

Análise exploratória espacial e convergência condicional das taxas de crimes em Minas Gerais nos anos 2000.

Marco Antônio S. de Almeida*

Carlos Enrique Guanzioli**

RESUMO

O objetivo deste artigo é fazer uma análise exploratória da criminalidade, usando a metodologia análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e indicadores locais de associação espacial (LISA). Assim, foi possível mapear e revelar o comportamento das taxas de crimes violentos contra o patrimônio e das taxas de homicídios por 100 mil habitantes, nos 853 municípios nesta década. As médias das taxas de crimes em Minas Gerais, entre os anos 2000-2001 e 2009-2010, se comportaram de maneira heterogênea ao longo do estado, sugerindo a hipótese da existência da convergência das taxas de crimes. Para testar essa suposição foram feitos os testes de β e σ convergência, geralmente empregados para testar convergência de renda. No caso do primeiro teste, os determinantes dos respectivos tipos de crimes foram controlados. Os efeitos espaciais também foram considerados por intermédio de modelos de econometria espacial.

Palavras chaves: Convergência, Taxas de Homicídio, Taxas de crimes violentos contra o patrimônio, análise exploratória de dados espaciais (AEDE), econometria espacial.

CLASSIFICAÇÃO JEL: C31, C38, K42 e Z13.

ABSTRACT

The objective of this article is to do an exploratory analysis of crime, using the methodology exploratory spatial data analysis (ESDA) and local indicators of spatial Association (LISA). Thus, it was possible to map and reveal the behavior of rates of violent crimes against property and homicide rates per 100 thousand inhabitants, in 853 municipalities in this decade. The averages of rates of crimes in Minas Gerais, between the years 2000-2001 and 2009-2010, behaved heterogeneous manner throughout the State, suggesting the hypothesis of the existence of the convergence of the rates of crimes. To test this assumption were testing of β and σ convergence, usually employed to test the convergence of income. In the case of the first test, the determinants of the respective types of crimes were controlled. The spatial effects were also considered through spatial econometrics models.

Keywords: convergence, murder rates, Rates of violent crime against property, exploratory spatial data analysis (ESDA), spatial Econometrics.

JEL CLASSIFICATION: C31, C38, K42 and Z13.

* Doutor pela Universidade Federal Fluminense.

E-mail: marcoasa@gmail.com ; marco.almeida@ufjf.edu.br

** Universidade Federal Fluminense. E-mail: carlos.guanzi@gmail.com

1. INTRODUÇÃO

Em todo o Brasil, a criminalidade altera a rotina das pessoas, fazendo com que o cidadão se esconda, mude seus trajetos, evite alguns espaços, fique com medo de ir ao banco, de realizar atividades sociais e comerciais. Esta sensação de insegurança cresce com o aumento contínuo das taxas de crime.

Waiselfisz (2010) aponta, no Mapa da violência, que o Brasil em 2005, 2006 e 2007, era o sexto país mais violento em termos de taxa de homicídio, ficando atrás apenas de El Salvador, Colômbia, Guatemala, I. Virgens (EUA) e Venezuela. O mesmo Mapa revela também que houve incremento do número de homicídios em todas as regiões brasileiras entre 1997 e 2007, com exceção da região Sudeste, onde a queda dos homicídios ficou na ordem de 20,3%. Verificou-se, porém, que esses crimes em São Paulo diminuíram 50,3% e no Rio de Janeiro, 20,8%, enquanto que, em Minas Gerais, ocorreu um acréscimo de 213%. Em termos absolutos, o estado de Minas Gerais é o terceiro estado onde mais se mata no país.

Se as taxas de homicídios brasileiras se comparam com as taxas das nações em guerra, os crimes contra o patrimônio são ainda mais frequentes.

O incremento dos crimes não ocorreu apenas nos grandes centros urbanos, mas também, na última década, se alastrou no interior do país. Salvo algumas mesorregiões, onde a criminalidade reduziu-se, em termos gerais o crime continua crescendo, repercutindo negativamente no bem estar da sociedade.

Em Minas Gerais, entre os anos 2000 e 2010, a criminalidade se comporta de forma desigual, o que fez alterar o *ranking* das mesorregiões mais violentas. Este comportamento vai de encontro com a hipótese de convergência dos crimes apontada e verificada por Scalco (2007) e Santos e Santos Filho (2011).

Mas, de fato há a convergência da criminalidade em Minas Gerais na década de 2000? Este trabalho contribui com o conhecimento nesse tema, fazendo a análise exploratória dos dados, incluindo a de dados espaciais. Além disso, será realizando os testes de convergência controlando os determinantes de cada tipo de crime, assim como os efeitos espaciais.

Contando com esta introdução, o presente trabalho está estruturado em quatro seções. Na segunda será realizada a análise exploratória dos crimes violentos contra o patrimônio e das taxas de homicídio. Posteriormente serão feitas as análises exploratórias de dados espaciais. A terceira seção dedica-se à explicação e análises da convergência, seguida pelas conclusões do artigo.

2. ANALISE EXPLORATÓRIA DOS CRIMES EM MINAS GERAIS

2.1. Comportamento das taxas de crimes mineiros na década de 2000

Entre os anos 2000 e 2010, o Estado de Minas Gerais constatou que os crimes violentos contra o patrimônio aumentaram em 2,5%. Entretanto, de 2000 a 2005, estas taxas cresceram 76,2%, reduzindo-se a partir de 2007. Esta característica de ascensão e queda ocorreu no estado como um todo. Porém, a intensidade desta trajetória não ocorreu de maneira homogênea ao longo do Estado, motivo pelo qual se verifica mudanças no ranking da violência entre as Mesorregiões mineiras.

As áreas que continham os maiores índices de crimes violentos contra o patrimônio diminuíram suas taxas, enquanto as Mesorregiões com menores indicadores deste tipo de delito sofreram aumentos em seus níveis.

Esta trajetória, de convergência das taxas de crime, está sinalizada conforme pode ser visto abaixo (Tabela 1). A média das taxas de crimes violentos contra o patrimônio na Região Metropolitana de Belo Horizonte reduziu em 24%. O Triangulo Mineiro e Alto do Parnaíba reduziram as mesmas taxas em 5%.

**Tabela 1: Taxa média de crime violento contra o patrimônio
Por 100 mil hab. nas Mesorregiões mineiras**

Mesorregião	2000	2001	2005	2007	2009	2010	$\Delta\%$ 2000-10
Metrop BH	115.5	116.1	173.8	144.3	112.7	87.5	-24.3
Triâng. M/Alt P	103.6	102.4	146.3	161.5	125.0	98.0	-5.4
Noroeste	65.6	74.0	93.6	131.4	91.0	59.7	-9.0
Oeste de Minas	41.5	41.0	80.9	85.0	94.7	51.8	24.8
S/Sud.de Minas	35.5	47.2	67.4	62.6	44.2	33.3	-6.3
Vale do Mucuri	35.0	45.7	89.7	79.4	100.4	49.7	42.0
Central Mineira	32.3	43.4	65.1	62.9	85.2	54.8	69.6
Vale R. Doce	32.1	32.6	52.0	55.7	49.7	35.7	11.0
Zona da Mata	29.8	33.3	53.5	53.2	43.1	37.8	27.0
Norte de Minas	26.2	39.5	80.6	87.6	57.1	34.1	30.2
Camp.Vertentes	21.4	35.7	43.7	39.0	26.0	22.6	5.9
Jequitinhonha	12.7	14.7	43.5	49.0	42.5	33.2	160.7
Minas Gerais	47.2	52.8	83.2	81.9	66.4	48.4	2.5

Fonte: Elaboração própria com dados das Polícias Militar e Civil- 2011

A Tabela 2 apresenta o comportamento das taxas médias de homicídio por 100 mil habitantes, também nas Mesorregiões mineiras. Para constatar o comportamento desse crime (se está convergindo ou divergindo), dever-se-ia fazer o teste de convergência.

Uma outra característica que deve ser observada é que o nível de criminalidade violenta contra o patrimônio é maior que o nível de homicídios, mas o segundo tipo de crime observou um crescimento quatro vezes maior que o primeiro.

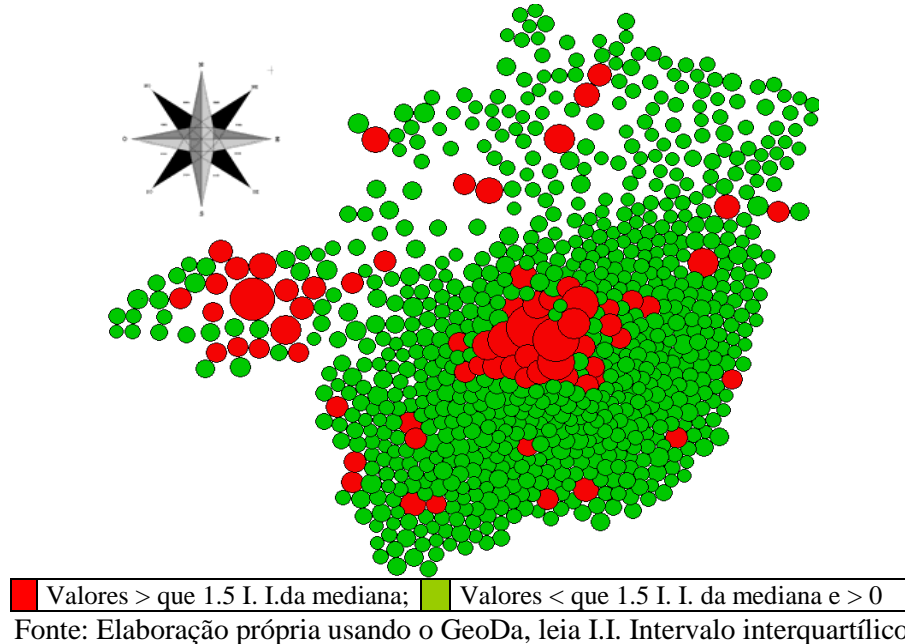
**Tabela 2: Taxa média de homicídios por 100 mil hab.
nas Mesorregiões mineiras**

Mesorregião	2000	2001	2005	2007	2009	2010	$\Delta\%$ 2000-10
Vale do Mucuri	21.4	26.8	35.6	30.3	27.4	19.6	-8.8
Noroeste	16.3	17.5	12.1	16.3	12.9	12.1	-25.9
Vale do Rio Doce	13.5	16.4	19.1	19.8	22.4	18.7	38.3
Jequitinhonha	10.8	14.0	17.9	17.8	13.7	12.9	19.6
Triâng. M/Alt P	10.8	7.9	11.5	10.4	11.0	12.6	16.5
Metrop BH	9.1	10.3	14.9	16.3	15.9	15.1	64.6
Zona da Mata	9.1	8.9	9.2	8.5	7.4	8.9	-2.4
Norte de Minas	8.4	9.9	13.3	15.5	11.5	9.6	13.9
Central Mineira	7.3	6.5	8.1	12.7	8.0	5.5	-23.8
Oeste de Minas	4.7	6.1	2.9	9.0	7.8	8.3	78.4
Sul/Sud.de Minas	4.1	4.2	5.1	4.5	4.3	4.5	8.2
Camp.Vertentes	1.9	5.1	6.3	3.4	5.8	2.1	7.0
Minas Gerais	9.8	11.1	13.0	13.7	12.3	10.8	10.4

Fonte: Elaboração própria com dados das Policias Militar e Civil, FJP-2011

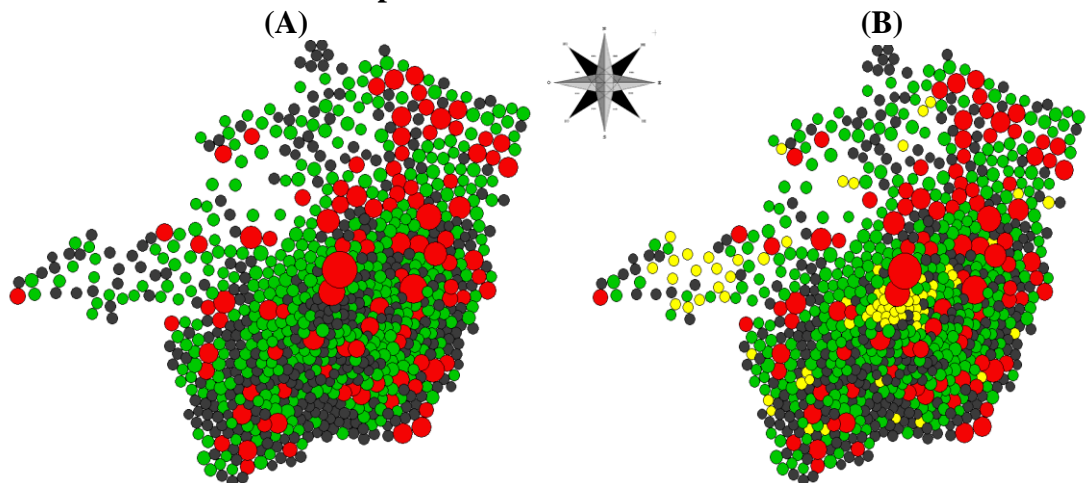
As duas tabelas acima sinalizam que a distribuição espacial da criminalidade no Estado de Minas Gerais não é homogênea. Este Grau de heterogeneidade parece diminuir entre os períodos.

Figura 1: Cartograma das médias das taxas de crimes violentos contra o patrimônio nos anos 2000/2001



O Cartograma acima (Figura 1) confirma que a Região Metropolitana de Belo Horizonte e o Triângulo Mineiro eram áreas mais violentas. Este cartograma funciona como um *Box Plot*, que identificam *outliers* espacialmente distribuídos. Cada círculo representa um município e o tamanho da circunferência refere-se à expressão (tamanho) deste indicador. Em vermelho estão os *outliers* com *hidger* de 1,5, ou seja, mais de 1,5 o intervalo interquartílico da mediana. Estes municípios estarão representados em cor amarela na Figura 2.

Figura 2: Cartogramas da taxa¹ de variação das médias das taxas de crimes violentos contra o patrimônio 2009-2010 / 2000-2001



Fonte: Elaboração própria usando o GeoDa;

Os Cartogramas da Figura 2 representam o crescimento das taxas médias do crime violento contra o patrimônio entre os anos 2000/2001 e 2009/2010. No Gráfico (A), em verde, estão representados os municípios que aumentaram suas respectivas taxas de crime, porém com crescimento moderado, a menos de 1,5 *hidger*. Em vermelho estão representados as

¹ Foram utilizadas essas médias para minimizar possíveis choques em algum dos municípios.

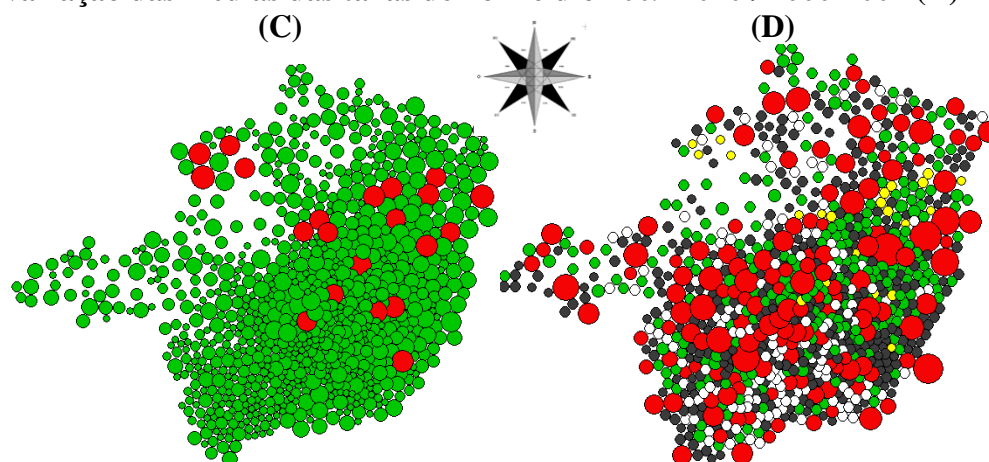
maiores taxas de crescimento e em cinza os municípios que reduziram suas taxas. Uma vez que as cores cinza representam decréscimos, ao comparar a Figura (B) com a (A), conclui-se que os taxa de crime nos *outliers* reduziram suas taxas de crime violento contra o patrimônio.

Estes resultados também sugerem que houve uma convergência dos crimes violentos contra o patrimônio.

A Figura 3 mostra que as taxas de homicídios se distribuíram de forma ainda mais desigual. Os *clusters* de homicídios também verificaram reduções em seus números, enquanto as taxas de crime contra a vida cresceram de maneira expressiva em quase todo o Estado.

Este padrão de distribuição espacial dos crimes violentos contra o patrimônio e das taxas de homicídios indica que a criminalidade está se espalhando pelo território mineiro.

Figura 3: Cartograma das médias das taxas de homicídios 2000/2001 (C) e da taxa de variação das médias das taxas de homicídio 2009-2010 / 2000-2001 (D)



Fonte: Elaboração própria usando o GeoDa;

Como tratam-se de dados espaciais, antes de testar a hipótese de convergência, inclusive condicional dos crimes, é necessário fazer uma análise exploratória espacial dos crimes entre os respectivos períodos, uma vez que Puech (2004), Almeida et al (2005), Scalco (2007) entre outros, encontraram associação espacial do crime em Minas Gerais.

2.2. Análises exploratórias dos dados espaciais

Autocorrelação espacial entre dados

As ferramentas de análise exploratória espacial têm como objetivo visualizar e descrever a distribuição espacial dos dados, além de identificarem o padrão de associação espacial e *clusters*. Lesage (2004) esclarece que a dependência espacial requer que as observações na localidade i , dependam de outros dados observados na localidade $j \neq i$ sendo:

$$y_i = f(y_j), \text{ para } i = 1, 2, \dots, n. \quad (1)$$

Almeida et al (2006) destacam que a autocorrelação espacial é a estrutura de covariância, que busca descrever como e quão semelhantes são os atributos dos pontos posicionados geograficamente próximos.

Matriz de pesos espaciais

Segundo Anselin (1995), a maneira mais comum para quantificar a estrutura de dependência espacial é utilizar a matriz de peso espacial. De acordo com Lesage (2004), esta estrutura é conhecida como matriz de proximidade espacial W , e é usada para representar a maneira pela qual um fato na vizinhança influencia o mesmo na unidade observacional específica, o que expressa a estrutura espacial dos dados. Dado um conjunto de n áreas $\{A_1, \dots, A_n\}$, elabora-se a matriz $W_{(n \times n)}$, em que cada um dos seus elementos (w_{ij}) representa

uma relação topológica entre A_i e A_j , relacionada por um critério. A seleção deste é importante, pois influencia diretamente os cálculos das estatísticas.

Suponha uma a matriz adjacência (de peso espacial) com base no Quadro 1. Cada retângulo representa uma região. A região 1 está ligada às regiões 4 e 2 e ligada pontualmente à 5. Considerando qualquer ligação como vizinhança, a região 5 é adjacente à todas as regiões. Assim, segundo Sartoris (2000), a matriz de conectividade que representa as relações de vizinhança é uma matriz como segue w:

Quadro 1: Regiões ligadas a seus vizinhos

1	2	3
4	5	6

$$w = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

A Figura 4 abaixo ilustra o critério de seleção da matriz de peso espacial.

Figura 4: esquema explicativo dos conceitos de vizinhança Torre, Rainha e Bispo

Matriz Especificada <i>Torre</i>	Matriz Especificada <i>Rainha</i>	Matriz Especificada <i>Bispo</i>																											
<table border="1" style="margin: auto;"> <tr><td>1</td><td>2</td><td>3</td></tr> <tr><td>4</td><td>5</td><td>6</td></tr> <tr><td>7</td><td>8</td><td>9</td></tr> </table>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	<table border="1" style="margin: auto;"> <tr><td>1</td><td>2</td><td>3</td></tr> <tr><td>4</td><td>5</td><td>6</td></tr> <tr><td>7</td><td>8</td><td>9</td></tr> </table>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	<table border="1" style="margin: auto;"> <tr><td>1</td><td>2</td><td>3</td></tr> <tr><td>4</td><td>5</td><td>6</td></tr> <tr><td>7</td><td>8</td><td>9</td></tr> </table>	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	2	3																											
4	5	6																											
7	8	9																											
1	2	3																											
4	5	6																											
7	8	9																											
1	2	3																											
4	5	6																											
7	8	9																											
2, 4, 6 e 8 são vizinhos de 5.	1, 2, 3, 4, 6, 7, 8 e 9 são vizinhos de 5	1, 3, 7 e 9 são vizinhos de 5																											

Fonte: elaboração própria

As matrizes utilizadas neste trabalho são a rainha e a dos k vizinhos mais próximos, em que k será igual a 30. Para verificar a robustez dos resultados, os resultados serão comparados à matriz do tipo rainha. A forma da matriz k de pesos espaciais pode ser representada por:

$$w_{ij}(K) = 0 \text{ se } i = j, 1, 2, \dots, n,; w_{ij}(K) = 1 \text{ se } d_{ij} < D_i(k) = w_{ij} / \sum_j w_{ij}(k) \text{ para } k = 1, 2, \dots, n,; w_{ij}(K) = 0 \text{ se } d_{ij} > D_i(k) \quad (2)$$

em que:

d_{ij} é a distância, medida pelo grande círculo, entre os centros das regiões i e j .

$D_i(k)$ é o valor crítico que define o valor de corte, ou seja, as distâncias acima deste ponto não serão levadas em consideração, ou seja, as regiões não serão tomadas como vizinhas.

Autocorrelação espacial global

De acordo com Krempi (2004), o valor da autocorrelação espacial pode ser positivo ou negativo. Nos casos de um elevado grau de autocorrelação espacial positivo, os valores observados em uma localidade tenderão a ser similares aos de seus vizinhos. Quando existe

um elevado nível de autocorrelação espacial negativa, os valores baixos estão rodeados dos altos, o que quer dizer que a média ponderada é maior para os vizinhos do que o valor observado da própria localização, ou vice-versa. Ou seja, a presença de um fenômeno dificulta a presença dele em localidades vizinhas. Isso pode ser mostrado na expressão 3.

$$I = \left(\frac{n}{\sum_i \sum_j W_{ij}} \right) \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2} \quad (3)$$

Como o numerador da segunda parte da equação é um produto, se os valores da localidade i , e de seus vizinhos j , divergirem em relação à média, ou melhor, se houver valor acima da média para a localidade i , enquanto j for abaixo da média, por exemplo, o I de Moran será negativo.

O índice global de Moran (I) é, segundo Anselin (1995), uma das formas de medir a autocorrelação espacial. Esta estatística varia entre -1 a 1 , fornecendo uma medida geral da associação linear (espacial) entre os vetores Z_t no tempo t e a média ponderada dos valores da vizinhança, ou *lags* espaciais (WZ_t). Taxas próximas de zero indicam inexistência de autocorrelação espacial significativa: quanto mais próximo do valor unitário, mais autocorrelacionado estará. Se o valor desta estatística for positivo (negativo), a autocorrelação será positiva (negativa). Este indicador é uma forma de detectar similaridade entre as áreas e pode ser descrito, segundo Perobelli et al (2005), como:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_0} \right) \left(\frac{Z_t' W Z_t}{Z_t' Z_t} \right) \quad (4)$$

onde $t = \{ 1, 2, \dots, n \}$

em que:

Z_t = Vetor de n observações para o ano t na forma de desvio em relação à média;

W = Matriz de peso espacial onde os elementos w_{ii} são os elementos que na diagonal principal, são iguais a zero, enquanto os elementos w_{ij} indicam a forma como a região i está espacialmente conectada com a região j ;

S_0 = É um escalar igual à soma de todos os elementos de W .

Conforme Almeida (2005), outra medida de autocorrelação espacial foi desenvolvida por Geary em 1954, construída a partir de uma medida diferente de covariância. Assim como o I de Moran, este teste toma a hipótese nula de aleatoriedade espacial das informações, ou seja, a ausência da autocorrelação espacial. Como essa estatística assume medida diferente de covariância, a interpretação também divergirá do I de Moran.

$$C = \left(\frac{n-1}{2 \sum_i \sum_j W_{ij}} \right) \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} (X_i - X_j)^2}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2} \quad (5)$$

O valor C de Geary situa-se entre 0 e 2, ao passo que sua média teórica (esperada) é igual a 1. Valores menores que a média esperada 1, ou seja, valores entre 0 e 1 indicam autocorrelação espacial positiva, ao passo que valores maiores que 1, entre 1 e 2 revelam autocorrelação espacial negativa.

Autocorrelação espacial local

Como o I de Moran é uma medida global, pode omitir padrões locais de autocorrelação espacial. Muitas vezes é necessário examinar os padrões com mais detalhes, e, para tal, é necessário recorrer a indicadores que possam ser associados a diferentes localizações de uma variável distribuída espacialmente. Quando a área de estudo possui várias divisões, provavelmente aparecerão diferentes regimes espaciais.

Os indicadores de associações espaciais locais produzem um valor específico para cada objeto, área (município), permitindo a identificação de observações com valores semelhantes (*clusters*), observações discrepantes (*outliers*) e de regimes espaciais, que não são identificados pelo indicador global.

Queiroz (2003) enfatiza que, no índice de Moran, a autocorrelação espacial é calculada a partir do produto dos desvios em relação à média, como uma medida de covariância. Assim, valores significativamente altos indicam altas probabilidades de que haja locais de associação espacial. Baixos valores, por outro lado, apontam para um padrão que pode ser entendido como locais com padrões mais erráticos da variável observada do objeto e seus vizinhos. Perobelli et al (2005) descrevem o I_{it} conforme a expressão (6):

$$I_{it} = \left(\frac{X_{it} - \bar{X}_t}{m_0} \right) \sum_j W_{ij} (X_{jt} - \bar{X}_t) \quad (6)$$

$$M_0 = \frac{1}{n} \sum_i (X_{it} - \bar{X}_t)^2 \quad (7)$$

Em que:

X_{it} = observação da variável de interesse na região i para o ano t .

μ_t = média das observações entre as regiões no ano t .

X_{jt} = observação da variável de interesse nas regiões j , vizinhas a i , para o ano t .

em que a hipótese nula é, segundo Sartoris (2000), como para o Moran global, a ausência de autocorrelação espacial.

Um aspecto difícil desta estatística é o seu nível de significância, que usa as mesmas técnicas aplicadas para o índice global de Moran. Para verificar se os valores medidos apresentam correlação espacial significativa Krempf (2004) remete-se à seguinte abordagem:

Teste de pseudossignificância: são geradas diferentes permutações dos valores de atributos associados às regiões, em que cada permutação gera um novo arranjo espacial, pois os valores são redistribuídos entre as áreas. Caso o valor de I corresponda ao extremo da distribuição simulada, tratar-se-á de um evento com significância.

Modelo econométrico espacial

O modelo clássico de análise de regressão linear ($Y = \beta X + \varepsilon$) não incorpora os componentes espaciais. No estudo de modelos com dados regionais, é comum a constatação de efeitos de interdependência nas diferentes regiões, com fatores explicativos. As variáveis em estudo, em diferentes regiões, podem estar relacionadas entre si, e esta relação é mais forte quanto mais próxima estiver uma região da outra.

Muitas vezes a explicação de um fato ou comportamento de uma variável em um espaço específico também deve considerar as interações no interior de tal localidade. Segundo Lesage (2004), em alguns casos, o tratamento inapropriado de dados amostrais com dependência espacial pode levar a estimadores ineficientes e (ou) viesados assim como inconsistente.

Almeida (2012) esclarece que os componentes espaciais que são incorporados no modelo, a fim de captarem os aspectos da interação espacial, podem tomar a forma de

defasagem na variável dependente (Wy), e ρ é o coeficiente que captura esse fato, e/ou defasagem no termo de erro (Wu), onde λ é o seu respectivo coeficiente angular. Tais componentes podem aparecer isoladamente ou em conjunto.

Procedimento de identificação de Modelos

Florax, Flomer e Rey (2003), propuseram uma estratégia de verificação se é necessário fazer uso de modelos econométricos espaciais e de identificação híbrida para o modelo mais adequado. Este procedimento abrange os testes clássicos e robustos para a autocorrelação com os seguintes passos.

Primeiro passo: deve-se estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por MQO. Segundo passo: testar a ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por meio das estatísticas $ML\rho$ e $ML\lambda$. Terceiro passo: caso ambos os testes não sejam significativos do ponto de vista estatístico, usa-se o modelo clássico como o mais apropriado. Caso contrário siga o próximo passo. Quarto passo: Estime o modelo apontado como o mais significativo pelas versões robustas desses testes $ML^*\rho$ e $ML^*\lambda$.

2.3. Resultados da análise exploratória de dados espaciais

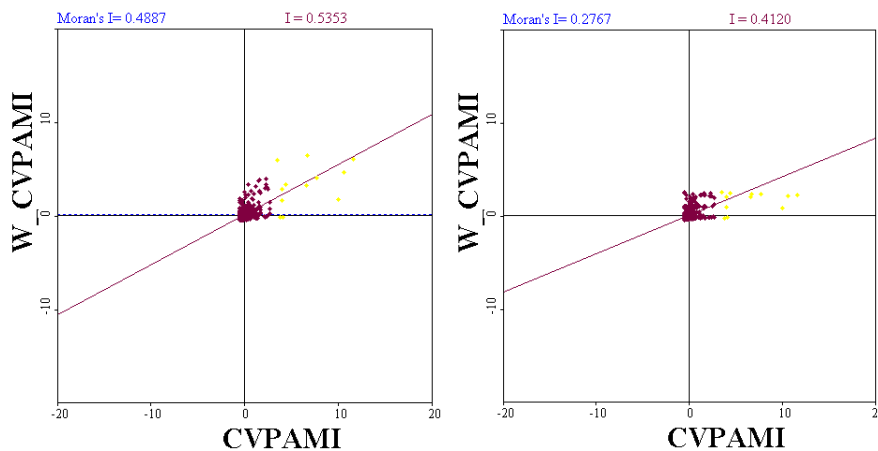
Autocorrelação espacial global dos crimes em Minas Gerais

Para verificar se existe autocorrelação espacial entre crime usou-se o índice I de Moran, que mostra a associação espacial global assim como o C de Gary.

Ao observar o comportamento das taxas de crime violento contra o patrimônio por 100 mil habitantes no Estado de Minas Gerais, sendo os municípios unidades espaciais para médias de 2000 e 2001, foram verificados que estes possuem autocorrelação espacial. Conforme o diagrama de dispersão de Moran abaixo, o índice em azul, à esquerda, revela a associação geográfica através do I de Moran, em um valor de 0,48.

O cálculo foi realizado com a matriz de peso espacial especificada como rainha. Ao retirar os *outliers*, a associação espacial permanece com um I de Mora igual a 0,53. Para verificar a robustez deste indicador, promoveu-se os mesmos procedimentos usando a matriz referente a 30 vizinhos mais próximos, sendo que os resultados, 0,27 e 0,41, confirmam a presença da associação espacial global deste tipo de delito.

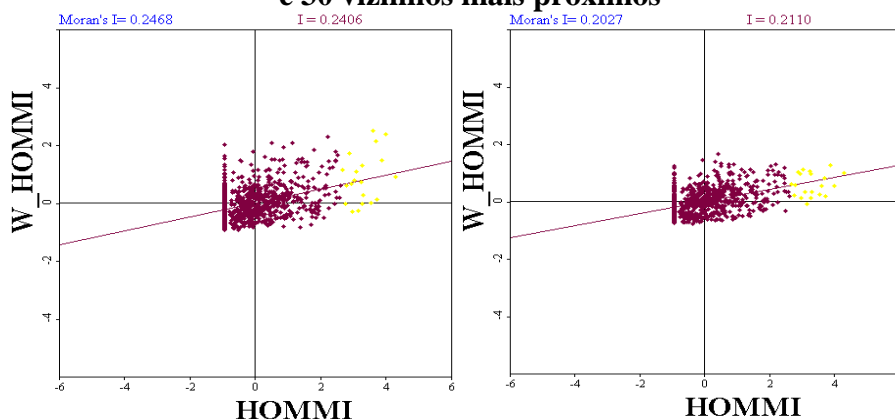
Figura 5: Diagrama de dispersão de Moran das taxas médias (2000-001) dos crimes violentos contra o patrimônio por 100 mil habitantes em Minas Geras, usando as matrizes rainha e 30 vizinhos mais próximos



Fonte: elaborado pelo autor utilizando o programa GeoDa.

Os mesmos procedimentos foram aplicados para averiguar se as taxas de homicídios por 100 mil habitantes se comportavam da mesma forma e verificou-se que este tipo de crime possui padrão de concentração espacial.

Figura 7: Diagrama de dispersão de Moran das taxas médias (2000-2001) dos homicídios por 100 mil habitantes em Minas Geras, usando as matrizes rainha e 30 vizinhos mais próximos



Fonte: elaboração própria utilizando o programa GeoDa.

Na Tabela 3, estão os resultados do *I* de Moran e *C* de Gary, calculados pelo método normalizado com as matrizes de peso espacial Rainha e 30 Vizinhos mais próximos.

Tabela 3: teste de autocorrelação espacial global para verificar a robustez dos resultados anteriores

Testes	Matriz de peso espacial	Estatíst.	Média	Desv. Pad.	Z-valor	Prob.
Médias das taxas de crime violento contra o patrimônio 2000-2001						
I-Moran Normalizado	Rainha	0,488	-0,001	0,021	23,310	0,000
	30 Vizinhos	0,191	-0,001	0,001	138,22	0,000
C-Geary	Rainha	0,602	1	0,023	-16,651	0,000
	30 Vizinhos	0,900	1	0,019	-5,226	0,000
Médias das taxas de homicídios 2000-2001						
I-Moran Normalizado	Rainha	0,246	-0,001	0,021	11,801	0,000
	30 Vizinhos	0,183	-0,001	0,001	133,12	0,000
C-Geary	Rainha	0,695	1	0,023	-12,772	0,000
	30 Vizinhos	0,855	1	0,019	-7,590	0,000

Fonte: elaboração própria no SpaceStat 1.91

Todos os resultados revelam que os crimes em Minas Gerais possuem autocorrelação espacial global, garantindo a robustez dos resultados encontrados anteriormente.

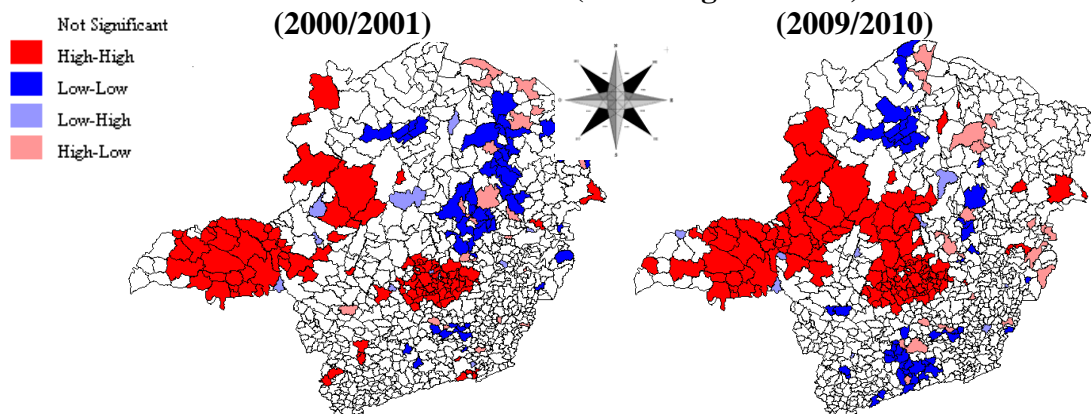
Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA)

Os indicadores locais possibilitam visualizar padrões de associação espacial, estabelecendo, de maneira visual, *clusters*. Neste artigo, a criminalidade foi mapeada com auxílio dessa técnica.

Ao analisar os mapas de *clusters*, através dos indicadores locais de Associação Espacial (*LISA*), pode-se afirmar que, no início dos anos 2000, o crime violento contra o patrimônio era espacialmente concentrado na Região Metropolitana de Belo Horizonte e no Triângulo Mineiro/Alto do Parnaíba, áreas que, além do Noroeste de Minas, formam *clusters* de crime. Há também outros agrupamentos bem definidos, regiões onde existem municípios com baixos índices de crimes (Vale do Rio Doce, Vale do Jequitinhonha, Zona da Mata e Campo das Vertentes).

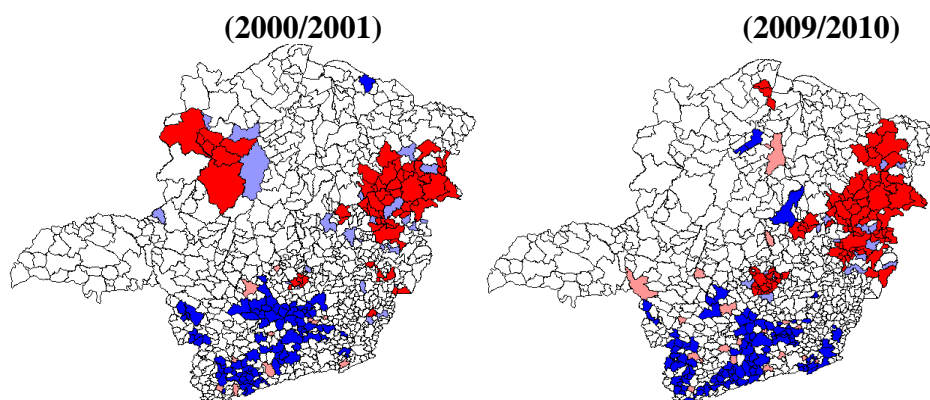
Percebe-se que a distribuição espacial muda do início para o final dos anos 2000. Os *clusters* de crimes Alto-Alto expandem-se em suas fronteiras de maneira a constituir um grande bloco ligando a Região Metropolitana de Belo Horizonte, a Região Central, o Noroeste de Minas, Oeste de Minas, Triângulo Mineiro e Alto do Parnaíba. Por outro lado, o *cluster* que possui municípios com baixa criminalidade, circundada por municípios também com baixa criminalidade, diminui, tanto no Jequitinhonha, quanto na Zona da Mata.

Mapa 1: Mapa Cluster para médias das taxas do crime violento contra patrimônio por 100mil habitantes (5% de significância)



No que diz respeito aos *clusters* de homicídio, também é verificado que este tipo de crime possui um padrão de dependência espacial que sofre mudanças ao longo da década.

Mapa 2: Mapa Cluster para médias das taxas de homicídio por 100mil habitantes



Fonte: Elaboração própria a partir do GeoDa

O *cluster* alto-alto no Noroeste de Minas deixa de existir do início para o fim da década de 2000. Porém, as regiões do Vale do Rio Doce, Jequitinhonha Norte de Minas e a Região Metropolitana de Belo Horizonte tornam-se mais violentas no ponto de vista da criminalidade contra a vida.

3. CONVERGÊNCIA

As primeiras análises empíricas, envolvendo convergência de renda, foram as de Borts e Stein (1964) e Williamson (1965), que estudaram o desenvolvimento regional dos EUA. Mesmo com o avanço do capitalismo, a desigualdade regional permanecia, fato que contribuiu para o surgimento das teorias de desenvolvimento desequilibrado da década de 1960 e 1970, como Hirschman (1961), Myrdal (1972) e Perroux (1977). Estes autores defendiam a intervenção estatal sobre a economia, para a superação das desigualdades.

Baumol (1986) baseou-se no modelo de crescimento neoclássico de Solow (1956) e calculou a convergência absoluta numa amostra de países. De Long (1988) contestou os resultados de Baumol (1986), dizendo que os mesmos foram espúrios devido à forma de seleção amostral.

Conforme Martin e Sunley (2000), na década de 1990 proliferaram estudos empíricos sobre convergência internacional e inter-regional, como os de Barro e Sala-i Martin (1996). Tais pesquisas fizeram uso de conceitos de convergência β e σ . O teste β convergência absoluta é realizado regredindo o logaritmo do quociente da taxa de renda per capita relativa num determinado período $n + t$, pelo nível de renda per capita relativa ao início do período n . Se for negativa, haveria convergência econômica, uma vez que β mede a velocidade de convergência.

$$\ln\left(\frac{(prod.per\ capita)_{t+n}}{(prod.per\ capita)_t}\right) = \alpha + \beta \ln \left[\frac{(prod.per\ capita)_t}{(prod.per\ capita)_t} \right] + u_i \quad (8)$$

Para que haja convergência, a variância de renda (σ), entre as rendas per capita das localidades avaliadas, deveria declinar ao longo do tempo. Sendo assim, a existência da convergência β tende a gerar uma dispersão decrescente ou convergência σ . Porém, esta última depende do termo de erro ou de choques na regressão do crescimento. Pode ser que β caia e σ suba. Isto significa dizer que a convergência β é uma condição necessária, mas não suficiente para a convergência σ .

De acordo com Martin e Sunley (2000), a economia convergiria não para um estado estacionário comum, mas para as suas próprias posições relativas de renda de estado estacionário. Este seria o conceito de convergência condicional. Esta confluência dependeria das características estruturais diferentes, às quais indicam que diferentes localidades terão distintas rendas relativas per capita de estado estacionário condicionadas por X , ou seja, o conjunto das variáveis ditas de tipo estrutural.

$$\ln\left(\frac{(prod.per\ capita)_{t+n}}{(prod.per\ capita)_t}\right) = \alpha + \beta \ln \left[\frac{(prod.per\ capita)_t}{(prod.per\ capita)_t} \right] + \beta \ln X + u_i \quad (9)$$

Rey e Montouri (1999) incorporam a estrutura espacial em sua análise de convergência da renda. No Brasil, Magalhães *et al* (2000) discutem a convergência da renda dos estados. Barreto e Almeida (2008) avaliam a contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB per capita no estado do Ceará. Todos esses trabalhos consideraram a estrutura de dependência espacial, enfatizando a necessidade deste controle.

O crescimento da criminalidade no interior do Brasil aponta para a convergência deste fenômeno. Scalco (2007) usou o coeficiente de variação² e constatou σ convergência dos crimes violentos em Minas Gerais, entre os anos 1986 e 2005. Apesar de o autor fazer análise exploratória espacial do crime, o mesmo não considerou esta estrutura em seus testes de convergência, tampouco realizou o teste de convergência condicional.

² É dado pela divisão do desvio padrão da amostra pela sua média: $CV = \sigma/\mu$.

De acordo com Rey e Montouri (1999), os modelos de convergência, que utilizam dados organizados em unidades espaciais, deveriam levar em consideração os efeitos espaciais que poderiam resultar da interação espacial entre os agentes. Santos e Santos Filho (2011) avançam no sentido de testar a convergência dos crimes em âmbito nacional. Tais autores consideram a estrutura de dependência espacial nos testes de convergência de homicídios, porém, levantam hipóteses de que os fatores que motivam crimes lucrativos explicam a convergência de homicídios. Além disso, os mesmos não controlaram estas hipóteses, pois os mesmos fizeram apenas testes de convergência incondicional.

O presente trabalho pretende avançar nestes aspectos, testando a convergência dos crimes violentos contra o patrimônio e homicídios em Minas Gerais, das médias 2000-2001 para 2009-2010, controlando os efeitos espaciais e condicionantes específicos de cada tipo de crime.

Acompanhando Almeida (2007) e Santos e Santos filho (2011), incorporaram-se os efeitos espaciais constatados na análise exploratória espacial dos crimes na equação (9), sendo $u_i = \lambda Wu_j + \varepsilon_i$, para convergência de crime torna-se:

$$\ln\left(\frac{\text{crime } Y \text{ média } 2009 / 10}{\text{crime } Y \text{ média } 2000 / 01}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{\text{crime } Y \text{ média } 2000 / 01}{\text{crime } Y \text{ média } 2000 / 01}\right) \quad (10)$$

+ Note que Y corresponde aos crimes violentos contra o patrimônio ou aos homicídios.

$$\beta \ln X + \rho W \ln\left(\frac{\text{crime } Y \text{ média } 2009 / 10}{\text{crime } Y \text{ média } 2000 / 01}\right) + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_i$$

A matriz W é a de peso espacial, usada no cálculo da estatística I de Moran. De acordo com Rey e Montouri (1999), quando λ for zero, não existe autocorrelação espacial do erro. Por outro lado, quando ρ for nulo não haverá defasagem espacial dos crimes e, quando ambos forem nulos, não haverá a necessidade de considerar os efeitos espaciais no modelo de convergência. A estratégia de escolha deve seguir Florax, Flomer e Rey (2003). O componente X da equação (10) são os controles, ele representa os fatores determinantes dos respectivos tipos de crime.

Almeida e Guanzioli (2012), baseados em Becker (1968), Ehrlich (1973), Cerqueira e Lobão (2003, a), Oliveira (2005), Teixeira (2011) e demais estudos sobre criminalidade, estimaram os determinantes dos crimes violentos contra o patrimônio e contra a vida em Minas gerais através de um painel de dados entre 2000 e 2007, controlando os efeitos espaciais. Foi, a partir destes determinantes, que se fizeram os controles no modelo de convergência neste trabalho.

Santos e Santos Filho (2011) fizeram o teste de convergência dos homicídios no Brasil, ponderando a autocorrelação espacial. Os autores também se basearam na teoria da escolha racional de Becker (1968), para levantar as hipóteses que estariam determinando a convergência da criminalidade no Brasil, sem que os respectivos controles fossem feitos. Entretanto, os autores ressaltaram a importância de novos estudos empíricos que controlasse os determinantes da criminalidade, na estimação das equações de convergência.

A partir de duas regiões vizinhas A e B, têm-se as utilidades esperadas na execução de um crime nessa localidade:

$$\begin{aligned} EU_A &= p_A U_A \left(Y_A - \bar{f} \right) + \left(-p_A \right) \bar{Y}_A \left(\bar{C}_A \right) \\ EU_B &= p_B U_B \left(Y_B - \bar{f} \right) + \left(-p_B \right) \bar{Y}_B \left(\bar{C}_B \right) \end{aligned} \quad (11)$$

Segundo a teoria da escolha racional, um indivíduo realizará um crime se a utilidade esperada por este ato exceder a utilidade esperada de despendar seu tempo em uma atividade legal. EU_A seria a utilidade pressuposta da prática criminal no município A, e leia-se os subscritos B como os respectivos atributos no município B. Y é o retorno líquido, já descontando os custos de planejamento e de execução do delito; p é a probabilidade de condenação; e f representa a perda monetária da condenação do criminoso pego e condenado. Assim, sabe-se que $\partial EU/\partial Y > 0$, $\partial EU/\partial p < 0$ e $\partial EU/\partial f < 0$.

Supondo que o valor monetário da pena seja o mesmo para qualquer município, a convergência do crime poderia ocorrer de acordo com a diferenciação do retorno monetário ou da probabilidade de ser punido. Sendo assim, baseado nos determinantes da criminalidade estimados no primeiro e terceiro artigos deste estudo, fez-se o teste de convergência das médias dos crimes violentos contra o patrimônio de 2000-2001 para 2009-2010, controlando o retorno líquido da atividade com o PIB per capita e a urbanização como custo de planejamento. A probabilidade de ser punido foi controlada pelo número de policiais civis e militares per capita em cada um dos municípios.

Regrediu-se, inicialmente, por mínimos quadrados ordinários e foram observados os diagnósticos da regressão para determinar qual seria o melhor modelo para controlar o efeito espacial. Todas as informações foram retiradas do Índice Mineiro de Responsabilidade Social da Fundação João Pinheiro.

Resultados dos testes de convergência

Seguindo a recomendação de Florax, Folmer e Rey (2003) foram feitas as regressões de convergência das médias das taxas de homicídios de 2000-2001 para 2009-2010. Controlaram-se os efeitos das médias das taxas de crime violento contra o patrimônio, o percentual da população jovem, o desenvolvimento econômico, a presença de arma de fogo na população, assim como o número de policiais militares e civis sobre a convergência.

Tabela 4: Testes de autocorrelação espacial para modelos de convergência

Modelo	Teste	Hipóteses	Convergência (1)	Convergência (2)
			CVPA 2000-01/2009-10	Homicídio 2000-01/2009-10
LAG	LM	$H_0: \rho = 0$ $H_1: \rho \neq 0$	30,834 (0,000)	0,399 (0,527)
	LM Robusto	$H_0: \rho = 0$ $H_1: \rho \neq 0$	31,416 (0,000)	- -
ERRO	LM	$H_0: \lambda = 0$ $H_1: \lambda \neq 0$	79,793 (0,000)	10,882 (0,000)
	LM Robusto	$H_0: \lambda = 0$ $H_0: \lambda \neq 0$	80,371 (0,000)	- -
SARMA	LM	$H_0: \rho$ ou $\lambda = 0$ $H_1: \rho$ e $\lambda \neq 0$	111,212 (0,000)	- -

Fonte: elaboração própria no GeoDa

Como pode ser verificado na tabela acima (Tabela 7), o melhor tratamento espacial, para estimar a convergência das médias das taxas de crime violento contra o patrimônio, é com o modelo SARMA, uma vez que todos os testes foram estatisticamente significativos. No caso da estimação da convergência das médias das taxas de homicídios, o melhor método,

segundo a estratégia de escolha sugerida por Florax, Folmer e Rey (2003), foi o Modelo de Erro.

A convergência- σ foi constatada pelo coeficiente de variação, em que, para o crime violento contra o patrimônio, reduziu-se de 0,38 para 0,35. Para os homicídios, esta mesma diminuição foi de 0,74 para 0,72. No que tange aos β s-convergências, estimou-se as regressões de convergência de crimes em Minas Gerais do início ao final da década de 2000, condicionando aos principais determinantes da cada tipo, além do controle da associação espacial, via modelos de econometria espacial.

A primeira estimação é um modelo SARMA, que testou a convergência dos crimes violentos contra o patrimônio. Como β é negativo, a hipótese de convergência não pode ser rejeitada. Já que se trata de convergência condicional, as taxas de crime estão convergindo para posições relativas. A renda líquida está contribuindo para a convergência dos crimes violentos contra o patrimônio. O PIB per capita, que representa os ganhos deste tipo de ato criminoso, e o grau de urbanização, que representa boas oportunidades e menores custos para os mesmos, contribuíram positivamente para a convergência. As forças policiais, ao contrário do esperado, não foram estatisticamente significativas para o modelo.

O modelo de convergência dos homicídios, Modelo de Erro espacial, também indica β -convergência. A força policial também não foi importante, do ponto de vista estatístico.

Tabela 5: Modelos de convergência das médias das taxas de crime violento contra o patrimônio e homicídios por 100 mil habitantes em Minas Gerais de 2000-01/2009-10, modelo SARMA (1) e Erro (2) - GMM

Variável dependente	(1) LOG CVPA (2009-10/2000-1)		(2) LOG Homicídios (2009-10/2000-1)	
Variável explicativa	Coeficiente	P-Valor	Coeficiente	P-Valor
C	- 4,504	0,007	- 6,889	0,000
LOG CVPAMI (2000-01) e LOG HOMMI (2000-01)	- 0,462	0,000	- 0,886	0,000
LOG POLMI (2000-01)	0,026	0,634	- 0,008	0,314
LOG PIBpcMI (2000-01)	0,191	0,009	-	-
LOG PUMI (2000-01)	0,547	0,000	-	-
LOG CVPAMI (2000-01)	-	-	0,278	0,000
LOG AFMI (2000-01)	-	-	0,122	0,000
LOG IFDM (2000)	-	-	-1,181	0,000
LOG POPJOVMI	-	-	2,293	0,000
ρ **	- 1,501	0,000	-	-
λ **	0,982	0,000	0,174	0,000
Ajustamento	R ² / 0.65		R ² / 0.43	

Fonte: Elaborado pelo autor no SpaceStat 1.91

O desenvolvimento econômico, traduzido pelo Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal, refletiu negativamente sobre a convergência dos homicídios e o percentual da população jovem, a presença de armas na população, assim como o próprio crime violento contra o patrimônio, contribuíram para a convergência.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O comportamento da criminalidade no Estado Mineiro, na década de 2000, não foi homogêneo. Ao longo dos anos, a criminalidade cresceu até meados dessa década, reduzindo em seguida. As mesorregiões com maiores indicadores de crimes reduziram a criminalidade e as que continham menores taxas de crime vislumbraram elevações em mais de 100 % de seus crimes na década. Os crimes violentos contra o patrimônio cresceram menos que as taxas de homicídio, 2,5 contra 10,5 %, porém, seu nível permaneceu maior. Nos municípios de Minas Gerais em 2010, em média, 10,6 pessoas por 100 mil habitantes foram assassinadas, enquanto que ocorreram em média 48,3 crimes violentos contra o patrimônio por 100 mil habitantes em Minas.

Além da análise exploratória, incluindo a espacial, das taxas de crimes violentos contra o patrimônio e taxas de homicídios em Minas Gerais no início e final desta mesma década, este trabalho objetivou verificar a hipótese de convergência criminal levantada por Scalco (2007) e Santos e Santos Filho (2011). O estudo avança, então, além de terem sido realizados os devidos controles espaciais, os testes de convergência controlaram os respectivos determinantes de cada tipo de crime.

As análises dos cartogramas das taxas de crime, assim como da taxa de variação dos mesmos, apontaram que os municípios com valores mais elevados foram os que diminuíram suas taxas ou que cresceram pouco, ao contrário do ocorrido com aqueles municípios pouco violentos, sugerindo, assim, a convergência criminal.

Os testes de autocorrelação espacial (I de Moran e C de Gary) revelaram a presença da associação global para as médias de ambos os crimes em 2000 e 2001. A criminalidade foi mapeada e foram constatadas *clusters* dos crimes. As modificações dos *clusters*, do início para o fim da década de 2000, também sugerem convergência da criminalidade.

Os testes de convergência β e σ apontaram que os crimes tendem a crescer mais intensamente nos locais menos violentos do que nas localidades que contém altas taxas de crime. Com tudo mais constante, as diferenças entre as taxas de crime tendem a se reduzir no estado mineiro.

Os testes β convergência foram realizados controlando os determinantes de cada tipo de crime, assim como os efeitos espaciais. A hipótese de que diferenças das forças policiais entre as localidades contribuíram para a convergência foi estatisticamente rejeitada. Para crimes violentos contra o patrimônio, o modelo de convergência controlou a defasagem e os erros espaciais, enquanto o modelo de convergência das taxas de homicídios foi estimado pelo modelo de erro espacial. A velocidade de convergência das taxas de homicídios é maior que a velocidade de convergência dos crimes violentos contra o patrimônio.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. Ed. Alínea. Campinas, 2012.
- ALMEIDA, M. A. S.; GUANZIROLI, C. E. Fatores explicativos da criminalidade mineira: estimativas a partir do painel de dados de 2000 a 2007, considerando efeitos espaciais. Anais do X ENABER, Recife, 2012.
- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G.J.S. *The spatial patterns of crime in Minas Gerais: an exploratory analysis*. *Economia Aplicada*, São Paulo, vol.9, nº1, 2005.
- ALMEIDA, M. A. S., “*Análise exploratória e modelo explicativo da criminalidade no Estado de São Paulo: interação espacial*”. Dissertação (mestrado em economia), UNESP, Araraquara-SP, 2007.
- ANSELIN, L. “Local indicators of spatial association” – LISA. *Geographical Analysis*. v. 27, insue (2), p. 93-115, apr. 1995.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics*. Dalas: Bruton Center, University of Texas at Dallas, 1999.
- BARRETO, R. C. S; ALMEIDA, E. S. de. *A contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB per capita no Ceará*. Ceará: IPECE, 2008.
- BAUMOL, W. Productivity, convergence and welfare: what the long data show. *American Economic Review*, Nashville, Tenn., v. 76, n.5, 1986.
- BEATO, C. REIS, I. A. *Desigualdade, desenvolvimento sócio econômico e crime*. Mimeo. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. (Seminário: Desigualdade e pobreza no Brasil).
- BECKER, G. S. “Crime and punishment: an economic approach.” *Journal of Political Economy*, Chicago, v.76, n1, jan - feb, p. 169-217, 1968.
- BORTS, G. H. and STEIN, J. L. (1964): *Economic growth and a free market*. New York: Columbia University Press.
- BURSIK, R. J. “Social disorganization and theories of crime and delinquency”. *Criminology*. V26, insue 4, 1988.
- DE LONG, J. B. *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment*. *American Economic Review*. American Economic Association, vol. 78(5), 1988.
- CERQUEIRA, D. LOBÃO, W. *Determinantes da criminalidade: uma resenha dos modelos teóricos e resultados empíricos*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003a. (Texto para discussão, 956).
_____. *Condicionantes sociais, poder de polícia e o setor de produção criminal*. IPEA, 2003b. (Texto para Discussão, 957).
- CERQUEIRA, D.C. “*Causas e conseqüências do crime no Brasil*” Tese (doutorado em economia). Pontificada Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. Rio de Janeiro, out. 2010.
- EHRlich, I. “Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation.” *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, v.81, insue 3, p. 521- 563, may-june, 1973.
- FLORAX, R., FOLMER, H. E REY, S. “Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry’s methodology”. *Regional Science and Urban Economics*. V. 33 p.557–579, 2003.
- KREMPL, A P. Explorando recursos de estatística espacial para análise da acessibilidade da cidade de Bauru. Dissertação (Mestrado em engenharia dos transportes). USP. São Carlos, 2004. Disponível em: www.teses.usp.br/teses/disponiveis/18/18/37. Acesso em: 13 jun. 2012.
- KUME, L. “Uma Estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico”. Anais da ANPEC, 2004.

- LEVITT, S. "Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime", *American Economic Review*, v.87,insue 3, p.270-290, jun, 1997.
- LOUREIRO, A. O. F. Uma avaliação dos determinantes da criminalidade no Ceará. Disponível em: http://www2.ipece.ce.gov.br/encontro/artigos_2008/32.pdf, IPECE, 2008, com acesso em 25 de maio de 2012.
- MAGALHÃES, A. M.; HEWINGS, G.D.; AZZONI, C. Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil. *International Regional Science Meeting*, Chicago. *Anais do International Regional Science Meeting*, 2000.
- MARTIM, Ron; SUNLEY, Peter. Convergência lenta? a nova teoria do crescimento endógeno e o desenvolvimento regional. *Cadernos IPPUR/UFRJ*. Rio de Janeiro, v14, n. 1, ano 0, p. 7-12, jan./jul. 2000.
- MERLO, A. Income Distribution, Police Expenditures, and Crime: A Political Economy Perspective, *Journal of the European Economic Association*, April-May, v. 1(2-3), p. 450-458, 2003.
- MYRDAL, Gunnar. *Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas*. 3ª ed. Rio de Janeiro: Saga, 1972.
- OLIVEIRA, O. A. *Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras. Um enfoque de economia do crime*. ANPEC, 2005.
- PERROUX, F.. O conceito de pólo de crescimento. In. SCWHATZMANN, J. (Org.) *Economia regional e urbana: textos escolhidos*. Belo Horizonte: CEDEPLAR, p.145- 156. 1977
- PUECH, F. "How do criminal locate? Crime and spatial dependence in Minas Gerais" *Cerdi*. Université d'Auvergne. 2004.
- REY S.; MONTOURI, B. *US regional income convergence: a spatial econometric Perspective*. *Regional Studies Association* 33, 1999, 146-156.
- SARTORIS, A. N. *Homicídios na cidade de São Paulo: uma análise de causalidade e autocorrelação espaço-tempo*. Tese (doutorado em economia). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 2000.
- SCALCO, P. R. *Criminalidade violenta em Minas Gerais: Uma proposta de alocação de recursos em segurança pública*. Dissertação (Mestrado em economia). Faculdade de economia, Universidade Federal de Viçosa, 2007.
- TEIXEIRA, E. C. Dois ensaios da relação entre criminalidade e educação. Tese de Doutorado em Ciências (Economia Aplicada) - Universidade de São Paulo, 2011.
- WASELFISZ, J.J. *Mapa da violência 2010, anatomia dos homicídios no Brasil*. Instituto Sangari. São Paulo, 2010.
- WILLIAMSON, J. (1965): Regional inequality and the process of national development: A description of patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13, 3-45.
- WORRALL J. L.; PRATT T. C., On the Consequences of Ignoring Unobserved Heterogeneity when Estimating Macro-Level Models of Crime. *Social Science Research*, v. 33, p. 79-105, 2004.