

**CRIME CONTRA O PATRIMÔNIO NA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE: uma análise econômico espacial<sup>1</sup>.**

Marco Antônio S. Almeida\*

André Luiz Silveira Lopardi\*\*

**RESUMO**

Este trabalho buscou esclarecer a dinâmica da criminalidade na Região Metropolitana de Belo Horizonte e seus municípios vizinhos mais próximos para o ano de 2001. Utilizou-se, para isso, a Análise Exploratória de Dados Espacial e a Econometria Espacial. Foram tomados os respectivos municípios como unidades espaciais. Baseado na abordagem da escolha racional buscou-se verificar se os crimes decorreram de situações específicas da atividade sociais, econômicas e demográficas. Com o subsídio da ferramenta da autocorrelação espacial (I de Moran), procurou-se verificar a presença deste fenômeno para os índices de crime contra o patrimônio. Procurou-se, por outro lado, identificar a presença cluster mapeando a criminalidade. Por meio dos resultados, verificou-se a presença de associação espacial do crime nos municípios da região metropolitana de Belo Horizonte e seus vizinhos. O modelo com Lag Espacial em logaritmo revelou-se o mais indicado, revelando os principais determinantes do crime contra o patrimônio nesta região.

---

<sup>1</sup> Este trabalho é derivado da dissertação do primeiro autor e em parte replicado pelo segundo autor em sua monografia.

\* Doutorando em Economia pela UFF, mestre pela Unesp, economista da UFJF e professor do Instituto Vianna Jr. e-mail: [marcoasa@gmail.com](mailto:marcoasa@gmail.com)

\*\* Pós Graduado em Finanças pelo Ibmec, economista pelo Instituto Vianna Jr e economista do Banco do Brasil. e-mail: [andrelopardi@yahoo.com.br](mailto:andrelopardi@yahoo.com.br)

**PALAVRAS-CHAVE:** ECONOMETRIA ESPACIAL, AEDE, ECONOMIA DO CRIME, CRIME CONTRA O PATRIMÔNIO.

## INTRODUÇÃO

A sociedade contemporânea tem se deparado com um problema antigo que começa a sair de seu controle. A escalada da violência tem levado a um conjunto de perdas, seja através dos custos com segurança pública e privada, com despesas hospitalares, ou com a incerteza de quando ocorrerá o crime, uma sensação generalizada de insegurança.

Visando entender o fenômeno do crime, existem várias teorias que abordam o tema, porém de maneiras distintas. Existem aquelas que se baseiam nas patologias individuais, aquelas que consideram o criminoso como um subproduto do próprio sistema social, as que entendem o crime como fruto de uma desorganização social, todas com contribuições importantes. Segundo Oliveira (2005), complementares ao invés de excludentes.

A partir da teoria explicitada por Staley Gary Becker(1968), Nobel em economia de 1992, através de um modelo microeconômico, surge o suporte teórico econômico para a explicação da criminalidade sob o ponto de vista econômico. Em seu trabalho clássico, Becker traz a idéia do criminoso como um ser lógico, dando a introdução de modelos racionais da criminologia moderna.

Isaac Ehrlich (1973), aluno do Gary Becker, continua a desenvolver as suas idéias. O caráter inovador ocorre ao tratar o crime como uma questão de alocação de recursos e do tempo entre o crime e as atividades legais.

A evolução temporal da criminalidade na Região Metropolitana de Belo Horizonte revela que de 1986 a 1996, a criminalidade se manteve praticamente estável, apresentando um crescimento abrupto a partir de 1997 com relativa estabilidade entre 2000 e 2001. Os crimes contra o patrimônio se mostraram positivamente associados com as variáveis socioeconômicas. Isto é, acompanharam o crescimento da renda per capita e nível urbanização. Isso sugere que locais com maior

retorno esperado da atividade criminal são regiões de maior risco quando se considera crimes contra o patrimônio.

O total gasto com Segurança Pública somente para o município de Belo Horizonte correspondeu, segundo Rondon e Andrade (2003), a 50% do dispêndio com educação e 11 vezes mais do que os gastos com saúde. Segundo Beato e Reis (1999), a maior taxa de crescimento dentre os crimes violentos tem sido as dos crimes contra o patrimônio, principalmente nos locais mais populosos.

Para uma real melhoria da segurança pública e conseqüente diminuição da criminalidade deveria ocorrer um incremento do retorno das atividades legais, assim como uma maior oportunidade de acesso a essas atividades. Os acréscimos na probabilidade de punição da atividade ilegal juntamente com decréscimos dos retornos dessas atividades ilícitas também deveriam contribuir para a queda do crime. Os dois últimos fatos poderão ser alcançados pela reforma da polícia com treinamento e valorização profissional, juntamente com um maior controle institucional e pessoal com punições severas para os desvios de conduta destes profissionais. Tais medidas são condicionadas pelas restrições políticas e orçamentárias, mas que não podem ser deixadas de lado ou continuaria crescente a trajetória da criminalidade ao longo dos anos.

Visando mensurar o crime em relação aos tamanhos das cidades, Oliveira (2005) constrói baseado em Becker (1968), um modelo para explicar a criminalidade, em que o indivíduo irá cometer crimes se seus benefícios forem maiores que seus custos:

$$B > W + M + C + P(Pu)$$

(1)

onde:

B = os benefícios do crime;

W = o custo de oportunidade;

M = o custo moral;

C = custo de execução e planejamento do crime;

P(Pu) = o custo associado à punição (Pu);

P = sua respectiva probabilidade de ocorrer

Quando B for maior que o restante da equação, ocorreria um aumento substancial na criminalidade, pois seus benefícios seriam maiores do que as

atividades lícitas, ou seja, a escolha racional do indivíduo seria optar pela atividade criminosa. Contudo se ocorrer um aumento em  $W$ ,  $M$ ,  $C$ ,  $P$  ( $P_u$ ) e  $P$  a criminalidade teria um viés de queda. Isso seria possível por meio de incentivos na área social, melhor estruturação familiar e melhor e maior punibilidade nos crimes ocorridos. Desta maneira, o retorno esperado pelo crime tenderia a diminuir paulatinamente.

Além dos aspectos teóricos assinalados por Becker (1968), são incorporados na equação a questão espacial, pois segundo Anselin (1999), o crime tende a sobrepor as unidades federativas, e a omissão da dimensão espacial pode conduzir a estimativas enganosas derivadas da omissão de variáveis. Almeida (2007), Sartoris (2000), Almeida, Haddad e Hewings (2005), entre outros autores constataram a importância da análise espacial para explicar a criminalidade.

A dependência espacial irá surgir quando uma ocorrência de fenômenos em dada localidade ocorra nas demais e possa ser advinda de erros de delimitação geográfica das unidades analisadas, de problemas de agregação ou mais importantes, de externalidades que afetam certas unidades, com efeitos extrapolados para outras regiões geográficas.

Assim espera-se encontrar os respectivos coeficientes do modelo abaixo representando a explicação para a criminalidade.

$$Crim/h = a + \beta_1 Pol + \beta_2 Urb + \beta_3 Rend + \beta_4 vul + \beta_5 inerc + \rho wcrim/h + ui \quad (1)$$

Sendo:

Crim/h = crime contra o patrimônio por 100 mil habitantes

$\alpha$  = constante

$\beta_i$  = respectivos coeficientes angulares

Pol = efetivo policial

Emp = número de trabalhadores empregados

Urb = urbanização

Rend = Renda per capita

wcrim/h = crime nos municípios vizinhos

vul = vulnerabilidades familiar

inerc = crime defasado no tempo

Sendo  $ui$  um termo de erro aleatório com distribuição normal, média zero e variância constante, ou seja  $(E(ui)) = 0$  e  $\sigma^2(ui) = \sigma^2$  e sendo  $ui$  e  $uj$  não correlacionados (independentes) para  $i \neq j$ .

## 2 METODOLOGIA E DADOS

A representação do comportamento de um fenômeno econômico pode ser feito através dos modelos econométricos. Estes conjugam a teoria, dados da economia e recursos estatísticos tratando das interações entre variáveis e, no caso dos modelos econométricos espaciais, retratam influências e estrutura espacial.

Porém, antes de especificar os modelos a serem estimados, no caso de estudos regionais, é interessante fazer uma análise exploratória espacial. O papel das ferramentas de análise exploratória espacial é visualizar e descrever distribuição espacial, identificar padrão de associação espacial, (clusters), assim como observações discrepantes, (outlier).

Podemos dizer que há dependência espacial quando os valores da variável dependentes ou termos de erros em um local são correlacionados com os valores das variáveis das localidades circunvizinhas, verificando posteriormente se as observações espaciais estão aglomeradas, dispersas ou aleatoriamente distribuídas.

### 2.1 Autocorrelação Global

Segundo Anselin (1992), a presença de autocorrelação espacial ocorre normalmente quando valores vizinhos passam a influenciar-se mutuamente e é mensurada por meio de estatísticas globais como o I de Moran, que fornece a indicação formal do grau de associação linear entre vetores de valores observados ao longo do tempo  $t$ , ou seja, defasados espacialmente sendo subtraídos da média ponderada dos valores dos vizinhos.

Esta estatística varia entre -1 a 1 fornecendo uma medida geral de associação linear (espacial) entre  $y_i$  e a média ponderada dos valores da vizinhança ou lags espaciais ( $wy_i$ ). Quanto mais próximos de |1| maior autocorrelação.

$$I_{ii} = \frac{n}{\sum_i \sum_j W_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (2)$$

Onde  $Y_i$  é a variável de interesse do tipo intervalar ou no caso deste trabalho, a razão taxa de crime contra o patrimônio por 100.000 habitantes,  $n$  é o número de municípios (unidades espaciais) e  $W_{ij}$  é chamado como matriz de ponderação espacial, ou, peso espacial (estrutura de vizinhança).

## 2.2 Autocorrelação Local

Como o  $I$  de Moran é uma medida global este pode encobrir padrões locais de autocorrelação espacial. Muitas vezes é necessário examinar os padrões com mais detalhes, e, para isso, é preciso 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, LISA (Local Indicators of Spatial Association) produzem medidas de autocorrelação local capazes de exprimir tal fato, além de 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. Dessa forma, pretende-se identificar o grau de agrupamento dos valores similares de certa observação, estatisticamente significante, ou seja, relaciona-se o valor de uma variável em uma localização  $i$  com a média de uma variável vizinha, descrito segundo Almeida (2006) como:

$$I_{ii} = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j W_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n}$$

(3)

Onde:

$Y_i$  = observação da variável de interesse na região  $i$  para o ano  $t$ .

$\bar{y}$  = média das observações entre as regiões no ano  $t$ .

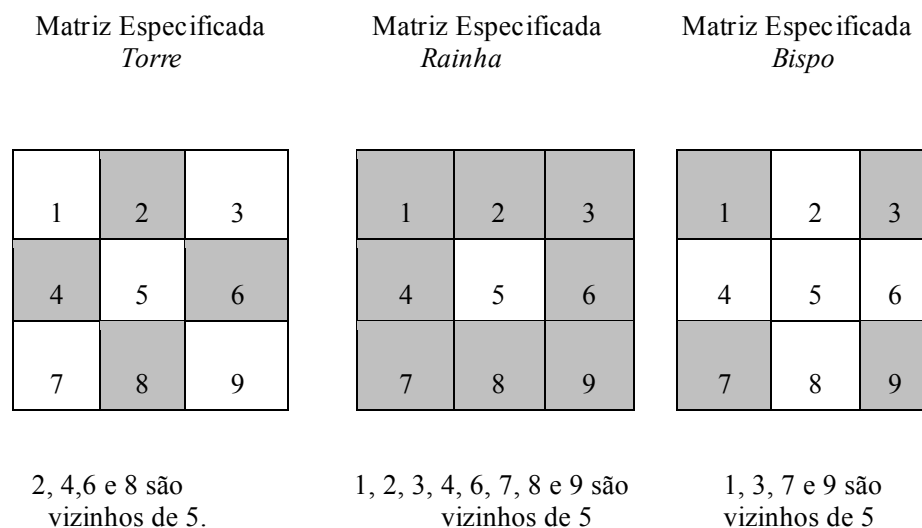
$W_{jt}$  = observação da variável de interesse nas regiões  $j$ , vizinhas a  $i$ , para o ano  $t$ .

### 2.3 Matriz de pesos espaciais

A matriz de pesos espaciais, ou matriz de adjacências, oferece uma forma de expressar a estrutura espacial dos dados. Segundo Anselin (1992), qualquer variável pode ser espacialmente defasada para qualquer unidade regional. A maneira mais comum para quantificar a estrutura de dependência espacial é, de acordo com Lesage (2004), utilizar a matriz de peso espacial.

Ela é conhecida como matriz de proximidade espacial  $W$ , e é usada para representar como a vizinhança influencia cada observação, expressando a estrutura espacial dos dados. No presente estudo, baseia-se na idéia de rainha e dos  $k$  20 vizinhos mais próximos.

**Figura 1: esquema explicativo dos conceitos de vizinhança torre, Rainha e Bispo**



Fonte: elaboração própria dos autores

A Figura 1, acima mostra as diferenças entre os conceitos de vizinhança, sendo as regiões cinza, os vizinhos considerados em cada caso. Sendo que em todas existem a captação dos impactos da caracterização espacial.

Neste tipo de técnica sugere-se realizar um teste com mais de um tipo de matriz de peso espacial para verificar a robustez dos resultados.

A matriz de peso espacial  $W$  utilizada na idéia dos  $k$  20 vizinhos mais próximos é calculada utilizando a idéia de grande círculo entre os centros das regiões dos indicadores da análise exploratória de dados espaciais.

Pode ser representada por:

$$\begin{cases} w_{ij}(k) = 0 \text{ se } i = j \\ w_{ij}(k) = 1 \text{ se } d_{ij} \leq D_i(k) \text{ e } w_{ij}^*(k) = w_{ij}(k) / \sum_j w_{ij}(k) \text{ para } k = 1, 2, \dots, n \\ w_{ij}(k) = 0 \text{ se } d_{ij} > D_i(k) \end{cases}$$

Onde:

$d_{ij}$  representa a distância, medida pelo grande círculo, entre os centros da região  $i$  e  $j$ .  $D_i(k)$  é um valor crítico que define o valor do corte, ou seja, a distância máxima para considerar as regiões como vizinhas a região  $i$ .

## 2.4 Econometria espacial

A econometria espacial pertence a um campo da econometria tradicional que leva em consideração a interação espacial nas proposições de possíveis soluções aos problemas econômicos, nos quais a dimensão espacial esteja presente. Como disserta Pimentel (2004), seria uma coletânea de ferramentas proposta para lidar com as particularidades advindas da influência do espaço sobre a análise estatística de dados espaciais. Por este motivo, a econometria espacial tem suas raízes em estudos específicos das áreas de ciência regional, geografia econômica e economia urbana.

O modelo clássico de regressão linear nos permite estimar relação entre uma variável dependente e um conjunto de variáveis explicativas. Assim, quando a variável dependente é contínua, um modelo que é naturalmente escolhido é o de



Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Formalmente, esta relação é expressa como:

$$Y = \beta_0 + \beta x + \varepsilon \quad (4)$$

Onde Y é a variável dependente,  $\beta_0$  a constante,  $\beta$  é o parâmetro a ser estimado x a variável independente e  $\varepsilon$  o termo de erro.

Contudo, o modelo clássico de análise de regressão linear não incorpora os componentes espaciais e muitas vezes para a explicação de um fato ou comportamento de uma variável em um espaço específico também deve-se considerar as interações no interior de tal localidade. De acordo com Anselin (1992), o erro residual de uma regressão pode ser considerado como englobando todos os elementos ignorados. Se qualquer um desses elementos mostrar um padrão espacial significativo, deveria ser refletido em um padrão espacial para os termos do erro. Assim, utilizamos modelos de regressão espacial, que, diferente dos modelos de regressão mais clássicos (Mínimos Quadrados Ordinários – MQO), pretendem explorar ou demonstrar a presença de dependência entre as observações no espaço. Em outras palavras, o objetivo é controlar a possibilidade de uma região com altas taxas de crime contra o patrimônio estar influenciando regiões vizinhas, corroborando o argumento da existência de dependência espacial.

A fim de identificar a melhor especificação do modelo econométrico, Florax, Folmer e Rey (2003) recomendam que seja seguido o seguinte roteiro:

- a) Estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO);
- b) Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por meio das estatísticas Multiplicador de Lagrange (ML)  $\lambda$  (defasagem espacial) e Multiplicador de Lagrange  $\lambda$  (ML) (erro espacial);
- c) Caso ambos os testes não sejam significantes, a utilização do modelo clássico é mais apropriada. Caso contrário é necessário seguir o próximo passo;

- d) Caso ambos sejam significantes, estima-se o modelo apontado como o mais significativo de acordo com as versões robustas desses testes, ou seja, Multiplicador de Lagrange Robusto (MLR)  $\rho$  (defasagem espacial) e Multiplicador de Lagrange Robusto (MLR)  $\lambda$  (erro espacial). Assim, caso  $MLR_{\rho} > MLR_{\lambda}$  usa-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado. Caso contrário,  $MLR_{\rho} < MLR_{\lambda}$ , usa-se o modelo de erro autorregressivo como o mais apropriado.

#### 2.4.1 Modelo de Defasagem Espacial (Lag espacial)

A versão pura do modelo de defasagem espacial inclui no modelo um termo para captar a difusão de um fenômeno qualquer através do espaço. Tal parâmetro associado à matriz de peso espacial, que representa a estrutura física de ligação regional, é capaz de dizer como a vizinhança influencia cada observação.

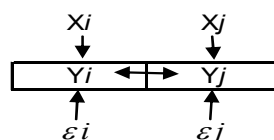
$$y = \rho W y + \epsilon \quad (5)$$

Ao incluir o conjunto de variáveis explicativas exógenas  $X$ , sem especificar a interação espacial, tem-se que:

$$y = \rho W y + X \beta + \epsilon \quad (6)$$

De acordo com Almeida (2006),  $y$  é um vetor  $N$  por  $1$  de observações sobre a variável dependente,  $W y$  é um vetor  $N$  por  $1$  de defasagem espacial,  $\rho$  é o coeficiente auto-regressivo espacial (um escalar),  $X$  é uma matriz  $N$  por  $K$  de observações sobre as variáveis explicativas exógenas com um vetor associado  $K$  por  $1$  de coeficiente de regressão  $\beta$  e um  $\epsilon$ , um vetor  $N$  por  $1$  de termo de erro aleatório distribuído aleatoriamente  $\epsilon \sim (0, \sigma^2 I)$ .

**Figura 2: Representação esquemática do modelo de defasagem espacial**



A figura 2 acima representa a interação espacial da variável explicada  $y$  com as demais variáveis explicativas. O modelo esclarece que a variável explicada interage com a mesma variável em outra localidade. A dependência é traduzida pelo  $\rho$ , dado a conectividade expressa na matriz de adjacências (peso espacial),  $w$ .

Ao passar o termo que capta o fenômeno espacial, da equação 6, para a esquerda, separando os termos, obtém-se:

$$y - \rho W y = X\beta + \epsilon \quad (7)$$

Pode-se a partir daí colocar  $y$  em evidência:

$$y(I - \rho W) = X\beta + \epsilon \quad (8)$$

Isolando  $y$ , variável de interesse passando o termo entre parênteses para o outro lado da equação, chega-se à forma reduzida ficaria:

$$Y = (I - \rho W)^{-1}X + (I - \rho W)^{-1}\epsilon \quad (9)$$

De acordo com Anselin (2003) apud Almeida (2006), a fórmula reduzida retrata a regressão econométrica espacial em que do lado direito contêm apenas as variáveis explicativas ( $X$ ), termos de erro ( $\epsilon$ ) e as transformações espaciais delas, tais como as defasagens espaciais de  $X$  e de  $\epsilon$ ,  $WX$  e  $X\epsilon$ .

Sendo que  $(I - \rho W)$  deve ser não-singular<sup>2</sup> para ser invertida e  $(I - \rho W)^{-1}$  representa uma série infinita que envolve os erros em todas as regiões.

$$(I - \rho W)^{-1} = (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots) \epsilon \quad (10)$$

De acordo com Almeida (2006), essa série infinita pode ser considerada uma expansão de Leontief que desempenha o papel de um multiplicador espacial, acarretando a simultaneidade espacial. Isto implica que a matriz  $(I - \rho W)^{-1}$  seja plena, fazendo com que cada região seja correlacionada com todas as outras, com a intensidade da correlação diminuindo com o aumento da ordem de contigüidade. Assim, no epicentro de um fenômeno regional, a intensidade é maior e perde força à medida que se distancia.

$$E(yy') = \sigma^2[(I - \rho W)(I - \rho W)']^{-1} \quad (11)$$

Este modelo precisa ser estimado por máxima verossimilhança (MV), procedimento implementado no programa no GeoDa e no SpaceStat, ou pelo

<sup>2</sup> Uma matriz  $W$  é dita singular quando o determinante desta é nulo, igual a zero.

método de variáveis instrumentais (VI) por causa da simultaneidade implicada pela matriz plena.

Omitir  $Wy$  no modelo é o mesmo que incorrer na falha de especificação da natureza da omissão de variáveis relevantes. Se o modelo de defasagem espacial for estimado pelo método dos mínimos quadrados (MQO), as estimativas dos coeficientes serão viesadas e inconsistentes.

De acordo com Gujarati (2000), o método de Máxima Verossimilhança (MV) possui boas propriedades teóricas e que se o erro é normalmente distribuído os coeficientes deste método serão idênticos ao método dos mínimos quadrados ordinários. O princípio da estimação por (MV) é gerar parâmetros que maximizem a probabilidade, a verossimilhança, que os valores obtidos na amostra sigam a distribuição da população. As propriedades que Gujarati (2000) se referiu como úteis são, conforme Greene (1997) devido a estes estimadores serem consistentes, terem distribuição assintótica normal e serem assintoticamente eficientes. Para que estas propriedades sejam alcançadas, é necessário expandir o tamanho da amostra.

A estimação de modelos espaciais pode por via da otimização da função log-verossimilhança. Tomando o modelo [ (6), ( $y = \rho wy + X\beta + \varepsilon$ )], com  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ , a função log-verossimilhança para o modelo de defasagem espacial segue, de acordo com Almeida (2006):

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \sum \ln |I - \rho W| - \frac{\varepsilon' \varepsilon}{2\sigma^2} \quad (12)$$

Sendo que:

$$\varepsilon = y - \rho Wy - X\beta \quad (13)$$

Substituindo essa expressão (13) na (12) obtém-se:

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \sum \ln |I - \rho W| - \frac{(y - \rho Wy - X\beta)' (y - \rho Wy - X\beta)}{2\sigma^2} \quad (14)$$

O terceiro elemento da função de log-verossimilhança é dedutivo dos modelos econométricos espaciais. Refere-se ao surgimento do determinante do Jacobiano da transformação de dimensão igual ao tamanho da amostra. Conforme Almeida (2006), este termo é derivado da simultaneidade expressa pela série infinita da expansão de Leontief. Em modelos a-espaciais, o Jacobiano da transformação assume o valor unitário não aparecendo assim na função log-verossimilhança como

uma matriz. Uma vez que o MQO não considera esse termo na minimização dos resíduos, este método mostra-se inapropriado para a estimação de diversos modelos econométricos espaciais, pois podem viesar os parâmetros.

## 2.5 Dados

A literatura que trata a economia do crime aponta como uma das principais dificuldades nesta área de pesquisa a falta de dados confiáveis coletadas de forma sistemática, o que dificulta a confecção de trabalhos que realmente possam esboçar os reflexos sociais e econômicos do crime. No Brasil, por exemplo, não há um órgão federal que coordene e divulgue tais dados. Kume (2004) adverte que cada Estado é responsável por sua estrutura de segurança o que implicaria na mudança metodológica, dificultando uma comparação direta dos dados divulgados em cada Estado.

Almeida, Haddad e Hewings (2005) chamam a atenção para uma subestimação dos dados de crime advindos de fontes oficiais como as secretarias de segurança pública. Este seria outro tipo de problema a ser considerado, apesar de alguns tipos de crime possuírem quase obrigatoriedade de seus registros, como os de ação pública incondicionada, apenas um percentual deles poderia estar representado nas fontes oficiais, criando uma cifra oculta imensurável. Erlich (1973) argumenta que crimes contra pessoa seriam geralmente motivados por ódio, colocando em cheque o uso do homicídio para proxy de razões econômicas. Por este motivo é alvo de estudo deste artigo apenas os crimes contra o patrimônio, uma vez que são mais relacionados com a realidade econômica.

Este estudo utiliza a base de dados do Atlas do Desenvolvimento Humano vinculado ao PNUD da ONU referente ao ano de 1991 e 2000, acerca do percentual de mulheres de 15 a 17 anos com filhos, sem cônjuge, pobres, população urbana e rural e renda per capita. Números de polícia per capita e quantitativo de crimes contra o patrimônio por 100 mil habitantes oriundos do Índice Mineiro de Responsabilidade Social relativos ao ano de 2001 extraído do banco de dados da

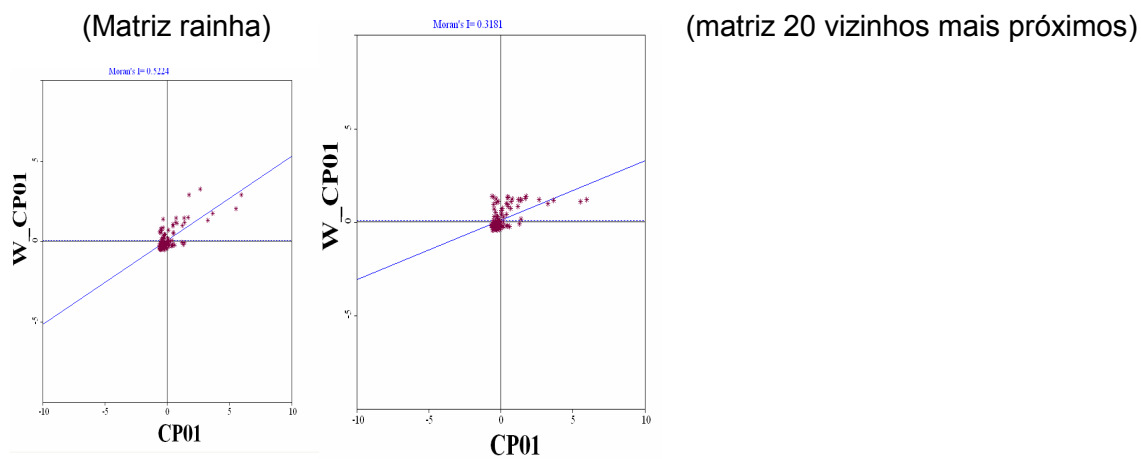
Fundação João Pinheiro, valores do PIB dos municípios extraídos do Ipeadata para os anos de 2000 e 2001. Segundo Almeida (2007), nas análises exploratórias de dados espaciais, a utilização do total de observações (em números absolutos) de um fenômeno pode ser desapropriado, segundo ele, estes atributos podem estar correlacionados com variáveis de escala, o que geraria relações espúrias. Nos estudos que envolvem criminalidade tal problema é corrigido pelo uso das variáveis intensivas levando em consideração a população, expressas em taxas de crime por 100 mil habitantes.

### **3 ANÁLISE DOS RESULTADOS**

#### **3.1 Análise Global da Região Metropolitana de Belo Horizonte e seus vizinhos**

Utilizando a associação geográfica global do I de Moran para os crimes contra o patrimônio referentes ao ano de 2001, encontra-se um valor de 0,5224 para esta estatística. Ao realizarmos o teste de pseudo-significância, gerando 999 permutações observa-se que este índice é estatisticamente significativo, com um p-valor a 0,001; indicando que este valor pode ser considerado um índice de autocorrelação espacial positiva, ou seja, os dados estão bem concentrados e distribuídos normalmente. A existência de crime em uma região influencia seus vizinhos positivamente. Quando se muda a matriz de peso espacial os resultados se mantêm próximos, o que nos permite dizer que estes resultados são robustos e confiáveis. Conforme se pode constatar na Figura 3 representada abaixo.

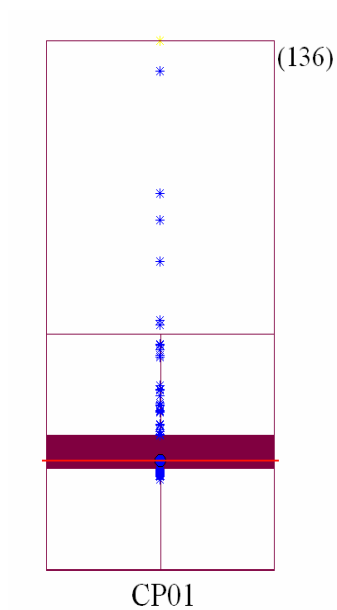
**Figura 3: Diagrama de Dispersão de Moran Crime contra o patrimônio por 100 mil habitantes região metropolitana de Belo Horizonte e seus vizinhos o ano de 2001**



A autocorrelação espacial existe quando há uma relação entre os acontecimentos em uma unidade do espaço com seus vizinhos podendo ser advinda de erros de delimitação geográfica das unidades analisadas, problemas de agregação, externalidades que venham a afetar as unidades ou outliers.

Para verificar se a autocorrelação é oriunda deste último, recorre-se ao Box plot abaixo:

**Figura 4: Blox Plot da variável taxa de crime contra o patrimônio por 100.000 habitantes na região metropolitana de Belo Horizonte e seus vizinhos o ano de 2001**



Fonte: elaborado pelo autor utilizando o programa GeoDa.

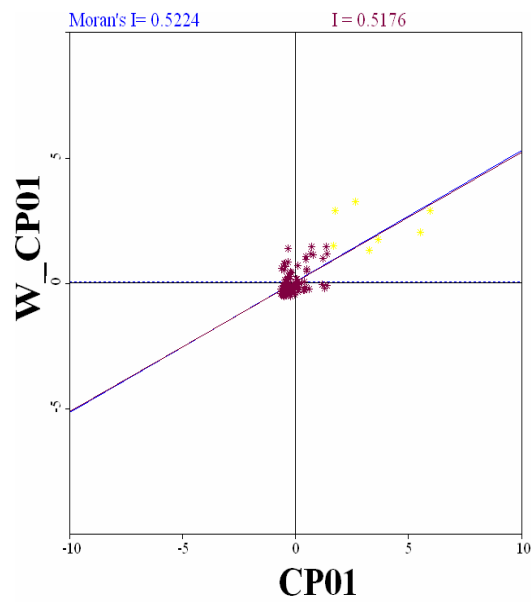
Como podemos depreender, é utilizado neste mecanismo estatístico um hinge igual a 3.0, ou seja, multiplica-se o intervalo interquartil por três, passando a aceitar mais valores discrepantes, ainda assim, o município de Contagem (destaque em amarelo) aparece como um outlier, superando inclusive o município de Belo Horizonte (outro outlier), na quantidade de crimes contra o patrimônio por 100 mil habitantes.

De acordo com a Figura 5 abaixo, pode-se verificar que os municípios de Belo Horizonte, Contagem, Ribeirão das Neves, Ibité, Santa Luzia e Betim são outliers, atuando como um ponto de alavancagem para taxas de crime contra o patrimônio por 100 mil habitantes, o que poderia estar influenciando significativamente os resultados encontrados. Ao retirar estes municípios, verifica-se uma diminuição dessa influência no I de Moran que passa de 0, 5224 para 0, 5176. Ainda assim,



estes outliers não foram capazes de alterar a significância estatística. Não sendo, por isso, fontes desta autocorrelação.

**Figura 5: Diagrama de Moran da variável taxa de crime contra o patrimônio por 100.000 habitantes na região metropolitana de Belo Horizonte e seus vizinhos o ano de 2001**

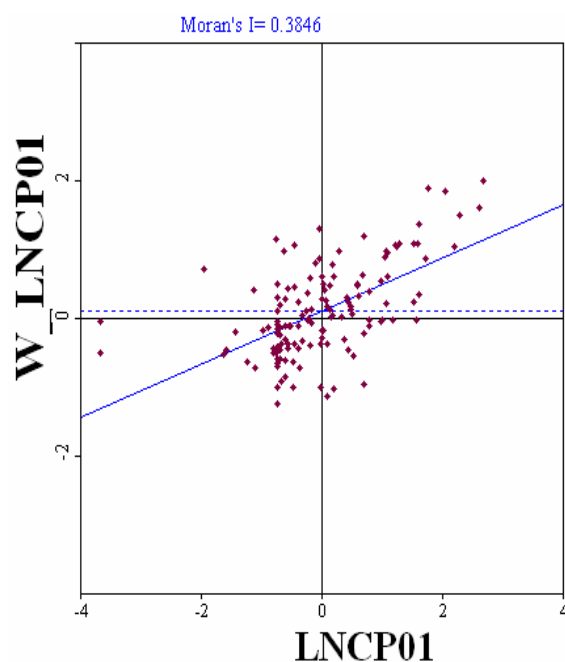


Fonte: elaborado pelo autor utilizando o programa GeoDa

Utilizam-se agora os dados de crime sob a forma logarítmica, uma vez que, representados desta forma, numa regressão, nos fornecem a idéia de sensibilidade, o que nos remete a uma visão econômica de elasticidade.

Da mesma forma, constatou-se que o crime é autocorrelacionado, apresentando um I de Moran de 0,3846, ao realizarmos o teste de pseudo-significância, gerando 999 permutações observa-se que este índice é estatisticamente significativo, com um p-valor a 0,001; ou seja, os dados estão bem concentrados. Conforme a Figura 6 abaixo.

**Figura 6: Diagrama de Dispersão de Moran da variável taxa de crime contra o patrimônio por 100.000 habitantes em logaritmo na região metropolitana de Belo Horizonte e seus vizinhos o ano de 2001**



Fonte: elaborado pelo autor utilizando o programa GeoDa.

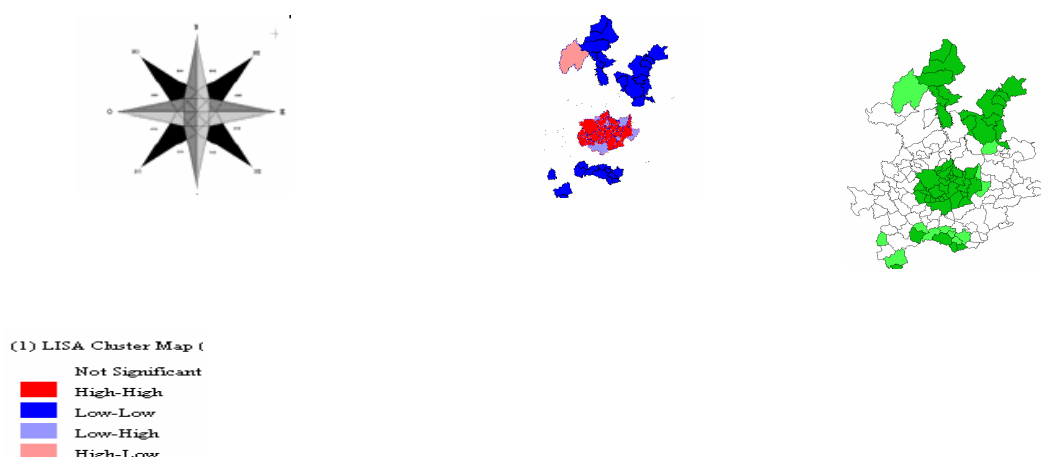
### 3.2 Estatística I de Moran Local

Recorre-se agora aos indicadores de associação espaciais locais (LISA Local Indicators of Spatial Association) para evitar que alguns padrões espaciais sejam encobertos pelo I de Moran global. Tendo em vista que este indicador não capta tais interações, não é possível exprimir a existência de valores semelhantes (clusters), observações discrepantes (outliers) e relacionar o valor de uma variável em uma localização  $i$  com a média de uma variável vizinha Como observado no Mapa 01

### 3.2.1 Análise Local da Região Metropolitana de Belo Horizonte e seus vizinhos

Como pode ser observado abaixo, utilizando a matriz de pesos espacial de k 20 vizinhos mais próximos, há existência de um cluster exatamente na região metropolitana de Belo Horizonte, ou seja, todos estes municípios destacados em vermelho possuem altos índices de crimes contra o patrimônio cercados por municípios com altas taxas. Existem também algumas áreas com baixas taxas, destacadas em azul claro no mapa, cercadas por áreas de altas taxas. Além disso, deparamo-nos com alguns clusters com baixas taxas de crimes contra o patrimônio, no detalhe em azul escuro, tendo em sua proximidade uma área com altas taxas, em rosa, sendo que esta última é influenciada pelas demais.

**Mapa 01 – dependência espacial local da variável taxa de crime contra o patrimônio por 100.000 habitantes na região metropolitana de Belo Horizonte (com borda) para o ano de 2001**



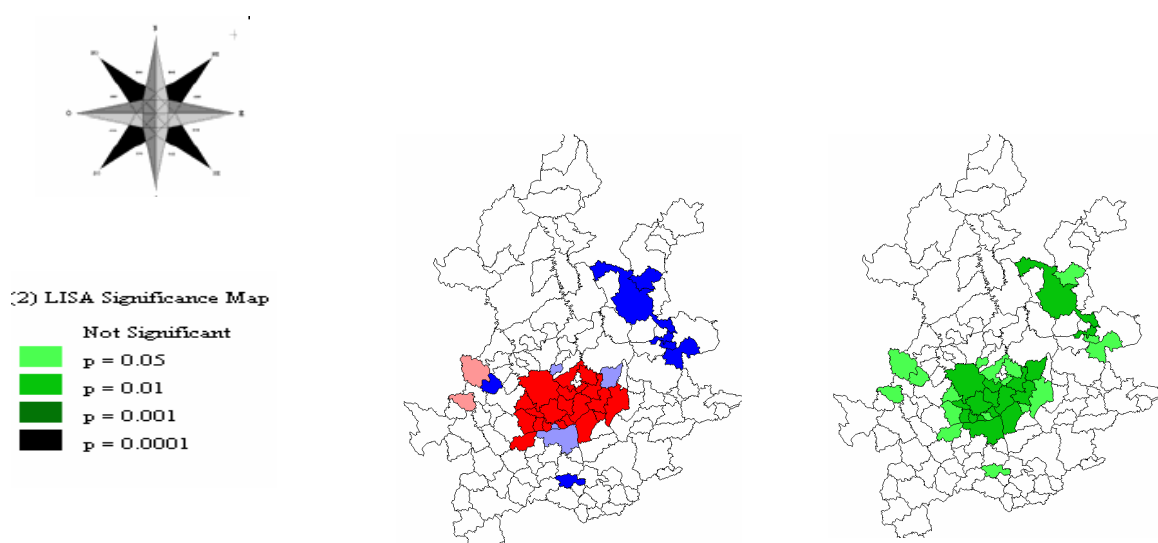
Fonte: elaborado pelo autor utilizando o programa GeoDa.

O Mapa acima deve ser analisado da seguinte forma: nas áreas em branco, não são significativa estatisticamente. Quanto mais escura a cor do mapa, maior o grau em que se pode rejeitar a hipótese nula de aleatoriedade; isto é, quanto mais forte a cor do mapa, maior a evidência de autocorrelação espacial.

Logo, com intuito de corroborar a hipótese alternativa de que há autocorrelação entre os municípios destacados, utiliza-se o mapa de significância estatística que se comparado com o de representação espacial local, nos fornece subsídios para rejeição da hipótese nula de não existência de autocorrelação espacial a significância de 5%, ou seja, existe autocorrelação entre os municípios destacados no Mapa 1.

Mudando-se a matriz de peso espacial para rainha, constatamos um cluster de altas taxas de crime contra o patrimônio muito parecido com o anteriormente apresentado, contudo existe uma diminuição das áreas concentradoras de regiões com baixas taxas de crime contra o patrimônio. O Mapa de significância estatística comprova novamente a presença de autocorrelação a 5%.

**Mapa 02 – dependência espacial local da variável taxa de crime contra o patrimônio por 100.000 habitantes na região metropolitana de Belo Horizonte (com borda) para o ano de 2001**



Fonte: elaborado pelo autor utilizando o programa GeoDa.

Podemos concluir, portanto que nos municípios onde há uma formação de cluster de altas taxas de crime existe uma autocorrelação positiva, assim como nos municípios onde há uma formação de clusters de baixas taxas de crime.

### **3.3 Análise econométrica**

Como apresenta Florax, Folmer e Rey (2003), foi utilizado, primeiramente o método dos mínimos quadrados ordinários, a partir daí gerou-se a regressão representada na Tabela 1 utilizando este método estando todas as variáveis em logaritmo.

Realizando uma análise do modelo, constata-se que o mesmo, mostrou-se ajustado, com o  $R^2$  igual a 0,96. Todas as variáveis apresentaram-se estatisticamente significativas ao nível de significância de 10% e com o sinal esperado compatível com a teoria, exceto a variável Polícia. A explicação para a inversão no sinal esperado na variável Polícia ocorre, pois ela atua mais como repressora do que preventivamente ao crime contra o patrimônio, o que nos permite entender que altas taxas de crimes exige dos municípios cada vez mais a presença de policiais.

A variável LNREND, que representa a renda, mostrou-se correlacionada com a teoria que sugere que em locais em que há maior concentração de capital, há maior incidência de crimes contra o patrimônio, pois maior será o retorno da atividade criminal.

A variável LNPUBAR representa o percentual de população urbana por área. Como salienta Oliveira (2005) existe uma correlação positiva entre tamanho das cidades e taxas de crime per capita. As cidades podem criar retornos extensos para o crime pela densidade de vítimas em áreas urbanas. De fato esta foi uma das constatações deste estudo.

**Tabela 1: Regressão do logaritmo natural do crime contra o patrimônio na região Metropolitana de Belo Horizonte e seus vizinhos para o ano de 2001 pelo método M.Q.O**

Var. dependente	Crim/h	N. de observações	136
R	0,966140	G. de liberdade	131
R-ajustado	0,965106		
Crit. de Akaike	324,354	Crit. Schwarz	338,917
<b>Var. explicativas</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>estatística-t</b>	<b>prob</b>
LNPUBAR	0,3304812	4,855188	0,0000034
LNPOL	0,1362532	1,760881	0,0805919
LNREND	0,4098725	2,644754	0,0091746
LNCRP	0,2796716	1,844428	0,0673799
LNINE	0,2045022	4,374273	0,0000246
Diagnósticos da regressão			
<b>Muticoliniaridade</b>		30,4248	
<b>Teste de normalidade dos erros</b>		nº	prob
Jarke-Bera		2,773474	0,3260396
<b>Diagn. de heterocedasticidade</b>			
Teste Breusch-Pagan		1,377086	0,0171324
Diagnósticos de dependencia espacial			
		valor	Prob
Moran's I (error)		2,5612524	0,0104296
Lagrange Multiplier (lag)		6,1643574	0,0130350
Robust LM (lag)		1,5774542	0,2091278
Lagrange Multiplier (error)		4,7240890	0,0297429
Robust LM (error)		0,1371857	0,7110950
Lagrange Multiplier (SARMA)		6,3015432	0,0428191

Fonte: elaboração própria baseado no Geoda

A variável LNCRP, expressa o percentual de crianças pobres no ano de 1991, o que segundo Levitt e Donohue (2005), pode representar um aumento de criminalidade anos mais tarde, uma vez que esses indivíduos podem sofrer, ao longo da sua criação, ações ou omissões que os levem a apresentar distúrbios comportamentais que unidos a falta de oportunidade esperada por eles, fazem com que passem a praticar ações delituosas para alcançar seus objetivos. Por fim a

variável Inercial, LNINE, representa o crime contra o patrimônio defasado no tempo, especificamente o ano de 2000.

Os diagnósticos da regressão de dependência espacial revelam que o Modelo de Lag Espacial é o mais indicado tanto pelo multiplicador de Lagrange quanto pelo Lagrange robusto. Os erros aparecem como normais o que viabiliza a utilização da maximoverossimilhança na geração do modelo. Há presença de homocedasticidade entre os dados, pois o valor do teste Koenker-Bassett foi não significativo. A multicolinearidade apresentou-se controlada correspondendo com o valor recomendado por Anselin (1992).

A regressão com o modelo de Lag Espacial para a variável Crime conforme Tabela 2, nos permite constatar que as variáveis permaneceram com o sinal esperado de acordo com a teoria, contudo, algumas variáveis não foram significativas. A variável Crianças Pobres permaneceu com o sinal esperado conforme da teoria, porém deixou de ser significativa a 10%. A variável  $\rho$  revelou o peso do impacto da criminalidade da vizinhança como variável explicativa do modelo, ou seja, a influência dos vizinhos.

**Tabela 2: Regressão do modelo de Lag Espacial do logaritmo natural do crime contra o patrimônio na Região Metropolitana de Belo horizonte e seus vizinhos pelo método da M.V.S**

<i>Var. dependente</i>	<i>Crim/h</i>	<i>N. de observações</i>	136
<i>R</i>	0.968149	<i>G. de liberdade</i>	130
<i>R-ajustado</i>	0,966924		
<i>Crit. de Akaike</i>	318,073	<i>Crit. Schwarz</i>	335,549
<b>Var. explicativas</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>estatística-t</b>	<b>Prob</b>
LNREND	0,3131198	2,024587	0,0449582
LNPOL	0,1218484	1,613586	0,1090422
LNCRP	0,1438288	0,9272377	0,3555214
LNPUBAR	0,2343911	3,153583	0,0020033
<i>P</i>	0,3248289	2,856956	0,0049820
LNINE	0,1824569	3,951629	0,0001267

Diagnósticos da regressão

<b>Diagn. de heterocedasticidade</b>	Valor	Prob
<i>Teste Breusch-Pagan</i>	1,339235	0,372116

Diagnósticos de dependência espacial

	Valor	Prob
--	-------	------

As demais variáveis permaneceram significantes a um nível de 1%. Com relação ao diagnóstico da regressão os dados permaneceram homocedásticos, e a dependência espacial foi devidamente controlada.



### **Comentários finais**

O crime é certamente um grave problema social e uma preocupação crescente em nossa sociedade. Devido a sua complexibilidade deve ser estudado sob diversas óticas do saber. Neste trabalho, contudo, foi abordada a ótica econômica da atividade criminosa com relação aos crimes contra o patrimônio como, roubo, furto e extorsão de forma agregada. Este trabalho focalizou a teoria desenvolvida por Gary Becker (1968) e expandida por Ehrlich (1973). Segundo as quais, o indivíduo adota uma postura racional, isto é, ele procura adequar da melhor forma possível seu tempo disponível entre atividades legais ou ilegais, para isso considera-se que o indivíduo têm conhecimento não necessariamente perfeito, dos custos e benefícios associados a esta escolha, ou seja, o crime é visto como uma atividade econômica qualquer.

A representação deste fenômeno foi feita por meio da utilização de técnicas de econometria espacial. Na qual foi conjugada a teoria apresentada com os dados disponíveis sempre levando-se em consideração o efeito espacial. A autocorrelação esteve presente nos indicadores calculados pelo programa GeoDa.

O fato do sinal da Variável Policia não estar de acordo com a teoria é explicado conforme os fundamentos de Levitt (1997), que argumentam que a polícia é autocorrelacionada com os crimes, pois onde há muitos crimes, conseqüentemente haverá muitos policiais. Tal pensamento nos leva a conclusão de que não basta o aumento do efetivo policial para combater a criminalidade. Com apenas essas poucas variáveis apresentadas podemos ter a noção da magnitude dos efeitos do crime, e a polícia talvez seja somente uma das ferramentas e certamente não a mais útil delas para combater este mal social. O diagnóstico de dependência espacial de ambas as regressões pelo método dos M.Q.O. apresentaram o modelo de Lag Espacial como o mais indicado. Tal indicador revela

que uma política de controle do crime tem que abranger uma região não bastando focalizar uma estratégia para municípios isoladamente.

Diante dos resultados apresentados, podemos inferir que existe uma relação de causalidade do crime com algumas variáveis principais, como: renda per capita, efetivo policial, a vulnerabilidade, representada como o percentual de crianças pobre para o ano de 1991 e mulheres com filho sem cônjuge, percentual de população urbana intensificada por área, emprego e o feito inercial do crime contra o patrimônio, no espaço e no tempo, em outras palavras, uma variação de 1% na renda, eleva em 0,33% a taxa de crime.

Para Região Metropolitana de Belo Horizonte e seus vizinhos, a queda nas taxas de crime contra o patrimônio estaria ligada a diminuição da renda, e, a longo prazo, a diminuição das vulnerabilidades sociais, juntamente com a diminuição de aglomeração urbana.

As demais variáveis não foram significantes estatisticamente. Estes quadros nos oferecem subsídios para afirmar que além da influência espacial entre os municípios existem outras variáveis importantes que influenciam a criminalidade nestas regiões, e por este motivo devem ser consideradas quando do estudo deste fenômeno social.

**CRIME AGAINST PROPERTY IN THE METROPOLITAN AREA OF BELO  
HORIZONTE: a spatial economic analysis.**

**ABSTRACT**

This study aimed to clarify the dynamics of crime in the metropolitan area of Belo Horizonte and its neighboring counties closest to the year 2001. We used to do this, the Exploratory Data Analysis and Spatial Econometrics Spatial. Their cities were

taken as spatial units. Based on the rational choice approach was sought to ascertain whether the crimes were the result of specific situations of social activity, economic and demographic. With the benefit of the tool of spatial autocorrelation (Moran's I), we tried to verify the presence of this phenomenon to the rates of property crime. It was, moreover, to identify the presence of cluster mapping crime. Through the results, we verified the presence of spatial association of crime in the metropolitan region of Belo Horizonte and its neighbors. The model with Spatial Lag in logarithm proved the most suitable, revealing the principal determinants of crime against property in this region.

**KEYWORDS:** SPATIAL ECONOMETRICS, ESDA, ECONOMICS OF CRIME, CRIME AGAINST PROPERTY

### REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G.J.S, The spatial patters of crime in Minas Gerais: an exploratory analisys: *Economia Aplicada*, vol.9, nº1, 2005.
- ALMEIDA, E. S, *Econometria Espacial Aplicada*. Juiz de Fora: Mimeo, FEA/UFJF, 2006.
- ALMEIDA,M.A.S, *Análise exploratória e modelo explicativo da criminalidade no Estado de São Paulo: interação espacial*, Dissertação de mestrado, UNESP, 2007
- ALMEIDA,M.A.S.; ALMEIDA, E. S.; SARTORIS, A. *Criminalidade no Estado de São Paulo: uma análise espacial*. IV Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 2006.
- ANDRADE, M. V., LISBOA, M. B. *Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo - 1981 a 1997*. Seminário sobre economia mineira, Diamantina, 2000, vol. 2, p 775-808.
- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht, Netherlands, 1999.
- ANSELIN, L. *Spacestat tutorial: a workbook for using Spacestat in the analysis of spatial data*. Illinois: Urbana, 1992.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*. v. 27, p. 93-115, 1995.

ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO. Atlas. Disponível em: [HTTP// www. Atlas/instalação/index/php](http://www.Atlas/instalação/index/php) > acesso em 22 de junho de 2008.

BEATO, C. REIS, I. A. Desigualdade, desenvolvimento sócio econômico e crime. Mimeo. Rio de Janeiro: IPEA, 1999.

BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, nº1, p. 169-217, 1968.

BLOCK, M.K.; HEINEKE, J.M. A labor theoretic analysis of criminal choice. *The American Economic Review*. v. 65, (3) p. 314-325, Jun- 1975.

CERQUEIRA, D. LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: uma resenha dos modelos teóricos e resultados empíricos. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para discussão, 956).

DATAGERAIS. Índice Mineiro de Responsabilidade Social. Disponível em: [HTTP// WWW. Datagerais.mg.gov.br/site/ínt\\_imrs.php](http://WWW.Datagerais.mg.gov.br/site/ínt_imrs.php)> acesso em 05 de março de 2008.

EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, v. 81, p. 521- 563, May, 1973.

FAJNZYLBER, P. ARAÚJO, A.F. O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime. Mimeo. Rio de Janeiro: IPEA, 2001.

FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*. V. 33, n.5, p.557-79, 2003.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Centro de Pesquisas Sociais. Disponível em: <http://www4.fgv.br/cps/simulador/site%5Freligioes2/>. Acesso em: 4 de junho de 2008.

GLASER, E. L.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J.A. Crime and Social Interaction. The Quarterly Journal of Economics, v 111. p 507-548, may, 1996.

GONÇALVES, EDUARDO. A distribuição espacial da atividade inovadora brasileira: uma análise exploratória. Belo Horizonte. UFMG/ CEDEPLAR, 2005. (Texto para discussão, 246)

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo. Makroon Books, 2000.  
KREMPI, A. P. Explorando recursos de estatística espacial para análise da acessibilidade da cidade de Bauru. Dissertação de mestrado, USP, 2004. Disponível em: [www.teses.usp.br/teses/disponiveis/18/18/37](http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/18/18/37). Acesso em: 13 jun. 2008.

KUME, L. Uma Estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. ANPEC, 2004. Disponível em [www.anpec.org.br](http://www.anpec.org.br) Acesso em 2 de ago 2006.

LEVIT, S. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. American Economic Review, 87, p.270-290, 1997.

LEVIT, S. D.; DUBNER, S. J. **Freakonomics**: o lado oculto e inesperado de tudo que nos afeta. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

LESAGE, J.P. An Introduction to Econometrics. Livro texto não publicado disponível em: <http://jpl.econ.utoledo.Edu/faculty/lesage/econ4810/econ4810.html>. Acesso em: 04 de maio de 2008.

MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G.; AZZONI, C. Spatial dependence and regional convergence in Brazil. Working Paper Real, Urbana, 2000.

OLIVEIRA, O. A. Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras. Um enfoque de economia do crime. ANPEC, 2005.

PAIXÃO, A.L. Crime e criminosos em Belo Horizonte 1932-1978. In: **Crime e Poder**. São Paulo: Brasiliense, 1983.

PEIXOTO, B. T.; MORO, S; ANDRADE, M. V. Criminalidade na região Metropolitana de Belo Horizonte: Uma análise espacial. **Anais do XI Seminário de Economia Mineira**. Diamantina, 2004.

PIMENTEL, E. A. **Desigualdades Regionais no Brasil e sua dinâmica durante a década de 1990**: um estudo espacializado. São Paulo: USP, 2004.

RONDON, V. V; ANDRADE, M. V. Custo da criminalidade em Belo Horizonte. Niterói: **Economia**. v.4, p. 223-259, Jul./ dez, 2003.

ROSS, S. D. Denúncia e dependência socioespacial: uma análise dos elementos da mobilização na cidade do Rio de Janeiro por meio do disque-denúncia, a partir de um modelo de regressão espacial. Tese (mestrado). Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 2007.

SARTORIS, A. N. Homicídios na cidade de São Paulo: uma análise de causalidade e autocorrelação espaço-tempo. Tese (Doutorado). São Paulo: USP, 2000.

TEIXEIRA, E.C.; SERRA, M. A. O impacto da criminalidade no valor da locação de imóveis: o caso de Curitiba. **Economia e Sociedade**. V. 15 n1 175-205. Campinas, 2006.

UNIVERSITY OF ILLINOIS AT URBANA-CHAM. GeoDa. Disponível em: [HTTP//WWW. Uiuc.edu/downloadin.php](http://WWW.Uiuc.edu/downloadin.php)> acesso em 02 de março de 2008.