

**CRIMINALIDADE EM ÁREAS DE FRONTEIRAS: O CASO DE MINAS GERAIS\***

**Lucas Siqueira de Castro<sup>1</sup>**

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Rural do Rio de Janeiro

E-mail: lucancastro@hotmail.com

**Eduardo Almeida<sup>2</sup>**

Professor Associado da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora

E-mail: edualmei@gmail.com

**RESUMO:** Nos últimos anos, a criminalidade tem se alastrado em todo o Brasil, sugerindo a hipótese de ter ocorrido uma convergência das taxas de crime. Minas Gerais, por sua vez, sofre influências dos estados vizinhos por meio de suas extensas fronteiras. O presente trabalho propõe analisar se o efeito de borda/beirada (*edge effect*) afeta a convergência nas taxas de crime entre Minas Gerais e os estados contíguos em nível microrregional para os anos de 1991 e 2010. Os resultados indicam que há convergência condicional das taxas de crime.

**Palavras-Chave:** Crime; Convergência; Econometria espacial; Minas Gerais.

**Classificação JEL:** C21; K42; R12.

**CRIME IN BORDER AREAS: THE CASE OF MINAS GERAIS**

**ABSTRACT:** In recent years, crime has spread throughout Brazil, suggesting the hypothesis of a convergence of crime rates. In turn, Minas Gerais is influenced by neighboring states through its vast borders. The present work aims to analyze if the edge effect affects the convergence of crime rates between Minas Gerais and its contiguous states at the microregional level for the years 1991 and 2010. The results indicate that there is a conditional convergence of crime rates for the state of Minas Gerais.

**Keywords:** Crime; Convergence; Spatial econometrics; Minas Gerais.

**JEL Codes:** C21; K42; R12.

---

<sup>1</sup> O autor agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), à Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e à Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ) pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa.

<sup>2</sup> O autor agradece à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig), ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa.

## 1. Introdução

Aspectos relacionados à criminalidade são tidos como um dos principais problemas contemporâneos, superando muitas vezes preocupações recorrentes como o desemprego, a inflação, a taxa de juros ou mesmo o montante pago de impostos (FAJNZYLBBER; LEDERMAN; LOAYZA, 1998).

Tais aspectos afetam perspectivas econômicas, limitando o crescimento e o desenvolvimento de nações, por meio da perda de capital humano (CARVALHO et al., 2007), entre outros fatores; políticas, no que concerne à ação governamental da alocação recursos entre setores; e sociais, no que diz respeito a alterações nas relações interpessoais, nos hábitos, na expectativa e na qualidade de vida dos indivíduos.

Dados mostraram que, a partir dos anos setenta, em países considerados industrializados, houve um aumento entre 300% e 400% nas taxas de criminalidade. Já na década de 1980, as taxas de homicídio registraram variações entre 50% e 100% em países pertencentes à América Latina, à Europa Oriental e à Ásia Central (FAJNZYLBBER; ARAÚJO JUNIOR, 2001).

Similar à tendência mundial, no Brasil, pode ser visto o aumento das taxas de criminalidade, envolvendo diferentes tipos de delitos (ADORNO, 2002). A taxa de homicídios por cem mil habitantes, por exemplo, registrou o valor médio de 20,78 em 1991, enquanto em 2010 o mesmo valor correspondeu a 26,28. Em duas décadas, houve um aumento de 26,48% dessa taxa (IPEA, 2017).

Justus e Santos Filho (2011) reforçam que, além do aumento das taxas de criminalidade em nível nacional, também é possível observar diferenças dessas taxas inter-regionalmente, o que sugere o “espalhamento” da atividade criminosa por todo o território brasileiro<sup>3</sup>.

A “interiorização” da criminalidade no Brasil também levanta hipóteses sobre a existência de convergência nas taxas de crimes<sup>4</sup>. Trabalhos como o de Scalco (2007), para Minas Gerais, Justus e Santos Filho (2011), para o Brasil, encontraram resultados que confirmam a existência desse fenômeno. Mesmo sendo um tema estudado, ainda existem respostas a serem dadas sobre os arranjos e comportamentos dos aspectos da convergência das taxas de crimes no Brasil, no tocante às áreas de divisa das unidades de agregação geográficas.

Entre os Estados brasileiros, Minas Gerais reúne algumas características que merecem atenção. Está localizado no Sudeste, região de maior dinamismo econômico do país, e por isso sofre com grandes índices de criminalidade; é o quarto maior estado em extensão territorial, contando com 586.521,24 km<sup>2</sup>; é o segundo estado mais populoso, possuindo 19.597.330 habitantes; é o estado que apresenta o maior número de municípios no país (853); e, ao longo de 4.727 km de perímetro, faz fronteira com outros seis estados, pertencentes a três regiões diferentes, a saber, Bahia, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Mato Grosso do Sul e Goiás (IBGE, 2017).

Por estar totalmente “cercado” e possuir suas capitais historicamente centralizadas (Mariana, Ouro Preto e Belo Horizonte), Minas Gerais vem sofrendo diferentes tipos de influências de outros estados, ao longo dos anos, em regiões de fronteira. O Rio de Janeiro, por exemplo, projeta-se na zona da mata mineira, da mesma forma que a Bahia projeta-se sobre o norte e o nordeste mineiros. São Paulo, por sua vez, influencia parte do triângulo mineiro e do sul de Minas Gerais. Já o Distrito Federal e Goiás influenciam a região noroeste mineira (IBGE, 2008).

Dado esse panorama, surge o problema de pesquisa: o efeito de borda/beirada (*edge effect*) também afeta a convergência nas taxas de crime? O objetivo geral deste trabalho é analisar a presença da convergência condicional nas taxas de crime em áreas de divisa territorial entre Minas Gerais e estados contíguos. Como hipótese, acredita-se que haja convergência espacial das taxas de crime, independentemente do custo de deslocamento da atividade criminosa.

Somada a esta introdução, o trabalho apresenta mais quatro seções. A segunda seção compõe uma discussão sobre aspectos da criminalidade e de convergência. Seguindo, tem-se a terceira seção

<sup>3</sup> Deve-se ter em mente que o aumento nas taxas de criminalidades é considerado em termos de média e não de maneira geral.

<sup>4</sup> Existindo convergência, não haveria estados ou municípios que apresentassem melhores ou piores condições para se viver, uma vez que os criminosos atuariam com o mesmo padrão por todo o país.

sobre a estratégia empírica e a fonte dos dados; a quarta seção apresenta a discussão dos resultados e, finalmente, a quinta seção aborda as considerações acerca do problema.

## 2. Criminalidade e convergência

A investigação sobre aspectos da criminalidade ligados à economia não é recente. Registros mostram que, no século XVIII, essa perspectiva foi trabalhada por Beccaria (1764) e Bentham (1789). Posteriormente, a mesma perspectiva foi identificada nos trabalhos de Fleisher (1963; 1966), Ehrlich (1967; 1973) e Becker (1968). A este último autor, principalmente, é atribuída a estruturação e o desenvolvimento do arcabouço teórico que impulsiona, até hoje, os estudos nesse campo da economia.

Em seu modelo, Becker (1968) estabelece a noção de crime como uma atividade racional de maximização de lucros, mesmo essa prática sendo ilegal. O ato criminoso decorreria de uma espécie de avaliação racional feita pelo indivíduo, comparando a sua utilidade, ou seja, os benefícios (retorno líquido monetário) e os custos esperados (valor da punição e possibilidade de detenção) pela prática do ato, com a mesma utilidade obtida pela alocação de tempo e esforço no mercado formal de trabalho.

Somada à teoria econômica do crime de Becker (1968), as teorias ecológicas do crime, de acordo com Kelly (2000), podem ser divididas em mais duas categorias, de acordo com o grau de influência: a teoria da anomia de Merton (1938) e a teoria da desorganização social de Shaw e McKay (1942). Resumidamente, a teoria da anomia centraliza a análise de pressões sociais na busca do sucesso econômico para o cometimento de crimes violentos. A teoria da desorganização social, por sua vez, considera as dissuasões sociais informais como indutoras à prática criminosa.

Mesmo apresentando o comportamento criminoso sobre diferentes perspectivas, essas teorias ecológicas devem ser consideradas complementares, pois tentam explicar a variabilidade dos índices de criminalidade com base em diferentes incentivos (positivos ou negativos), oferecidos pelos ambientes de vivência (KELLY, 2000).

Tendo como base a escolha racional inserida pela teoria de Becker (1968), Justus e Santos Filho (2011) formularam três propostas que associam a convergência de práticas criminosas a dois locais quaisquer no espaço geográfico, e que também podem ser aplicadas a regiões fronteiriças. Para tanto, os autores combinaram diferentes situações que avaliaram a probabilidade de condenação e o retorno monetário líquido das ações dos indivíduos, sendo este último fator determinado pelo ganho financeiro, pelo custo de planejamento e execução e pelo custo de oportunidade em detrimento do trabalho formal.

Como pressupostos, estabelece-se que, além da racionalidade dos indivíduos na escolha de seus atos, há também a perfeita mobilidade de fatores que influenciam a atividade criminosa entre regiões. A primeira proposta considera a mesma probabilidade de condenação, associada a diferentes retornos monetários líquidos entre as áreas contíguas. Tendo iguais chances de ser condenado, independentemente do local em que atue, será a diferença entre os retornos obtidos o elemento responsável por determinar o local de atuação do indivíduo. Nesse caso, quanto maiores a renda disponível e o grau de urbanização da localidade (facilidade para a interação entre criminosos), maiores serão as chances de escolha para a prática criminosa.

Já a segunda proposta relaciona retornos monetários líquidos iguais e probabilidade de condenações diferentes. Nessa situação, Justus e Santos Filho (2011) assumem que quanto mais urbanizada for a área menor será a chance de condenação, seja em virtude da maior facilidade de permanecer anônimo ou pela maior sobrecarga por que passam os agentes de segurança pública (polícias e judiciário), implicando na existência de taxas de sub-registros elevadas. Caso sejam feitos investimentos na segurança pública que resultem em menores taxas de sub-registros, a probabilidade de fracasso do indivíduo será maior, o que alterará a percepção sobre a atuação local. Por fim, a terceira proposta associa probabilidade de condenações e retornos líquidos diferentes. Nesse cenário, caberá ao criminoso ponderar a relação entre condenação e retorno em cada região para praticar crimes.

Extrapolando a análise dessas propostas para o Brasil, tem-se conhecimento de variações entre o crescimento da renda, o grau de urbanização e a efetividade da segurança pública, independentemente do nível de desagregação geográfica. Informações essas que poderiam explicar, em parte, as diferenças entre taxas de crescimento dos crimes em diversas localidades e possíveis processos de convergência existentes nessas taxas.

Na tentativa de mensurar a forma como se dão as avaliações racionais feitas pelos indivíduos (custos de oportunidade) para a prática criminosa, a literatura registrou variados estudos que testaram diferentes combinações entre métodos e variáveis do tipo socioeconômicas, demográficas, políticas e de segurança pública. Em sua grande maioria, esses estudos exploraram os condicionantes da criminalidade em seus países. Além dos trabalhos internacionais clássicos já supracitados, também existem estudos para o Brasil, a partir da década de 2000 (ANDRADE; LISBOA, 2000; FAJNZYLBER; ARAÚJO JUNIOR, 2001; SACHSIDA et al., 2010, entre outros).

No âmbito do enfoque deste trabalho, puderam ser encontrados estudos que diagnosticaram padrões espaciais nas taxas de crime em diferentes países (NELSON et al., 2001; POTCHAK et al., 2002; PEIXOTO, 2003; ALMEIDA et al., 2005; OLIVEIRA, 2008; ZAKARIA; RAHMAN, 2014; SASS et al., 2016), e outros que verificaram o transbordamento de crimes entre regiões de fronteiras, sejam essas bairros, municípios, estados ou países (MORENOFF; SAMPSON, 1997; MORENOFF et al., 2001; GUERETTE; CLARKE, 2005; CECCATO, 2007).

Tratando-se especificamente da questão da convergência<sup>5</sup> espacial da criminalidade, apenas dois trabalhos foram encontrados, até o momento, sendo que nenhum deles investigou a atuação criminosa entre divisas geográficas. Scalco (2007) averiguou se, nos municípios de Minas Gerais, entre os anos de 1986 e 2005, houve tendência de homogeneização (associada à convergência) das taxas de crimes. Justus e Santos Filho (2011) testaram a hipótese de convergência absoluta nas taxas de crimes entre as microrregiões brasileiras, no período de 1991 a 2005. Como resposta, os autores não rejeitaram a hipótese de convergência, resultado esse que se assemelha ao estabelecido por Scalco (2007).

Diferentemente dos demais estudos feitos, este trabalho analisará a hipótese de convergência condicional nas áreas de fronteira entre Minas Gerais e os estados contíguos. Entende-se que o rompimento das fronteiras estaduais atuaria com o primeiro passo para a homogeneização nacional do crime, percebida por Justus e Santos Filho (2011). Outro fator importante de análise seria confirmar se o custo de deslocamento da atividade criminosa entre estados faz com que não haja convergência nessas áreas.

### 3. Estratégia empírica

A estratégia empírica a ser seguida para avaliar a criminalidade em zonas de fronteira combinará técnicas de econometria espacial e modelos de convergência de renda tradicionais, como o de Baumol (1986), para a elaboração de um modelo de convergência condicional do crime. Com essa extensão, criam-se meios para controlar possíveis vieses associados à  $\beta$  convergência absoluta, como a omissão de variáveis relevantes, presentes em Scalco (2007) e Justus e Santos Filho (2011).

Além de mensurarem informações sobre áreas contíguas, os modelos espaciais também geram coeficientes de correlações parciais entre variáveis (dependente e controles). LeSage e Pace (2009), por sua vez, mostram que há possibilidade de dividir esses coeficientes em efeitos direto, indireto e total, desde que a dependência espacial seja observável, como em modelos dos tipos SAR e SDM.

Desta maneira, a subseção 3.1 apresentará a aplicação espacial para a análise de convergência das taxas de crime. A subseção 3.2 reunirá informações sobre a base de dados, bem como exibirá testes de autocorrelação espacial globais e locais que fundamentam a análise pretendida.

---

<sup>5</sup> Os primeiros registros de padrões de convergência pela literatura foram observados em estudos de crescimento econômico, com o enfoque na renda. Devido à simplicidade e coesão em sua construção, o modelo de Baumol (1986) já foi adaptado para diferentes tipos de análises, sendo uma delas para aspectos da criminalidade.

### 3.1. Análise da convergência

Neste trabalho, assume-se que a equação utilizada para a estimação da convergência das taxas de criminalidade seja uma variação da equação para a convergência de renda construída por Baumol (1986), com a inclusão das *dummies* de fronteira e das variáveis de controle dos determinantes da criminalidade:

$$\ln\left(\frac{TXCRI_{2010}}{TXCRI_{1991}}\right) = \alpha + \rho W \ln\left(\frac{TXCRI_{2010}}{TXCRI_{1991}}\right) + \beta \ln(TXCRI_{1991}) + \theta DF_i + \gamma \ln(X_{2010}) + u_i \quad (1)$$

em que:  $\ln\left(\frac{TXCRI_{2010}}{TXCRI_{1991}}\right)$  é o logaritmo natural da razão entre as taxas de criminalidade no intervalo de análise;  $W \ln\left(\frac{TXCRI_{2010}}{TXCRI_{1991}}\right)$  é a defasagem espacial da variável dependente, ao passo que  $\rho$  é o parâmetro espacial;  $\ln(TXCRI_{1991})$  é o logaritmo natural da taxa de criminalidade no período inicial de análise e  $\beta$  é o seu parâmetro (correspondente à convergência geral);  $DF_i$  é um vetor composto pela interação entre a variável  $\ln(TXCRI_{1991})$  e variáveis *dummies* que determinarão as áreas de divisa territorial (correspondente à convergência nas fronteiras).  $\theta$  é o vetor de parâmetros responsável por mensurar os efeitos dessas variáveis;  $X$  é uma matriz formada por variáveis de controle associadas aos determinantes da criminalidade, sendo  $\gamma$  a matriz de parâmetros relacionado; e  $u_i$  é o termo de erro aleatório.

As hipóteses de  $\beta$  convergência absoluta e condicional podem ser testadas por meio da Equação (1). Segundo Johnson e Takeyama (2003), quando  $\alpha$  e  $\beta$  forem iguais para as microrregiões, ao mesmo tempo em que  $\theta$  e  $\gamma$  forem iguais a zero, um coeficiente negativo estimado para  $TXCRI_{1991}$  implicaria na convergência absoluta da taxa de crime entre todas as microrregiões. Em outras palavras, microrregiões possuidoras de taxas de crimes inicialmente maiores imprimiriam menores crescimentos dessas taxas, quando comparados às microrregiões com taxas de crimes menores, e, com o avançar dos anos, haveria uma tendência à equalização de ambas as taxas de crimes. Além disso, a defasagem espacial da variável dependente procura captar os transbordamentos das mudanças nas taxas de crime, tais como deslocamentos espaciais de crime ou efeitos de pares entre criminosos.<sup>6</sup>

Por outro lado, com  $\theta$  e  $\gamma$  diferentes de zero e  $\beta$  apresentando coeficiente negativo, a convergência da taxa de crime seria do tipo condicional. Nesse caso, as diferenças na criminalidade das microrregiões investigadas, no longo prazo, ocorrem em virtude das características estruturais.

### 3.2. Fonte e tratamento dos dados

Este trabalho utiliza como *proxy* para a taxa de crimes a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Os dados foram obtidos por meio do Sistema DATASUS, responsável por compilar informações das atividades do Sistema Único de Saúde (SUS) brasileiro, órgão ligado ao Ministério da Saúde.

A taxa de homicídios é comumente utilizada com *proxy* para a taxa de crimes por apresentar uma menor taxa de sub-registro, minimizando, assim, possíveis vieses de erro de medida. Outro fator a favor de seu uso é a maior disponibilidade temporal da série (JUSTUS E KASSOUF, 2008; JUSTUS E SANTOS FILHO, 2011)<sup>7</sup>.

Para avaliar a possível convergência das taxas de crime nas áreas de divisa de Minas Gerais, a variável de  $TXCRI_{1991}$  foi interagida com *dummies* para cada um dos seis estados fronteiriços (mantendo Mato Grosso do Sul como base): DFBA – *Dummy* Fronteira Bahia, DFES – *Dummy*

<sup>6</sup> Maiores informações sobre modelos espaciais encontram-se em Anselin (1988) e Almeida (2012).

<sup>7</sup> Entende-se que as motivações de crimes contra pessoas e crimes contra propriedades são diferentes. Todavia, a taxa de sub-registro entre os estados brasileiros para crimes contra a propriedade é consideravelmente elevada, o que dificulta analisá-la.

Fronteira Espírito Santo, DFRJ – *Dummy* Fronteira Rio de Janeiro, DFSP – *Dummy* Fronteira São Paulo, DFMS – *Dummy* Fronteira Mato Grosso do Sul e DFGO – *Dummy* Fronteira Goiás.

A escolha das variáveis independentes foi feita com base nos determinantes teóricos da criminalidade, amplamente já discutidos em estudos empíricos e associados à disponibilidade de dados em função da desagregação geográfica e do tempo. Desse modo, os fatores considerados na análise são, a saber, densidade demográfica, taxa de urbanização, renda *per capita*, nível de escolaridade, desocupação, índice de Gini (desigualdade), pobreza e porcentagem de homens entre 15 e 24 anos na população. Mais informações como sinais esperados, unidades de medida, arcabouço teórico/empírico e fonte estão inseridas no Quadro 1.

**Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas**

Variável	Tipo de Variável	Sinal Esperado	Unidades de Medida	Arcabouço Teórico/Empírico	Fonte
Taxa Crime	Dependente		Número de homicídios por cem mil habitantes de 2010/ Número de homicídios por cem mil habitantes de 1991	Becker (1968); Ehrlich (1973)	DataSUS
Crime 91	Controle	-	Número de homicídios por cem mil habitantes de 1991	Adaptado de Baumol (1986)	DataSUS
Densidade	Controle	+	População total/Área geográfica publicada nos Censos em km <sup>2</sup>	Glaeser e Sacerdote (1999); Kelly (2000)	Censo/IBGE
Urbanização	Controle	+	População urbana/População total	Glaeser e Sacerdote (1999); Kelly (2000)	Censo/IBGE
Renda <i>per capita</i>	Controle	+	Total da renda/População total	Becker (1968); Ehrlich (1973)	Censo/IBGE
Escolaridade	Controle	-	Porcentagem de indivíduos 18 anos ou mais com fundamental completo na população total	Becker (1968)	Censo/IBGE
Desocupação	Controle	+	Percentual da PEA com 18 anos ou mais desocupada	Becker (1968); Ehrlich (1973); Merton (1938)	Censo/IBGE
Gini	Controle	+	Índice de Gini	Ehrlich (1973); Kelly (2000)	Censo/IBGE
Pobreza	Controle	+	Percentual de pobres na população total	Ehrlich (1973); Kelly (2000)	Censo/IBGE
Jovens	Controle	+	Porcentagem de homens entre 15 e 24 anos na população	Graham e Bowling (1995); Thornberry (1996); Flood-Page et al. (2000)	Censo/IBGE
DF	Interesse	-	Interação entre o número de homicídios por cem mil habitantes de 1991 e <i>dummies</i> de Fronteira entre as microrregiões de MG e os demais Estados	-	Elaboração própria com base no IBGE

Fonte: Elaborado pelo autor.

Neste estudo, optou-se por trabalhar com os dados em nível microrregional. A razão para tal escolha está associada ao intervalo de tempo da série temporal. No período analítico proposto, de 20 anos (1991 a 2010), pode-se observar o desmembramento/emancipação de vários municípios nesses seis estados, o que dificultaria a obtenção de dados em nível municipal.

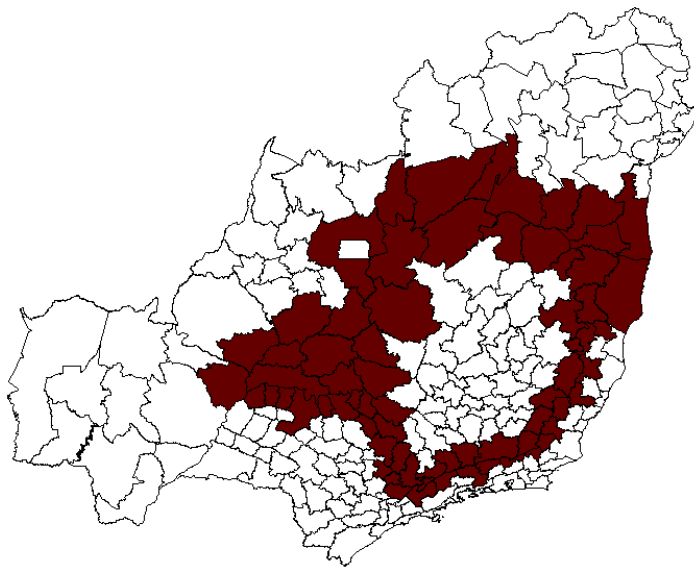
Uma das alternativas normalmente levantadas pela literatura em contraposição ao desmembramento/emancipação de municípios seria a utilização de Áreas Mínimas Comparáveis (AMC). Todavia, entende-se que, mesmo com a divisão territorial de alguns municípios, as novas formações acabariam por pertencer à mesma microrregião, daí a opção por esse tipo de agregação.

Outro motivo pela escolha de agregação geográfica microrregional está associada à própria minimização da taxa de sub-registro. Investigando a base de dados em nível municipal, pôde ser

observada a ausência de dados para alguns municípios, o que implicaria em perdas de observações com a utilização das AMC.

Ao todo, foram coletados dados de crime para 221 microrregiões, sendo 66 pertencentes a Minas Gerais, 32 ao Estado da Bahia, 13 ao Espírito Santo, 18 ao Rio de Janeiro, 63 a São Paulo, 11 a Mato Grosso do Sul e 18 a Goiás. A Figura 1 relaciona espacialmente essas 221 microrregiões, bem como destaca as áreas que fazem fronteira.

**Figura 1 – Representação espacial das microrregiões de Minas Gerais, Bahia, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Mato Grosso do Sul e Goiás, destacando as que fazem fronteira entre Minas Gerais e os demais estados**



Fonte: Elaborado pelo autor.

Abordando o intervalo temporal investigado, foram coletados dados para os anos de 1991 e 2010<sup>8</sup>. Esse período registrou a mudança de regime político da ditadura militar para a democracia, com a criação da nova constituição em 1988; a “escalada” dos números sobre a violência letal no país; a intervenção de grupos armados no controle territorial de favelas e periferias; as crises na segurança pública; e as respostas dos governos (estaduais e nacional) como, por exemplo, a criação de projetos de prevenção social da criminalidade em Minas Gerais (Fica Vivo) e em São Paulo (InfoCrim), e das Unidades de Polícia Pacificadoras (UPPs), no Rio de Janeiro (RODRIGUES, 2014; WAISELFISZ, 2016).

Em função de se trabalhar na análise com período de tempo (1991 a 2010), foi calculado o *I* de Moran Diferencial Global. Esse novo teste investiga a existência de autocorrelação espacial em mudanças que ocorrem ao longo de períodos pré-determinados no tempo (ANSELIN, 2016)<sup>9</sup>, conforme expresso:

$$I = \frac{n \ z'Wz}{S_0 \ z'z} \quad (2)$$

em que *n* é o número de regiões; *z* representa os valores da variável de interesse, agora em primeiras diferenças ( $Y_{it} - Y_{i(t-1)}$ ), padronizada; e  $Wz$  são os valores médios da variável de interesse, em primeiras diferenças ( $Y_{jt} - Y_{j(t-1)}$ ), padronizada nos vizinhos (ponderada pela matriz espacial *W*).

<sup>8</sup> A opção por este período envolve também a disponibilidade de dados, em razão das variáveis de controle serem datadas apenas pelos Censos demográficos.

<sup>9</sup> Entende-se que o *I* de Moran diferencial seja mais adequado para investigar a presença da convergência nas taxas de criminalidade no período de tempo proposto.

A Tabela 1 mostra que os p-valores foram estatisticamente significativos a 1%, indicando a presença de padrões espaciais no período explorado para todas as variáveis nos estados selecionados.

**Tabela 1 – Estatística I de Moran Diferencial Global**

Matriz	Variável	Valor	Média	Desvio Padrão	Z	P-valor
k-3	Taxa Crime	0,5493	-0,0050	0,0484	11,4452	0,0010***
k-4	Densidade Demográfica	0,5934	-0,0063	0,0403	14,8979	0,0010***
k-2	Urbanização	0,5221	-0,0054	0,0595	8,8632	0,0010***
Torre	Renda <i>per capita</i>	0,6411	-0,0066	0,0409	15,8447	0,0010***
k-2	Escolaridade	0,6254	-0,0029	0,0577	10,8928	0,0010***
k-2	Desocupados	0,4948	-0,0027	0,0609	8,1700	0,0010***
k-2	Gini	0,5513	-0,0066	0,0620	9,0025	0,0010***
k-2	Pobreza	0,8572	-0,0048	0,0613	14,0658	0,0010***
k-2	Jovens	0,5858	-0,0068	0,0621	9,5365	0,0010***

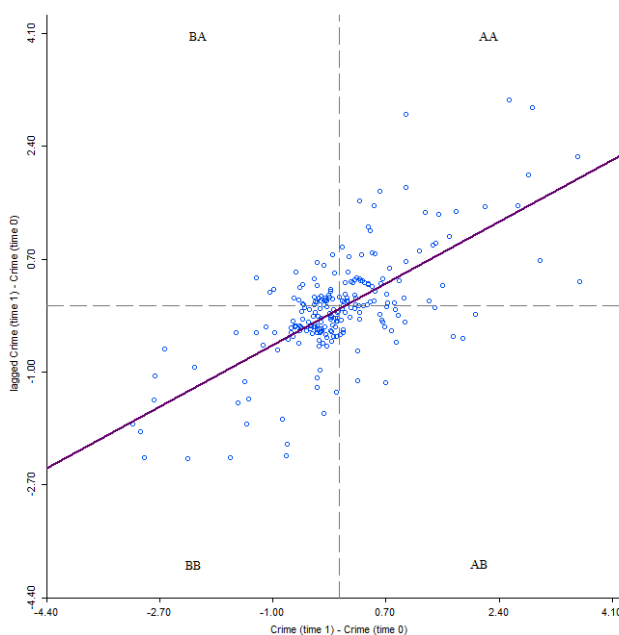
Nota: \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A evidência de que os coeficientes apresentam sinais positivos indica autocorrelação espacial positiva, ou seja, representa um padrão de concentração espacial. Esse padrão de concentração espacial pode ser observado com a ajuda do diagrama de dispersão diferencial de Moran para a taxa de criminalidade.

Como pode ser visto pela Figura 2, o diagrama é dividido em quatro quadrantes (alto-alto, baixo-baixo, alto-baixo e baixo-alto). Pela disposição das observações, tem-se que a maioria das microrregiões localizou-se nos quadrantes AA (30%) e BB (42%). Nesse caso, microrregiões com altas taxas de homicídios fazem fronteira com outras que apresentam taxas semelhantes (quadrante AA), ao passo que microrregiões que apresentam baixas taxas de homicídios igualmente são vizinhas de agregações geográficas com o mesmo perfil (quadrante BB).

**Figura 2 – Diagrama de Dispersão Diferencial de Moran da taxa de homicídios por cem mil habitantes para as microrregiões de Minas Gerais e dos estados fronteiriços, entre os anos de 1991 e 2010**

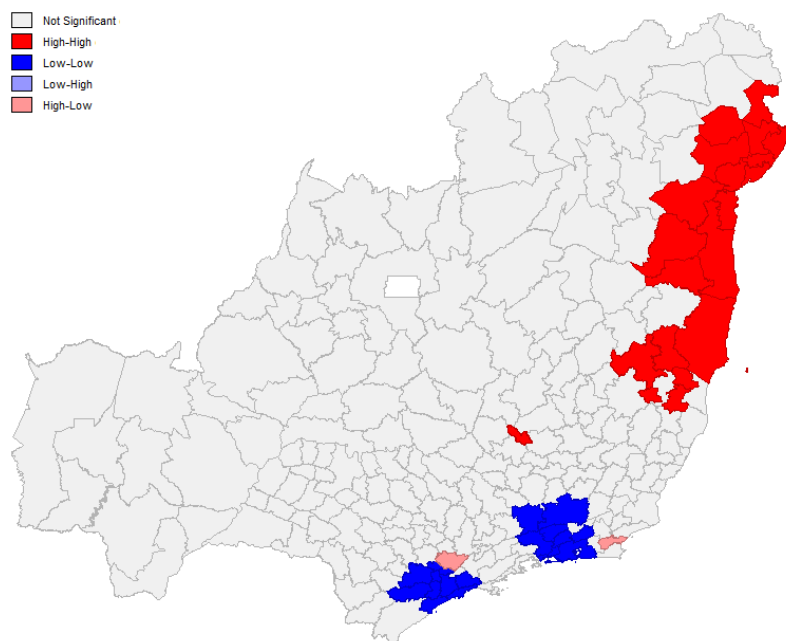


Fonte: Elaborado pelo autor.



O *I* de Moran diferencial também pode ser aplicado localmente, por meio dos mapas Lisa. A Figura 3 indica que, para a taxa de homicídios entre 1991 e 2010, três foram os *clusters* formados ao longo desse período. Dois do tipo baixo-baixo: o primeiro com áreas do litoral, do interior e da região metropolitana de São Paulo (Itanhaém, Santos, Moji das Cruzes, São Paulo, Itapeperica da Serra, Piedade, Sorocaba, Jundiaí, Osasco e Franco da Rocha); e o segundo estruturado com base em microrregiões do Rio de Janeiro (Rio de Janeiro, Itaguaí, Vale do Paraíba Fluminense, Vassouras, Serrana, Barra do Piraí) e de Minas Gerais (Juiz de Fora e Andrelândia).

**Figura 3 – Mapa de *Cluster* Diferencial da taxa de homicídios por cem mil habitantes para as microrregiões de Minas Gerais e dos estados fronteiriços, entre os anos de 1991 e 2010**



Fonte: Elaborado pelo autor.

E um terceiro *cluster* do tipo alto-alto, envolvendo microrregiões dos estados de Minas Gerais (Mantena, Teófilo Otoni e Nanuque), Espírito Santo (Montanha e Nova Venécia) e Bahia (Porto Seguro, Ilhéus-Itabuna, Itapetinga, Vitória da Conquista, Jequié, Valença, Santo Antônio de Jesus, Salvador, Catu, Entre Rios, Feira de Santana, Serrinha, Alagoinhas e Ribeira de Pombal). Além de constatarem a existência da autocorrelação espacial em nível local, o *cluster* do tipo alto-alto e o segundo *cluster* do tipo baixo-baixo também fornecem indícios sobre convergência das taxas de crime em áreas de fronteiras estaduais.

Por fim, buscando verificar presença de autocorrelação espacial na interação criada com as variáveis qualitativas binárias, foi feito o teste de Moral global padrão<sup>10</sup>, Tabela 2. Os resultados exploratórios indicaram um comportamento semelhante para as *dummies* de fronteira, exceto para a do Mato Grosso do Sul, cujo coeficiente não foi estatisticamente significativo<sup>11</sup>.

<sup>10</sup> Neste caso, como a interação foi feita entre as *dummies* de fronteira e a taxa de criminalidade do ano de 1991, não foi possível aplicar o *I* de Moran diferencial.

<sup>11</sup> Considera-se esta ausência de significância ao fato do Mato Grosso do Sul possuir apenas uma microrregião que faz divisa com Minas Gerais.

**Tabela 2 – Estatística I de Moran Global para a interação das dummies de fronteira**

Matriz	Variável	Valor	Média	Desvio Padrão	Z	P-valor
k-3	DFBA	0,4595	-0,0050	0,0511	9,0733	0,0000***
k-8	DFES	0,4874	-0,0050	0,0315	15,5988	0,0000***
k-2	DFRJ	0,4103	-0,0050	0,0615	6,7446	0,0000***
k-2	DFSP	0,5362	-0,0050	0,0615	8,7914	0,0000***
k-6	DFMS	-0,0091	-0,0050	0,0365	-0,1242	0,9011
k-7	DFGO	0,3632	-0,0050	0,0338	10,8786	0,0000***

Nota: DFBA – *Dummy* Fronteira Bahia, DFES – *Dummy* Fronteira Espírito Santo, DFRJ – *Dummy* Fronteira Rio de Janeiro, DFSP – *Dummy* Fronteira São Paulo, DFMS – *Dummy* Fronteira Mato Grosso do Sul, e DFGO – *Dummy* Fronteira Goiás. \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Pode-se concluir, com isso, que somadas as demais variáveis, as taxas de homicídios nas microrregiões fronteiriças de Minas Gerais com os demais estados, excluindo o Mato Grosso do Sul, apresentaram concentração espacial.

#### 4. Resultados e discussões

A etapa inicial de análise consiste em estimações por mínimos quadrados ordinários. Para comparação com resultados existentes na literatura, a Tabela 3 também apresenta outros dois modelos que serviram como base para a definição do modelo de interesse: o primeiro contando apenas com a  $\beta$  convergência absoluta; o segundo, com a  $\beta$  convergência condicionada pelos determinantes da criminalidade; e o terceiro, com as variáveis de interesse, ou seja, a interação feita com as *dummies* de fronteira na análise da  $\beta$  convergência condicional.

**Tabela 3 – Estimação dos modelos por MQO**

Variáveis	MQO		
Constante	+***	+	+
Crime 91	-0,5365*** (0,0490)	-0,5731*** (0,0622)	-0,6137*** (0,0646)
Controles	Não	Sim	Sim
DFBA	.	.	-0,0318 (0,1031)
DFES	.	.	0,2098*** (0,0801)
DFRJ	.	.	-0,1507* (0,0868)
DFSP	.	.	-0,0234 (0,0764)
DFGO	.	.	0,1374 (0,0905)
<b>Estatísticas de Testes dos Modelos</b>			
R <sup>2</sup>	0,3538	0,4728	0,5035
AIC	74,0600	80,3890	77,1170
Koenker-Bassett	29,9400	21,0440	22,8900
p-valor	0,0836*	0,0125**	0,0621*
ML <sub>p</sub>	51,8430	19,2090	17,3980
p-valor	0,0000***	0,0000***	0,0000***
ML $\lambda$	75,7090	34,7630	25,2970
p-valor	0,0000***	0,0000***	0,0000***
Matriz	Rainha	Rainha	Rainha

Nota: <sup>1</sup> DFBA – *Dummy* Fronteira Bahia, DFES – *Dummy* Fronteira Espírito Santo, DFRJ – *Dummy* Fronteira Rio de Janeiro, DFSP – *Dummy* Fronteira São Paulo, DFMS – *Dummy* Fronteira Mato Grosso do Sul, e DFGO – *Dummy* Fronteira Goiás. <sup>2</sup> Desvio Padrão entre parênteses. \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.  
Fonte: Elaborado pelo autor.

Pela segunda coluna da Tabela 3, percebe-se que o coeficiente da  $\beta$  convergência absoluta foi estatisticamente significativo, de maneira semelhante aos resultados de Justus e Santos Filho (2011) e Scalco (2007). A terceira coluna mostra que a inclusão de variáveis condicionantes do crime corrigiu o coeficiente  $\beta$ , agora de convergência condicional, indicando uma subestimação feita pelo primeiro modelo. Resultado esse corroborado pela inserção das *dummies* de fronteira, quarta coluna, dentre as quais apenas Rio de Janeiro e Espírito Santo mostram significância estatística.

Todavia, após a realização de testes de diagnóstico, pode ser visto que os resíduos dos modelos apresentaram, além da heterocedasticidade, evidências de autocorrelação espacial. O modelo espacial SAR foi escolhido por conseguir captar os transbordamentos do crime, como justificado na estratégia empírica.

A Tabela 4 mostra que a escolha repousou no modelo do tipo SAR, capaz de controlar a dependência espacial. Além do controle espacial, a estimação também contou com correções acerca da heterocedasticidade, por intermédio da matriz de variância e covariância robusta de White.

**Tabela 4 – Estimação do modelo com controles espaciais, heterocedásticos e seus efeitos**

Variáveis	SAR	Efeitos		
		Direto	Indireto	Total
Constante	-	-	-	-
Crime 91	-0,5181*** (0,0635)	-0,5181*** (-7,9664)	0,0006 (-0,0238)	-0,5174*** (-7,0798)
Controles	Sim	-	-	-
DFBA	-0,0296 (0,0875)	-0,0296 (-0,3950)	0,0000 (-0,0664)	-0,0296 (-0,3945)
DFES	0,1766** (0,0709)	0,1766** (2,5229)	-0,0002 (0,0667)	0,1764** (2,3957)
DFRJ	-0,1380* (0,0822)	-0,1380* (-1,7327)	0,0002 (-0,0892)	-0,1379* (-1,6746)
DFSP	-0,0237 (0,0648)	-0,0237 (-0,2003)	0,0000 (-0,0409)	-0,0237 (-0,1992)
DFGO	0,1048 (0,0851)	0,1048 (1,0699)	-0,0001 (0,0384)	0,1046 (1,0727)
W Taxa Crime	0,4527*** (0,1095)	-	-	-

Nota: <sup>1</sup> DFBA – *Dummy* Fronteira Bahia, DFES – *Dummy* Fronteira Espírito Santo, DFRJ – *Dummy* Fronteira Rio de Janeiro, DFSP – *Dummy* Fronteira São Paulo, DFMS – *Dummy* Fronteira Mato Grosso do Sul, e DFGO – *Dummy* Fronteira Goiás. <sup>2</sup> Desvio padrão e estatística z entre parênteses. \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

Fonte: Elaborado pelo autor.

O modelo SAR indicou padrão de convergência para todas as localidades. Os coeficientes das interações feitas com as variáveis *dummies* de fronteira, por sua vez, foram estatisticamente significativos apenas para os estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo. Em ambos os estados observaram-se movimentos de convergência da taxa de crime, seja em maior ou menor intensidade do que a média geral. Pode ser percebido também que esses coeficientes apresentaram alterações em suas magnitudes, indicando uma superestimação dos impactos no modelo de MQO (quarta coluna da Tabela 3).

Levando em conta os transbordamentos espaciais existentes nas áreas fronteiriças entre Minas Gerais e Rio de Janeiro, a magnitude da convergência da taxa de crime foi de -0,6553. Por sua vez, a taxa de convergência entre Minas Gerais e Espírito Santo, considerando o efeito total, apresentou valor de -0,3410.<sup>12</sup>

<sup>12</sup> A divisão dos coeficientes do modelo SAR, neste caso, mostrou a composição do efeito total sendo estabelecida apenas pelo efeito direto, tanto para DFRJ como para DFES.

Confirmada a convergência, acredita-se que pela racionalidade do indivíduo traçada por Becker (1968) e condicionada por Justus e Santos Filho (2011), os criminosos atuariam com o mesmo padrão por todas as áreas de fronteiras, convergindo de maneira mais intensa entre MG/RJ e de forma menos intensa entre MG/ES. Primeiro, em função do código penal brasileiro ser único para todos os estados do país (BRASIL, 1988), gerando a mesma chance de condenação. Segundo, pela tendência a equalização das taxas de urbanização: em 1991, a diferença era de aproximadamente 6,5% entre as microrregiões de divisa entre Minas Gerais e Rio de Janeiro, pendendo para as microrregiões fluminenses, ao passo que em 2010 essa diferença caiu para 5%. No que diz respeito à fronteira MG/ES, em 1991 a diferença foi de aproximadamente 15%, pendendo para as microrregiões mineiras, sendo que em 2010, o mesmo cálculo apresentou valor aproximado de 7,5% (IBGE, 2017).

O caráter acentuado de convergência registrado nas zonas de fronteira entre Minas Gerais e Rio de Janeiro pode ser associado, historicamente, à grande influência socioeconômica do segundo estado sobretudo na zona da mata mineira. Prado Jr. (1994) associa o povoamento da região mineira como reflexo da atividade mineradora, século XVIII, servindo como entreposto no transporte do ouro para o estado fluminense, pelo “Caminho Novo”. Visão essa também aceita por Ellis (1961), que destaca o atual município de Matias Barbosa como um importante centro de registro e abastecimento, à época, para o controle das entradas e saídas da região mineradora.

A região seguiu como importante fonte de acesso aos portos fluminenses para as atividades agropecuárias, centradas nas exportações de café, fumo e cachaça no século XIX. Outro exemplo de influência pode ser visto na cidade de Juiz de Fora, que já foi candidata à capital do estado, perdendo o posto para Belo Horizonte, justamente devido à proximidade com o Rio de Janeiro (DUARTE, 2014). Atualmente, a principal via de acesso entre os estados é a BR 040, que conecta as cidades de Belo Horizonte e do Rio de Janeiro.

Somado ao fator histórico, o ano de 2008 foi marcado pela implementação das Unidades de Polícia Pacificadoras (UPPs) no Rio de Janeiro. O programa desenvolvido e coordenado pela Subsecretaria de Planejamento e Integração Operacional do estado fluminense conta com parcerias entre os governos municipal, estadual e federal, além de indivíduos da sociedade civil, visando à recuperação de comunidades subjugadas pelo tráfico de drogas (UPPRJ, 2017). Esse esforço coletivo realizado no Rio de Janeiro, para o controle da criminalidade, pode ter atuado como uma das razões para o deslocamento das atividades criminosas do estado para áreas de divisa com Minas Gerais.

De posse desses resultados, viu-se que o custo de deslocamento não agiu como impedimento da prática criminosa, diferentemente do que pregava a literatura. Espera-se que haja um maior incentivo aos municípios pertencentes às microrregiões de fronteira, bem como aos estados, a agirem de forma conjunta, para tentar reduzir as formas de estímulos aos agentes criminosos. Acordos de cooperação, redução dos tramites burocráticos ou mesmo investimento em tecnologias, como câmeras, são exemplos de medidas que podem atuar de maneira significativa no cálculo da utilidade do indivíduo ao cometer o crime.

## 5. Considerações finais

Este artigo buscou capturar a existência de processos de convergência nas taxas de crimes de microrregiões que fazem fronteira entre Minas Gerais e os demais estados contíguos. Para tanto, combinaram-se técnicas de econometria espacial e modelos de convergência tradicionais, com a finalidade de elaborar um modelo de convergência condicional. Dada essa extensão, criam-se meios para controlar vieses associados à  $\beta$  convergência absoluta, como a omissão de variáveis relevantes, presentes na literatura deste tema.

Os indícios levantados pelos diagnósticos diferenciais, global e local, de Moran foram confirmados, ou seja, a utilização da técnica intertemporal mostrou-se relevante. A hipótese estabelecida não foi descartada, os resultados forneceram evidências sobre a convergência da criminalidade, mostrando que o custo de deslocamento não agiu como impedimento da prática criminosa ou mesmo interferiu na racionalidade dos indivíduos.

Pode-se dizer que as áreas de fronteira entre Minas Gerais e Rio de Janeiro estão convergindo para a média, com taxas consideradas elevadas, ao passo que, na divisa entre Minas Gerais e Espírito Santo, a convergência ocorre, em média, de maneira menos acentuada. A disparidade existente em relação à criminalidade, nesse contexto, tende a diminuir com o tempo, ou seja, microrregiões consideradas menos violentas tendem a ficar mais violentas, alcançando as que possuem maiores taxas de crimes. Para frear esse processo, cabe aos governos, municipais e estaduais, investirem em ações conjuntas que possam reduzir estímulos à prática criminal na região.

Extensões futuras podem trabalhar, a princípio, com a aplicação da  $\beta$  convergência condicional da criminalidade de três maneiras distintas: incluindo variáveis de segurança pública, exemplificadas pelo efetivo da força policial. Até o momento da elaboração deste trabalho, obteve-se acesso apenas aos dados de Minas Gerais; pode-se expandir a investigação da criminalidade para todas as áreas de fronteira entre os estados brasileiros; ou, dependendo da disponibilidade de dados, investigar a relação com fronteiras internacionais brasileiras.

## Referências

- ADORNO, S. Crime e violência na sociedade brasileira contemporânea. *Jornal de Psicologia*, n. Junho, p. 7-8, 2002.
- ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas, SP: Editora Alínea, 2012.
- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: An explanatory analysis. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 1, p. 39–55, 2005.
- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Desesperança de Vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo no período 1981/97. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e Pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2000. p. 347-384.
- ANSELIN, L. *GeoDa™ 1.8.14 User's Guide*. Center for Spatial Data Science, University of Chicago, 2016.
- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergency, and welfare: What the long-run show. *American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.
- BECCARIA, C. *On Crimes and Punishments*, Bobbs-Merril, Indianapolis, (1963 [1764]).
- BECKER, G. Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.
- BENTHAM, J. *An Introduction to the Principles of Morals and Legislation*, Athlone Press, London, (1970 [1789]).
- BRASIL. *Constituição da República Federativa do Brasil*. Brasília: Senado Federal, Centro Gráfico, 1988. 292 p.
- CARVALHO, A. X.; CERQUEIRA, D. R. C.; RODRIGUES, R. I.; LOBÃO, W. J. A. *Custos das mortes por causas externas no Brasil*. Brasília, IPEA, 2007. (Texto de discussão 1268)
- CECCATO, V. Crime Dynamics at Lithuanian Borders. *European Journal of Criminology*, v. 4, n. 2, p. 131-160, 2007.
- DUARTE, F. M. Uma composição historiográfica para Juiz de Fora: leituras escolhidas (1958-2012). *Revista de História Econômica & Economia Regional Aplicada*, v. 10, n. 16, p. 72-98, 2014.
- EHRlich, I. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, p. 521-565, 1973.

- EHRlich, I. *The supply of illegitimate activities*. Unpublished manuscript. New York: Columbia University, 1967.
- ELLIS, M. *Contribuição ao estudo do abastecimento das áreas mineradoras do Brasil no século XVIII*. Rio de Janeiro: Ministério da Educação, 1961. p. 35.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. *Determinants of Crime Rates in Latin America and the World*. Viewpoints. Washington, DC: The World Bank, 1998.
- FAJNZYLBER, P.; ARAUJO JUNIOR, A. F. Violência e Criminalidade. In: LISBOA, M. B., MENEZES-FILHO, N. A. (Orgs.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa, p. 333-394, 2001.
- FLEISHER, B. M. The effect of income on delinquency. *The American Economic Review*, v. 61, n. 1, p. 118–137, 1966.
- FLEISHER, B. M. The effect of unemployment on juvenile delinquency. *The Journal of Political Economy*, v. 71, n. 6, p. 543–555, 1963.
- FLOOD-PAGE, C.; CAMPBELL, S.; HARRINGTON, V.; MILLER, J. *Youth crime: findings from the 1998/99 youth lifestyles survey*. Home Office Research, Development and Statistics Directorate Crime and Criminal Justice Unit, United Kingdom, 2000. Home Office Research Study 209, 2000.
- GLAESER, E.; SACERDOTE, B. Why is There More Crimes in Cities. *Journal of Political Economy*, v. 107, n. 6, p. 225-258, 1999.
- GRAHAM, J.; BOWLING, B. *Young people and crime*. United Kingdom: Great Britain Home Office. Research and statistics Dept., 1995.
- GUERETTE, R. T.; CLARKE, R. V. Border Enforcement, Organized Crime, and Deaths of Smuggled Imigrants on the United States – Mexico Border. *European Journal on Criminal Policy and Research*, v. 11, n. 2, p. 159-174, 2005.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Estados, 2017*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/estadosat/perfil.php?sigla=mg>>. Acesso em: 09 jan. 2017.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Regiões de Influências das Cidades: 2007*. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Ipeadata, 2017*. Disponível em: <[ipeadata.gov.br](http://ipeadata.gov.br)>. Acesso em: 09 jan. 2017.
- JOHNSON, P.; TAKEYAMA, L. *Convergence among the US States: absolute, conditional or club?* Poughkeepsie: Department of Economics Vassar College, 2003. (Working paper series, n. 50)
- JUSTUS, M.; KASSOUF, A. L. Estudos Econômicos das Causas da Criminalidade no Brasil: Evidências e Controvérsias. *Economia*, v. 9, n. 2, p. 343-372, 2008.
- JUSTUS, M.; SANTOS FILHO, J. I. Convergência nas taxas de crimes no território brasileiro. *Economia*, v. 12, n. 1, p. 131-147, 2011.
- KELLY, M. Inequality and crime. *The Review of Economics and Statistics*, v. 82, n. 4, p. 530-539, 2000.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press, 2009.
- MERTON, R. K. Social Structure and Anomie. *American Sociological Review*, v. 3, n. 5, p. 672-682, 1938.
- MORENOFF, J. D.; SAMPSON, R. J. Violent Crime and the Spatial Dynamics of Neighborhood Transition: Chicago, 1970-1990. *Social Forces*, v. 76, n. 1, p. 31-64, 1997.

- MORENOFF, J. D.; SAMPSON, R. J.; RAUDENBUSH, S. W. Neighborhood Inequality, Collective Efficacy, and Spatial Dynamics of Urban Violence. *Criminology*, v. 39, n. 3, p. 517-560, 2001.
- NELSON, A. L.; BROMLEY, R. D. F.; THOMAS, C. J. Identifying micro-spatial and temporal patterns of violent crime and disorder in the British city center. *Applied Geography*, v. 21, n. 3, p. 247-274, 2001.
- OLIVEIRA, C. A. Análise Espacial da Criminalidade no Rio Grande do Sul. *Revista de Economia*, v. 34, n. 3, p. 35-60, 2008.
- PEIXOTO, B. T. *Determinantes da Criminalidade no Município de Belo Horizonte*. 2003. 110 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Belo Horizonte, 2003.
- POTCHAK, M. C.; MCGLOIN, J. M.; ZGOBA, K. M. A Spatial Analysis of Criminal Effort: Auto Theft in Newark, New Jersey. *Criminal Justice Policy Review*, v. 13, n. 3, p. 257-285, 2002.
- PRADO JR., C. *Formação do Brasil Contemporâneo*. São Paulo: Brasiliense, 23ª edição, 1994.
- RODRIGUES, A. Violência e segurança pública no Brasil: algumas questões para uma agenda de debate e intervenção. In: ESSER, C.; WOLFF, L.; FERNSEBNER, M.; WINKLER, M.; KLEIBER, T. (Orgs.). *(In)segurança pública e violência urbana: desafios e perspectivas*. Salvador: Elo Ligação e Organização, 2014.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C.; LOUREIRO, P. R. A.; GUTIERREZ, M. B. S. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. *Empirical Economics*, v. 19, n. 1, p. 93-109, 2010.
- SASS, K. S.; PORSSSE, A. A.; SILVA, E. R. H. Determinantes das Taxas de Crime no Paraná: uma abordagem espacial. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 1, p. 44-63, 2016.
- SCALCO, P. R. *Criminalidade violenta em Minas Gerais: Uma proposta de alocação de recursos em segurança pública*. 2007. 127 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Viçosa, 2007.
- SHAW, C. R.; MCKAY, H. D. *Juvenile Delinquency in Urban Areas*. Chicago, IL: University of Chicago Press, 1942.
- THORNBERRY, T. P. *Empirical support for interactional theory: a review of the literature*. In: Hawkins, J. D. (Ed.). *Some current theories of crime and deviance*. New York: Cambridge University Press, p. 198- 235, 1996.
- UPPRJ – Unidade de Polícia Pacificadora do Rio de Janeiro. *O que é?*, 2017. Disponível em: <[http://www.upprj.com/index.php/o\\_que\\_e\\_upprj](http://www.upprj.com/index.php/o_que_e_upprj)>. Acesso em 31 jan. 2017.
- WAISELFISZ, J. J. *Mapa da Violência 2016: Homicídios por Armas de Fogo no Brasil*. Rio de Janeiro: FLACSO BRASIL, 2016.
- ZAKARIA, S.; RAHMAN, N. Analyzing the Property Crime Patterns in Peninsular Malaysia: ESDA Approach. *Journal of Business and Social Development*, v. 2, n. 1, p. 104-113, 2014.