessa maneira, mesmo apresentando o menor R2 ajustado, o modelo de efeito fixo foi considerado o melhor modelo em comparação com o modelo de *pooling* e o modelo de efeito aleatório.

5.3 TESTES

Por mais que na comparação entre os modelos, o modelo de efeito fixo tenha sido considerado o melhor, foi necessário realizar testes para verificar se as hipóteses do modelo são verdadeiras e garantir que os coeficientes estimados sejam os melhores possíveis.

Primeiramente, foram realizados testes para verificar a existência de dependência em transversal. Segundo Hoyos e Sarafidis, (2004), dependência transversal refere-se à existência de correlação do termo de erro entre os indivíduos. É importante destacar que a presença de dessa dependência não é uma violação da hipótese do modelo linear clássico que diz que é necessário que as variáveis explicativas da equação e o termo de erro sejam não correlacionados. No caso da dependência transversal, a correlação é do termo de erro entre os indivíduos e não com as variáveis da regressão. Porém, mesmo que não seja uma violação de hipótese do modelo clássico, a presença de dependência transversal torna o coeficiente estimando inconsistente.

Para testar a presença de dependência transversal, foram realizados dois testes, o teste LM de Breusch-Pagan (BREUSCH e PAGAN, 1980) e o teste de Pesaran (PESARAN, 2004). Em ambos os testes, a hipóteses nula é que não existe dependência transversal. A Figura 4 exhibe os resultados encontrados no teste de Breusch-Pagan.

Figura 4 – Teste LM de Breusch-Pagan

```

Breusch-Pagan LM test for cross-sectional dependence in panels
data: Cri_Pat ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + Ren + Pop + DPan
chisq = 666748, df = 363378, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: cross-sectional dependence

Breusch-Pagan LM test for cross-sectional dependence in panels
data: Cri_Pes ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + Ren + Pop + DPan
chisq = 427994, df = 363378, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: cross-sectional dependence

```

Fonte: Elaboração própria

Pelo resultado do p-valor obtido para ambos os tipos de crimes, rejeita-se a hipótese nula, de modo que as regressões apresentam dependência transversal. O mesmo vale para o teste de Pesaran, na Figura 5.

Figura 5 – Teste de Pesaran

```

Pesaran CD test for cross-sectional dependence in panels
data: Cri_Pat ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + Ren + Pop + DPan
z = 416.43, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: cross-sectional dependence

Pesaran CD test for cross-sectional dependence in panels
data: Cri_Pes ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + Ren + Pop + DPan
z = 35.034, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: cross-sectional dependence

```

Fonte: Elaboração própria

Para testar a presença de correlação serial foi utilizado o teste de Breusch-Godfrey (BREUSCH, 1978; GODFREY, 1978). De acordo com Wooldridge (2023), correlação serial diz sobre a correlação dos termos de erro ao longo tempo. A hipótese nula do teste é que não existe correlação serial.

Figura 6 – Teste de Breusch-Godfrey

```

Breusch-Godfrey/wooldridge test for serial correlation in panel models
data: Cri_Pat ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + ...
chisq = 2167.5, df = 10, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

Breusch-Godfrey/wooldridge test for serial correlation in panel models
data: Cri_Pes ~ Esc_Med + Gas_Edu + Gas_Seg + Gas_Ass + Hab_Pol + Emp + ...
chisq = 581.85, df = 10, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors

```

Fonte: Elaboração própria

Observando a Figura 6, nota-se que hipótese nula é rejeita, indicando a existência de correlação serial tanto para crimes contra o patrimônio, quanto para crimes contra a pessoa.

Por fim, o teste de Breusch-Pagan (BREUSCH e PAGAN, 1979) foi utilizado para testar a existência de heterocedasticidade, que refere-se ao fato da variância do termo de erro não ser contante (GUJARATI, 2011). A hipótese nula do modelo é que os erros são homoscedásticos, ou seja, possuem variância constante.

Figura 7 – Teste de Breusch-Pagan

```

      studentized Breusch-Pagan test
data:  EFCri_Pat
BP = 33.818, df = 9, p-value = 9.612e-05

      studentized Breusch-Pagan test
data:  EFCri_Pes
BP = 170.06, df = 9, p-value < 2.2e-16

```

Fonte: Elaboração própria

Da Figura 7, é possível observar que a hipótese nula é rejeita, pois o p-valor encontrado para ambos os tipos de teste é extremamente baixos. Sendo assim, os termos de erros apresentam heterocedasticidade.

5.4 ERROS-PADRÃO ROBUSTOS

Das duas subseções anteriores, foi possível observar que o modelo de efeito fixo é melhor que os modelo de *pooling* e de efeitos aleatórios, porém, ainda sim, o modelo de efeitos fixos possui dependência transversal, correlação serial e heterocedasticidade. Mesmo apresentando essas características, os coeficientes estimados pelo modelo de efeitos fixos ainda são consistentes. O principal problema é, então, relacionado à variância e aos erros-padrão estimados, que são viesados e inconsistentes, tornando as estatísticas de teste inválidas.

Para contornar esse problema, foi utilizada uma matriz de covariância do tipo Driscoll-Kraay (DRISCOLL e KRAAY, 1998), que é consistente na presença de dependência transversal e correlação serial. Ainda com a matriz de Driscoll-Kraay como base, foi utilizado o método de Arellano (ARELLANO, 1987) para controlar também a heterocedasticidade. Sendo assim, a Tabela 5 apresenta os erros-padrão robusto, ou seja, aqueles com dependência transversal, correlação serial e heterocedasticidade controladas para o modelo de efeito fixo de crimes contra o patrimônio e de crimes contra a pessoa.

Tabela 5 – Erros-padrão robustos

	Cri_Pat	Cri_Pes
Esc_Med	90,3 (90,823)	1,761 (12,310)
Gas_Edu	0,00639 (0,00886)	-0,00113 (0,00106)
Gas_Seg	-0,08325 (0,18942)	0,03529 (0,03216)
Hab_Pol	0,0056324 ° (0,00324)	0,0010676 ° (0,00055)
Gas_Ass	0,04985 (0,04833)	0,024916 ** (0,00893)
Emp	21,030 (127,630)	27,221 * (12,930)
Ren	0,0437 * (0,01904)	0,00253 (0,00177)
Pop	0,00011733 * (0,00005)	-0,00001 (0,00002)
DPan	-83,564 *** (16,72100)	-14,877 *** (1,65530)

Fonte: Elaboração própria

() Erro-padrão

Nível de significância: ***: 0 - 0,001; **: 0,001 - 0,01; *: 0,01 - 0,05; °: 0,05 - 0,1; " ": 0,1 - 1

Nota-se que sob erros-padrão robustos, em comparação com os resultados apresentados na Tabela 3, para a regressão de crimes violentos contra o patrimônio, escolarização líquida deixa de ser uma variável significativa e renda sofre uma diminuição de significância. Por outro lado, população jovem se torna uma variável significativa na regressão, indicando uma correlação positiva entre o crescimento da população jovem e o aumento da taxa de criminalidade.

Em relação à regressão de crimes contra a pessoa, não há grande diferença na significância das variáveis mesmo sob erros-padrão robustos. As variáveis de habitantes por policial militar e gasto com assistência social mantêm-se no mesmo intervalo de nível de significância. Apenas a variável de emprego tem diminuição na significância estatística sob erros-padrão robustos.

Para ambos os tipos de crime, a variável de pandemia mantém o nível de significância, indicando, novamente, a forte correlação entre essa variável e as taxas de crimes contra o patrimônio e contra a pessoa.

6 CONCLUSÃO

O presente estudo objetivou-se a estimar a relação entre variáveis socioeconômicas e as taxas de crimes violentos contra o patrimônio e de crimes violentos contra a vida, em bem avaliar a relação entre a pandemia e variações nas taxas de criminalidade. Para isso, foi utilizado um painel balanceado, contendo dados de 2012 a 2021. As estimações foram obtidas por três diferentes modelos, modelo de *pooling*, modelo de efeito fixo e modelo de efeito aleatório. Após realizar as estimações, foram feitas comparações entre os três modelos e pelo resultado dos testes, o modelo de efeito fixo foi considerado o melhor. Mesmo sendo o melhor modelo, ainda foi necessário realizar testes para verificar a presença de dependência transversal, correlação serial e heterocedasticidade, sendo as três presentes no modelo. Para contornar o problema, foi utilizado uma matriz de covariância do tipo Driscoll-Kraay, que garantiu que os erros-padrão fosse robustos.

Sob erros-padrão robusto, constatou-se a existência de correlação positiva entre habitantes por policial militar, rendimento médio do trabalho formal e tamanho da população de 15 a 24 anos e taxa de crimes contra o patrimônio. Dessas três variáveis, o fato de o aumento no rendimento médio da população gerar aumento na taxa de crimes vai na contramão dos estudos apresentados na Revisão de Literatura. Além disso, observou-se uma forte correlação negativa entre pandemia e taxa de crimes contra o patrimônio. Em relação aos resultados obtidos para crimes contra a pessoa, verificou-se a existência de correlação positiva entre as variáveis de habitantes por policial militar, gastos com assistência social e taxa de emprego no setor forma, sendo que o resultado para as últimas duas variáveis é contrário aos encontrados em outros trabalhos. Novamente, identificou-se uma forte correlação negativa entre pandemia e taxa de crimes contra a pessoa.

Por se tratar apenas de verificar a existência de correlação entre crimes contra o patrimônio e contra a pessoa e variáveis socioeconômicos, os resultados encontrados neste trabalho são limitados. Além disso, a falta de tratamento dos dados, que apresentam alguns problemas, é outra limitação desse estudo. Baseado nos resultados encontrados no que se refere à pandemia, trabalhos futuros podem buscar estimar o efeito causal da pandemia na queda das taxas de criminalidade.

Mesmo apresentando as limitações supracitadas, este trabalho representa uma atualização em relação aos estudos abordados na revisão de literatura por contemplar o período da pandemia de Covid-19, bem como por trabalhar com diferentes métodos de estimação de

dados em painel. Por fim, outra novidade abordada por esse trabalho refere-se à adoção de erros-padrão robustos.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. JD. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: an exploratory analysis. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 1, p. 39-55, 2005.
- AMIN, M.; COMIN, F.; IGLESIAS, J. Crescimento econômico e criminalidade: refletindo sobre o desenvolvimento. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, v. 37, 2009
- ANUÁRIO BRASILEIRO DE SEGURANÇA PÚBLICA 2020. São Paulo: Fórum Brasileiro de Segurança Pública, ano 14, 2020. ISSN 1983-7364.
- ANUÁRIO BRASILEIRO DE SEGURANÇA PÚBLICA 2022. São Paulo: Fórum Brasileiro de Segurança Pública, ano 16, 2022. ISSN 1983-7364.
- ANUÁRIO BRASILEIRO DE SEGURANÇA PÚBLICA 2023. São Paulo: Fórum Brasileiro de Segurança Pública, ano 17, 2023. ISSN 1983-7364.
- ARELLANO, M. Computing Robust Standard Errors for WithinGroups Estimators, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 1987.
- BAYAS, A.; GRAU, N. Inequality of opportunity in juvenile crime and education. **International Journal of Educational Development**, v. 103, p. 102901, 1 nov. 2023.
- BECCARIA, C. **An essay on crimes and punishments** [1764]. Disponível em: <<http://oll.libertyfund.org/titles/2193>>, Acesso em: 05 jun. 2024.
- BECKER, G. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. Em: **Essays in the Economics of Crime and Punishment**. [s.l.] NBER, 1974. p. 1–54.
- BENNETT, R. R. Development and Crime: A Cross-National, Time-Series Analysis of Competing Models. **The Sociological Quarterly**, v. 32, n. 3, p. 343–363, 1 set. 1991.
- BENTHAM, J. **The Works of Jeremy Bentham**. W. Tait, 1843.
- BERNBURG, J. G. Anomie, Social Change and Crime. A Theoretical Examination of Institutional-Anomie Theory. **The British Journal of Criminology**, v. 42, n. 4, p. 729–742, 1 set. 2002.
- BRASIL. **Decreto - Lei nº 2.848, de 07 de dezembro de 1940**. Código Penal. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/Del2848compilado.htm>. Acesso em: 13 abr. 2024.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian economic papers**, v. 17, n. 31, 1978.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 1287-1294, 1979.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The review of economic studies**, v. 47, n. 1, p. 239-253, 1980.

CERQUEIRA, D. R. DE C. **Causas e consequências do crime no Brasil**. Rio de Janeiro: BNDES, 2014.

CERQUEIRA, Daniel; BUENO, Samira (coord.). **Atlas da violência 2024**. Brasília: Ipea; FBSP, 2024.

COHEN, L. E.; FELSON, M. Social Change and Crime Rate Trends: A Routine Activity Approach. **American Sociological Review**, v. 44, n. 4, p. 588–608, 1979.

DRISCOLL, J. C.; KRAAY, A. C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. **Review of economics and statistics**, v. 80, n. 4, p. 549-560, 1998.

DRUGOWICK, P.; PEREDA, P. C. Crime and economic growth: A case study of Manaus, Brazil. **Review of Development Economics**, v. 27, n. 4, p. 2123–2148, 2023.

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. et al. Um método econométrico na identificação dos determinantes da criminalidade municipal: a aplicação em Minas Gerais, Brasil (2000-2014). **Economía, sociedad y territorio**, v. 19, n. 59, p. 1059–1086, abr. 2019.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. What causes violent crime? **European Economic Review**, v. 46, n. 7, p. 1323–1357, 1 jul. 2002.

FERREIRA, S. DE F. **Transgressão, norma social e crime: o papel da dissuasão social nas áreas mínimas comparáveis no Brasil (1991-2010)**. [s.l: s.n.].

GIRARD, R. **Mentira romântica e verdade romanesca**. São Paulo: É Realizações, 2009 [1961].

GODFREY, L. G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1293-1301, 1978.

Gujarati, D. N.; Porter D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HALL, S. G.; DIMILITRIOUS, A. **Applied econometrics: a modern approach. Revised Edition Palgrave Macmillian**, 2007.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 1029-1054, 1982.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 1251-1271, 1978.

HIRSHLEIFER, J. The dark side of the force: Western Economic Association International 1993 presidential address. **Economic Inquiry**, v. 32, n. 1, p. 1, 1994.

HOYOS, R. E.; SARAFIDIS, V. Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. **The stata journal**, v. 6, n. 4, p. 482-496, 2006.

Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 9 jun. 2024.

KABIRAJ, Pintu. Inequality and Caste-Based Crime in India. **Journal of Asian and African Studies**, 2023.

KELLY, M. Inequality and crime. **Review of economics and Statistics**, v. 82, n. 4, p. 530-539, 2000.

LOMBROSO, C. et al. **Criminal Man**. [s.l.] Duke University Press, 2006.

MARIANO, R. S. Fatores socioeconômicos da criminalidade no Estado de São Paulo: um enfoque da economia do crime. 6 maio 2010.

MERTON, R. K. Social Structure and Anomie. **American Sociological Review**, v. 3, n. 5, p. 672–682, 1938.

MILLÁN-VALENZUELA, H.; PÉREZ-ARCHUNDIA, E. Education, Poverty and Crime: Links of Violence in Mexico? **Convergencia**, v. 26, n. 80, ago. 2019.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. Disponível em: <<https://www.gov.br/saude/pt-br>>.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO E ASSISTÊNCIA SOCIAL, FAMÍLIA E COMBATE À FOME. 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/mds/pt-br/noticias-e-conteudos/desenvolvimento-social/noticias-desenvolvimento-social/mulheres-sao-protagonistas-do-bolsa-familia-com-83-4-dos-beneficios-em-seus-nomes>. Acesso em: 11 jan. 2025.

MJSP. Disponível em: <https://www.gov.br/mj/pt-br/copy_of_mjsp>. Acesso em: 9 jun. 2024.

OLIVEIRA, C. A. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. 2008.

PARETO, V. **Manuel d'économie politique**. Paris: V. Giard et E. Brière Libraires-Éditeurs, 1909. Disponível em: <<http://www.ecn.ulaval.ca/~pgon/hpe/documents/neoclassiques/Pareto.pdf>> Acesso em: 05 jun. 2024.

PATTERSON, E. B. Poverty, Income Inequality, and Community Crime Rates. **Criminology**, v. 29, n. 4, p. 755–776, 1991.

PEREIRA, R.; FERNANDEZ, J. C. A CRIMINALIDADE NA REGIÃO POLICIAL DA GRANDE SÃO PAULO SOB A ÓTICA DA ECONOMIA DO CRIME. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31, n. Suplemento Especial, p. 898–919, 30 jun. 2000.

PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. **Empirical economics**, v. 60, n. 1, p. 13-50, 2021.

Portal da Transparência do Governo Federal. Disponível em: <<https://portaldatransparencia.gov.br/>>. Acesso em: 21 mai. 2024.

RAIHER, A. P. Economic Crisis: Potential Effects on Criminality, Poverty and Mortality Rates -Brazilian Municipalities. **Economía, sociedad y territorio**, v. 22, n. 68, p. 237–264, abr. 2022.

REID, S. T. **Crime and criminology**. 12ª Ed. Oxford: Oxford University Press, 2008.

SECRETARIA DE SEGURANÇA PÚBLICA DE MINAS GERAIS. 2025. Disponível em: <http://www.seguranca.mg.gov.br/index.php/transparencia/dados-abertos>. Acesso em: 12 jan. 2025.

SHAPIRO, M. M. **Foundations of the market price system**. Lanham: University Press of America, 1985.

SHAW, C. R.; MCKAY, H. D. **Juvenile delinquency and urban areas**. Chicago, IL, US: University of Chicago Press, 1942. p. xxxii, 451

SOARES, L. S. A.; TEIXEIRA, E. C. Dependência econômica e violência doméstica conjugal no Brasil. 2022.

SONG, Z.; YAN, T.; JIANG, T. Poverty aversion or inequality aversion? The influencing factors of crime in China. **Journal of Applied Economics**, v. 23, n. 1, p. 679–708, 1 jan. 2020.

SUGIHARTI, L. et al. Criminality and Income Inequality in Indonesia. **Social Sciences**, v. 11, n. 3, p. 142, mar. 2022.

SUGIHARTI, L. et al. The Nexus between Crime Rates, Poverty, and Income Inequality: A Case Study of Indonesia. **Economies**, v. 11, n. 2, p. 62, fev. 2023.

TCEMG - TRIBUNAL DE CONTAS DO ESTADO DE MINAS GERAIS. 2025. Disponível em: <https://www.tce.mg.gov.br/>. Acesso em: 11 jan. 2025.

WIDYASTAMAN, P. A.; HARTONO, D. Economic inequality decomposition and spatial pattern of crime in Indonesia. **Papers in Applied Geography**, v. 8, n. 3, p. 268-281, 2022.

WILSON, J. Q.; KELLING, G. L. Broken windows. **Atlantic monthly**, v. 249, n. 3, p. 29-38, 1982.

Wooldridge, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2023.