

**DETERMINANTES DAS TAXAS DE CRIMES NO PARANÁ: UMA ABORDAGEM ESPACIAL\***

**Karina Simone Sass**

Mestranda no Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE/UFPR)  
E-mail: karinasass@gmail.com

**Alexandre Alves Porsse**

Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE/UFPR)  
E-mail: porsse@gmail.com

**Eduardo Ramos Honório da Silva**

Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE/UFPR)  
E-mail: edmusta@gmail.com

**RESUMO:** O objetivo deste trabalho é identificar os fatores que influenciam as taxas de homicídios dos municípios do estado do Paraná. A técnica empregada é a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e a estimação de modelos espaciais. A AEDE indica que há autocorrelação espacial positiva nas taxas de homicídios dos municípios do Paraná. Os modelos espaciais estimados são os modelos de defasagem da variável dependente (SAR), defasagem do termo de erro (SEM), modelo Dublin espacial (SDM) e Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG). Dentre as variáveis explicativas do modelo estão as variáveis socioeconômicas, demográficas e uma variável que expressa a ação do poder público. Os resultados das regressões dos modelos espaciais apontam que as taxas de homicídios nos municípios do estado do Paraná são influenciadas pela taxa de pobreza, pelo grau de urbanização, além das características dos municípios vizinhos. A estimação do modelo RPG evidencia que as características locais dos municípios são importantes na determinação dos fatores que influenciam as taxas de homicídios, fornecendo subsídios relevantes para a formulação de políticas públicas de combate à criminalidade em uma perspectiva espacial.

**Palavras-Chave:** Taxas de homicídios; Econometria espacial; Paraná.

**Classificação JEL:** C21; K42; R0; R10.

**ABSTRACT:** The objective of this article is to identify the factors that have influence in the homicide rates of the cities of Paraná state. The technique used is the Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) and the estimation of spatial models. The ESDA indicates the presence of positive spatial autocorrelation in the homicide rates. The spatial models estimated are the Spatial Autoregressive Model (SAM), Spatial Error Model (SEM), Spatial Dublin Model (SDM) and Geographically Weighted Regression (GWR). Among the model's explanatory variables are socioeconomic and demographic variables and a variable that shows the action of government. The results of the spatial models indicate that the homicide rates are influenced by the poverty rate, the degree of urbanization and the characteristics of the closest neighbors. The GWR results show that the local features are import to set the variables that have influence on homicide rates, raising important information to support the design of public policies.

**Keywords:** Homicide rate; Spatial econometric, Paraná.

**JEL Code:** C21; K42; R0; R10.

## 1. Introdução

A criminalidade é um dos temas que mais afligem o Brasil atualmente e é um dos entraves para o desenvolvimento econômico e social devido ao alto custo que impõe à sociedade. Mesmo sendo um tema amplamente estudado, ainda há respostas a serem dadas sobre as causas da criminalidade no Brasil. Uma das teorias mais comuns é atrelar a prática de atos criminosos às mazelas sociais que afetam principalmente os grandes centros urbanos. O desemprego, a má distribuição de renda e a má qualidade de vida são apontados como os principais condicionantes para a prática do crime. Entretanto, o que os dados sobre a criminalidade no Brasil para os anos 2000 mostram contraria essa visão. Mesmo com a melhora de vários indicadores econômicos e sociais durante toda a década, as taxas de crimes, principalmente as taxas de homicídios por 100 mil habitantes, continuaram a crescer. No caso do estado do Paraná, foco desse estudo, o cenário não é diferente. Como exemplo, toma-se o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) do estado do Paraná, enquanto o mesmo melhorou de 0,650 (ano 2000) para 0,749 (ano 2010), a taxa de homicídios por 100 mil habitantes subiu de 18,29 para 33,41 para os respectivos anos (IPARDES, 2015).

O espaço que determinado município ocupa também é determinante de suas taxas de homicídios. Municípios que estão próximos à grandes centros e/ou a lugares com altas taxas de criminalidade, geralmente, têm elevadas taxas de crimes. Por esse motivo, métodos de econometria espacial vêm sendo amplamente utilizados para análise da criminalidade. Dentre os métodos mais utilizados estão a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), que permite identificar padrões de autocorrelação espacial e *clusters* e a estimação de modelos espaciais. Outro método ainda pouco explorado em análises de criminalidade, mas que pode contribuir para o debate dos condicionantes do crime, é a Regressão Ponderada Geograficamente (RPG). A RPG pode captar os efeitos locais, intrínsecos a cada município, e assim contribuir para o entendimento da criminalidade em regiões específicas.

O objetivo deste artigo é verificar a existência de dependência espacial nas taxas de homicídios e investigar os determinantes da criminalidade dos 399 municípios do estado do Paraná. Será calculado o *I* do Moran para verificar se há autocorrelação espacial entre as taxas de homicídios dos municípios e, caso positivo, serão estimados modelos econométricos espaciais para estimar os seus condicionantes. Além dessa introdução, o trabalho está organizado em mais cinco seções: referencial teórico, descrição dos dados utilizados, metodologia utilizada, resultados e considerações finais.

## 2. Referencial teórico

### 2.1. Condicionantes da criminalidade

A criminalidade é um tema amplamente estudado tanto pela economia como pelas demais ciências sociais. Na economia, a única teoria econômica formalmente aceita sobre o crime foi apresentada por Becker (1968) e afirma que o principal determinante que leva um indivíduo a praticar um ato criminoso é o retorno monetário que o mesmo lhe proporciona. Ações que tornem a prática criminosa mais custosa são, portanto, o principal foco de políticas públicas que visam à redução da criminalidade.

Pela sociologia, Cohen e Felson (1979) apresentaram o que chamaram de “abordagem das atividades de rotina” para analisar as tendências e os ciclos das taxas de crimes. Essa abordagem sugere que mudanças estruturais nos padrões de rotina podem influenciar as taxas de crimes por afetarem a convergência no espaço e no tempo de três elementos: agressores motivados, alvos convenientes e ausência de policiais capazes de coibir a prática criminal. A falta de um desses elementos é suficiente para prevenir a ocorrência de um ato criminoso. Outra teoria comumente citada em estudos de criminalidade é a teoria da desorganização social de Shaw e McKay (1942). O elemento central dessa teoria é que as comunidades em um determinado local podem ser caracterizadas pelas suas organizações. Comunidades organizadas socialmente são solidárias, coesas e a coletividade

ajuda a reduzir as taxas de crimes (KUBRIN, 2009). Fatores como a desigualdade social e a pobreza podem levar à desorganização social e assim, indiretamente, afetar os índices de crimes. A desigualdade gera tensões sociais quando os menos desprovidos materialmente são comparados com aqueles mais ricos. O sentimento de desvantagem e injustiça leva os pobres a buscarem compensação e satisfação em todos os sentidos, incluindo cometer crimes contra pessoas, tanto ricas como pobres (ANDRESEN, 2005).

Os trabalhos sobre criminalidade realizados por economistas, de certa forma, sempre incorporaram os conceitos teóricos da teoria da desorganização social, pois geralmente associam os índices de criminalidade a condições socioeconômicas de alguma unidade geográfica, exemplos são os trabalhos de Andresen (2005), Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002) e Kelly (2000).

Andresen (2005) investigou o aspecto espacial da atividade criminal na cidade de Vancouver no Canadá, empregando a teoria da desorganização social e a teoria das atividades de rotina e múltiplas medidas do crime. O autor utilizou variáveis como a taxa de desemprego, a escolaridade, a densidade populacional, a porcentagem de jovens na população, dentre outras, para capturar o efeito da desorganização social utilizando modelos econométricos espaciais. Os modelos estimados forneceram grande suporte para a teoria das atividades de rotina pelo espaço, mas não para a teoria da desorganização social. Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002) verificaram a causalidade da relação entre a desigualdade de renda e os crimes violentos em diversos países, dentre as variáveis utilizadas estão o índice de Gini e as taxas de homicídios e de roubos. Os autores chegaram à conclusão de que a desigualdade de renda medida pelo índice de Gini tem um efeito positivo e significativo sobre a incidência de crimes, a rápida redução da pobreza em determinado país leva à redução dos índices nacionais de crimes. Resultados semelhantes a esses foram encontrados por Kelly (2000), que investigou a relação entre os crimes violentos e a desigualdade de renda dada pela taxa média do rendimento familiar médio.

No Brasil, de acordo com Menezes e Uchoa (2012), são duas as principais ideias que norteiam o tratamento dado à criminalidade. Uma delas é alinhada com a teoria da desorganização social e aponta a criminalidade como um problema de cunho eminentemente social: são as mazelas sociais as principais causas da violência. Políticas públicas de cunho preventivo como a redução da desigualdade social e da pobreza além de investimentos em educação são os principais meios de conter a violência. Dentre os estudos sobre criminalidade que citam essa corrente como determinante do crime está o de Cerqueira e Lobão (2004), os quais afirmam que, enquanto não forem superados os problemas socioeconômicos que afetam os grandes centros do Brasil, será difícil solucionar a questão da criminalidade.

A outra ideia prega a dissuasão individual como forma de combater o crime e atribuiu à ineficiência das políticas de segurança pública em coibir a violência os altos índices de criminalidade observados no Brasil. A falta de políticas públicas de segurança adequadas cria um cenário próspero às práticas criminais; num ambiente de desrespeito às normas sociais, legislações mais duras e maior policiamento ostensivo são as principais maneiras de reduzir a criminalidade. Dentre os estudos que verificaram a relação entre crimes e atuação do poder público cita-se Loureiro e Carvalho Junior (2007) que avaliaram o impacto gerado pelos gastos públicos em segurança e assistência social sobre a criminalidade nos estados brasileiros. Os autores concluíram que parece não existir um efeito de dissuasão consistente de medidas de repressão, como despesas em segurança pública, sobre o crime no Brasil. Menezes e Uchoa (2012) também não encontraram indícios de que o aumento do aparato policial e dos gastos em segurança pública sejam significativos na determinação do crime nos estados brasileiros.

Além das variáveis que estão relacionadas com as teorias apresentadas sobre os condicionantes da criminalidade (pobreza, desigualdade de renda, desemprego e número de policiais), há outros fatores frequentemente ligados aos altos níveis de crimes como o grau de urbanização, a densidade populacional, o nível de escolarização e a proporção de jovens na população.

Historicamente, os grandes centros urbanos são os lugares com os mais altos índices de violência no Brasil, devido ao fato de que grandes aglomerados populacionais estariam mais propensos a marginalizar seus integrantes. Um ponto levantado por Menezes e Uchoa (2012) é que,

com uma maior concentração populacional no meio urbano, aumenta-se o anonimato reduzindo a fiscalização social do comportamento individual. Além disso, o meio urbano propicia mais oportunidades à prática criminal.

O nível de escolaridade tem um efeito ambíguo sobre as taxas de criminalidade. De acordo com Suliano e Oliveira (2013) espera-se que um nível de escolaridade mais alto aumente o custo moral de se cometer um crime, além de vir a representar melhores oportunidades nas atividades legais decorrentes dos maiores retornos salariais resultantes do maior nível de escolaridade. Por outro lado, um maior nível de capital humano pode representar menores custos em termos de planejamento e execução de um crime levando, portanto, a um efeito contrário ao anterior.

Em seu trabalho empírico, Araújo Jr e Fajnzylber (2001) apontam que o problema da criminalidade é mais acentuado entre os jovens: além das taxas de homicídios serem maiores em faixas etárias reduzidas, notou-se que nessas faixas etárias é que são encontrados os maiores efeitos de algumas das variáveis sociais e econômicas, notadamente a renda e o desemprego. Esses autores sugerem que para conter o crime violento, além de oferecer melhores oportunidades no mercado de trabalho legal e restringir as possibilidades de atuação dos indivíduos nos setores marginais, os governantes deveriam ter extrema atenção para com as camadas mais jovens da população. Para Menezes e Uchoa (2012), essa parcela da população influi ao mesmo tempo nas causas e nos efeitos da criminalidade, o que explica o grande impacto que essa parcela da população exerce sobre a criminalidade. A porcentagem de homens entre 15 e 24 anos na população foi utilizada como um dos determinantes da criminalidade dos estados brasileiros por Loureiro e Carvalho Junior (2007) e apresentou efeito negativo e significativo em quase todas as categorias de crimes analisados.

## 2.2. Análise espacial da criminalidade

O lugar em que o crime ocorre necessita ser uma das dimensões a serem investigadas em estudos sobre a criminalidade, essencialmente porque o crime tem uma geografia e dentro desta geografia as teorias da desorganização social e das atividades de rotina têm um papel essencial (ANDRESEN, 2005).

No Brasil, uma das técnicas mais utilizadas em análises espaciais da criminalidade é a AEDE. Dentre os trabalhos que utilizaram essa técnica podem-se citar Almeida, Haddad e Hewings (2005), Almeida e Guanzioli (2013) e Santos e Santos Filho (2011). Os dois primeiros verificaram os padrões de distribuição espacial das taxas de homicídios do estado de Minas Gerais, porém, para períodos diferentes. Foram encontrados os seguintes resultados: as taxas de crimes no estado de Minas Gerais não são distribuídas aleatoriamente no espaço, existe uma autocorrelação espacial positiva, ou seja, municípios que têm altos (baixos) índices de crimes estão próximos de municípios com também altos (baixos) índices de crimes. Santos e Santos Filho (2011) empregaram a técnica da AEDE para análise dos padrões de distribuição espacial das taxas de crimes dos estados brasileiros e chegaram ao resultado de que o crime não é distribuído aleatoriamente entre os estados brasileiros.

A criminalidade no estado do Paraná já foi tema de análises espaciais. Kleinschmitt, Wadi e Staduto (2012), utilizando a AEDE, e Plassa e Parré (2015), fazendo uso da análise fatorial e da AEDE, investigaram a existência de autocorrelação espacial nas taxas de homicídios dos municípios paranaenses. Kleinschmitt, Wadi e Staduto (2012) evidenciaram que existe uma alta concentração das taxas de homicídios no espaço paranaense e uma associação espacial com as variáveis socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura urbana ao longo do território. Plassa e Parré (2015) verificaram que as variáveis socioeconômicas de um município e de seus vizinhos são importantes na determinação dos fatores que mais influenciam as taxas de homicídios no Paraná.

Além da AEDE, outra técnica empregada é a estimação de modelos espaciais. Peixoto, Moro e Andrade (2004) estimaram os modelos SEM (*Spatial Errors Model*) e SARMA (*Spatial Autorregressive and Moving Average*) para verificar as variáveis que estão correlacionadas com a criminalidade na Região Metropolitana de Belo Horizonte. Foram inclusas, no modelo, variáveis que poderiam ser associadas a aspectos econômicos e ecológicos do crime, tais como: tempo médio de atendimento da polícia, disponibilidade de rede de esgoto, oferta de educação, índice de serviços

privados e padrão de acabamento das residências. Os resultados indicaram que o modelo SARMA é o que melhor se ajusta aos dados, as taxas de homicídios são negativamente correlacionadas com o nível de acabamento das residências e positivamente correlacionadas com o tempo médio de atendimento da polícia.

Modelos econométricos espaciais também foram estimados para os condicionantes dos crimes do Rio Grande do Sul por Oliveira (2008). Foram utilizadas como variáveis dependentes as taxas de homicídios, de roubos e de furtos dos municípios gaúchos e como variáveis explicativas a renda dos 10% mais ricos e 10% mais pobres, a densidade demográfica, o acesso à escola, as habitações subnormais, as mulheres chefes de família e o índice de Gini. A dependência espacial não foi significativa nos modelos especificados para a taxa de homicídios, indicando que o modelo estimado por regressão simples é bem ajustado aos dados. Entretanto, nos modelos estimados para as taxas de furtos e roubos, a dependência espacial da variável explicada é significativa. Dentre as variáveis explicativas, as significativas no modelo proposto para as taxas de homicídios são a renda dos 10% mais pobres, as mulheres chefes de famílias, a densidade demográfica, o acesso à escola e o índice de Gini, evidenciando a importância de fatores econômicos e sociais na explicação das taxas de homicídios.

### 3. Dados

#### 3.1. Variável explicada

A variável de interesse é a taxa de homicídios por 100 mil habitantes disponibilizada pelo SIM-DATASUS. Com o objetivo de amenizar o efeito de algum fator externo aleatório que tenha impactado as taxas de homicídios em determinado ano, será considerada nos modelos como variável explicativa a média aritmética<sup>1</sup> das taxas de homicídios dos anos de 2010 a 2012. A taxa de homicídios por 100 mil habitantes vem sendo amplamente utilizada como *proxy* para criminalidade em estudos sobre o crime tais como Santos e Santos Filho (2011) e Menezes e Uchôa (2012). A justificativa para o uso dessa variável é a facilidade de obtenção dos dados e o fato de que os determinantes da criminalidade possam ser bem representados pela tendência de homicídios por envolver uma menor taxa de sub-registros (SULIANO; OLIVEIRA, 2013).

#### 3.2. Variáveis explicativas

Como visto acima, no Brasil, são duas as principais abordagens a respeito dos determinantes da criminalidade, a que relaciona o crime às mazelas sociais e a que o relaciona com elementos de dissuasão. Essas duas abordagens não são antagônicas ou excludentes, ambas podem se complementar e ser relevantes para a solução da violência que aflige a grande maioria das cidades brasileiras. A partir dessa observação, foram selecionadas para compor o modelo de estimação dos determinantes do crime no estado do Paraná variáveis que representam os elementos centrais presentes nas abordagens citadas e variáveis que são comumente incluídas em análises empíricas sobre criminalidade. Os fatores considerados como determinantes básicos da variação das taxas de crimes dos municípios do Paraná são: porcentagem de homens entre 15 e 24 anos na população, densidade demográfica, grau de urbanização, índice de Gini, taxa de analfabetismo, taxa de desemprego, taxa de pobreza e taxa de policiais por 100 mil habitantes.

As variáveis índice de Gini, taxa de pobreza e taxa de desemprego são incluídas no modelo para captar os efeitos esperados pela teoria da desorganização social sobre a criminalidade. A pobreza, a desigualdade de renda e a extrema pobreza seriam responsáveis pela insegurança e pela instabilidade social e, assim, levariam a um aumento nas taxas de crimes.

Para representar o efeito de dissuasão e a atuação do poder público é incluída no modelo a variável taxa de policiais por 100 mil habitantes. Não há dados disponíveis para esta variável em nível municipal, porém, é possível obter a taxa de policiais por 100 mil habitantes para cada município

<sup>1</sup> O uso da média das taxas também foi utilizado por Almeida e Guanzioli (2013) e Santos e Santos Filho (2011).

através dos dados do número de policiais militares por batalhão da Polícia Militar (PM) e dados da população residente nos municípios. A segurança pública no Paraná é organizada em áreas de atuação, cada uma dessas áreas é composta por municípios com proximidade geográfica e possui um batalhão da PM que é responsável pela segurança dos municípios pertencentes a ela. Assim, para a construção da variável, o número de policiais militares<sup>2</sup> alocados em cada batalhão da PM foi dividido pela soma da população residente de todos os municípios pertencentes à mesma área de atuação do batalhão, o resultado foi multiplicado por 100 mil. Municípios que estão na mesma área de atuação têm a mesma taxa de policiais por 100 mil habitantes. Os dados do efetivo de policiais militares por batalhão são da Secretaria de Estado de Segurança Pública do Paraná (SESP/PR) e foram acessados através de Freitas (2013).

A estimação do efeito do número de policiais por habitantes sobre as taxas de crimes pode ser comprometida pelo problema da endogeneidade. Este problema pode ser causado pela causalidade simultânea entre número de policiais e taxas de crimes: o poder público responsável pela segurança pública tende a responder a aumentos do crime contratando mais força policial. Uma vez identificada a endogeneidade da variável policiais por 100 mil habitantes é necessário corrigir o problema através do uso de variáveis instrumentais, entretanto, encontrar instrumentos válidos que sejam relacionados com a presença da polícia, mas não correlacionado com o crime, pode se tornar uma tarefa difícil. Worrall e Kovandzic (2010) e Lin (2009), ao estudarem a relação entre o efetivo policial e os índices de crimes, sugerem o uso de variáveis relacionadas às finanças públicas, como a arrecadação de impostos, como instrumentos para o número de policiais. A justificativa utilizada é de que o efetivo de policiais depende do montante de recursos arrecadados pela entidade governamental, porém, esse montante não influencia diretamente os índices de crimes, só o faz através do efetivo policial. Os resultados encontrados pelos referidos autores mostraram que a receita tributária é um instrumento válido para o efetivo de policiais.

O grau de urbanização e a densidade demográfica foram incluídos no modelo para captar o efeito do meio urbano sobre o crime, espera-se que ambos tenham efeitos positivos sobre as taxas de homicídios. A taxa de analfabetismo representa no modelo o efeito do nível educacional da população dos municípios sobre a criminalidade e a proporção de jovens entre 15 e 24 na população indica se essa parcela da população tem efeito sobre as taxas de homicídios dos municípios.

Com exceção do número de policiais por 100 mil habitantes, os dados das demais variáveis utilizadas nas regressões são do Censo Demográfico 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e foram acessadas através do Banco de Dados do Estado disponibilizado pelo IparDES. A descrição mais detalhada das variáveis encontra-se no apêndice.

#### 4. Metodologia

A análise das taxas de homicídio dos municípios do estado do Paraná será realizada através da AEDE e da estimação de regressões de modelos econométricos espaciais.

##### 4.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

De acordo com Almeida (2012), a AEDE é uma coleção de técnicas para análise estatística de informação geográfica, com o intuito de descobrir padrões espaciais nos dados e sugerir hipóteses, que procura descrever distribuições espaciais, identificar observações discrepantes no espaço, descobrir padrões de associação espacial e sugerir *clusters* espaciais.

O primeiro passo para realizar a AEDE é verificar se as taxas de homicídio são distribuídas aleatoriamente ou se são autocorrelacionadas no espaço. O instrumento utilizado nessa tarefa é a estatística *I* de Moran global, um coeficiente de associação linear do tipo cruzado que é dado por:

---

<sup>2</sup> Considera-se apenas o número de policiais militares, pois é a esta categoria que está designada a função de proteger os cidadãos. Não foram considerados os policiais que estão alocados em batalhões de temas específicos e nem os bombeiros.

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

em que:  $n$  - número de unidades espaciais;  $y_i$  - variável de interesse; e  $w_{ij}$  - peso espacial para o par de unidades espaciais  $i$  e  $j$ , medindo o grau de interação entre elas.

É válido analisar a estatística  $I$  para mais de uma matriz de ponderação espacial e comparar os resultados, a fim de detectar discrepâncias. Assim, a estatística  $I$  será estimada para as convenções de pesos espaciais rainha<sup>3</sup>, torre<sup>4</sup>, cinco vizinhos mais próximos (K5), oito vizinhos mais próximos (K8) e matriz de distância fixa.

O valor esperado para o  $I$  de Moran é o valor que seria obtido se não houvesse padrão espacial nos dados, ou seja, teria um valor esperado de  $-[1/(n-1)]$ .

Outro indicador de captura dos padrões de autocorrelação espaciais são os indicadores LISA (*Local Indicator of Spatial Association*) que têm a capacidade de indicar *clusters* espaciais significativos estatisticamente. Um dos principais indicadores da autocorrelação espacial local é o  $I$  de Moran local, o qual faz uma decomposição do indicador global de cada observação em 4 categorias (AA, BA, AB, BB), cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran.

#### 4.2. Modelos econométricos espaciais

Detectada a autocorrelação espacial, os modelos propostos para os condicionantes das taxas de homicídio devem incorporar os componentes espaciais. Esses componentes se referem a defasagens na variável dependente, na variável independente e/ou no termo de erro.

A escolha do modelo mais adequado aos dados requer inicialmente que seja estimada uma regressão por OLS (*Ordinary Least Squares*) e, então, sejam verificados os resultados do diagnóstico para autocorrelação espacial. Os testes a serem verificados se dividem em geral ( $I$  de Moran) e específicos (Multiplicadores de Lagrange). O teste  $I$  de Moran é uma adaptação da estatística  $I$  de Moran para o contexto da análise de regressão linear. A hipótese nula do teste assume que os resíduos da regressão estimada por OLS são distribuídos aleatoriamente ao longo do espaço. A rejeição da hipótese nula sugere que os resíduos são autocorrelacionados espacialmente.

O teste  $I$  de Moran apenas informa se a autocorrelação espacial existe, mas não especifica qual formato a mesma assume. É necessário então se voltar para os testes dos Multiplicadores de Lagrange:  $ML_\rho$  (analisa a defasagem espacial da variável dependente e tem como hipótese nula  $\rho=0$ ) e  $ML_\lambda$  (analisa a autocorrelação espacial no erro e tem como hipótese nula  $\lambda=0$ ). Se  $ML_\rho$  e  $ML_\lambda$  não forem significativos, são mantidos os resultados do modelo estimado por OLS. Se somente  $ML_\rho$  for significativo, o modelo mais adequado é o SAR<sup>5</sup> (*Spatial Autoregressive Model*). Se somente  $ML_\lambda$  for significativo, o modelo apropriado é o SEM (*Spatial Error Model*). Se ambos forem significativos, é necessário verificar os testes  $ML_\rho$  e  $ML_\lambda$  robustos. O mais significativo indica o modelo mais apropriado.

Para fins de comparação, será estimado também o Modelo Dublin Espacial, ou modelo SDM. A justificativa para a estimação desse modelo é o fato de ele possuir um alcance global, dado pelo multiplicador espacial da variável dependente, e um alcance localizado, dado pelas defasagens espaciais das variáveis explicativas.

Os modelos a serem estimados são:

$$OLS: y = \alpha + \beta X + \varepsilon \quad (2)$$

<sup>3</sup> Na convenção de contiguidade rainha, além das fronteiras com extensão diferente de zero, são considerados os vértices (nós), na visualização de um mapa, como contíguos.

<sup>4</sup> Na convenção torre, apenas as fronteiras físicas com extensão diferente de zero entre as regiões são levadas em conta.

<sup>5</sup> Detalhes dos modelos em Almeida (2012).

$$SAR: y = \alpha + \rho Wy + \beta X + \varepsilon \quad (3)$$

$$SEM: y = \alpha + \beta X + v \quad (4)$$

em que:  $v = \lambda Wv + \varepsilon$ .

$$SDM: y = \alpha + \pi_1 Wy + \pi_2 X + \pi_3 WX + \varepsilon \quad (5)$$

em que:  $y$  - taxa de homicídios por 100 mil habitantes;  $X$  - conjunto de variáveis explicativas; e  $W$  - matriz de pesos espaciais.

Os modelos espaciais não podem ser estimados pelo método OLS, pois os coeficientes serão viesados e inconsistentes no modelo SAR e não serão eficientes no modelo SEM. O método mais utilizado na estimação desses modelos é o Método de Máxima Verossimilhança (MV), porém, esse método requer que os erros sigam uma distribuição normal. Caso não possa ser assegurada a normalidade dos erros, outros métodos devem ser utilizados na estimação, tais como o Método das Variáveis Instrumentais (IV) para os modelos SAR e SDM ou o Método Generalizado dos Momentos (GMM) de Kelejian e Prucha<sup>6</sup> para o modelo SEM. No método IV, o estimador utilizado é o Mínimo Quadrado em Dois Estágios Espacial (GS2SLS).

A ideia básica do método de Variáveis Instrumentais é usar um conjunto de instrumentos para a defasagem da variável dependente  $Wy$  que apresente as propriedades de relevância e exogeneidade. De acordo com Almeida (2012), o cumprimento da propriedade da relevância requer que esses instrumentos precisem estar correlacionados com a defasagem espacial da variável dependente a fim de que apresentem capacidade preditiva, e a propriedade da exogeneidade exige que tal conjunto de instrumentos não esteja correlacionado com o termo de erros. “Os candidatos para instrumentalizar  $Wy$ , sugeridos por Kelejian e Robinson (1992) e Kelejian e Prucha (1998), devem ser retirados do conjunto das defasagens espaciais explicativas exógenas  $WX$  ou  $WX^2$ ” (ALMEIDA, 2012, p.196). No caso do modelo SDM, também pode ser utilizado o método das Variáveis Instrumentais, caso os erros não sejam normais. Porém, não se pode utilizar  $WX$  como instrumento para a variável endógena  $Wy$ , pois as variáveis contidas  $WX$  serão usadas como instrumentos para as próprias variáveis  $WX$ . Os novos instrumentos podem ser as defasagens espaciais das defasagens de  $X$ , ou seja,  $WX^2$ . O uso de  $WX$  e  $WX^2$  como instrumentos para  $Wy$  é baseado no fato de esses instrumentos serem considerados bons, pois são não correlacionados com o termo de erro aleatório e são muito correlacionados com  $Wy$ . Se o instrumento não for muito correlacionado com  $Wy$ , ele é considerado um instrumento fraco. Ainda não há na literatura de econometria espacial um teste específico para verificar se as variáveis utilizadas para instrumentalizar  $Wy$  são realmente bons instrumentos. Entretanto, Pace, LeSage e Zhu (2011) realizaram simulações Monte Carlo para verificar o desempenho de alguns estimadores dos modelos SAR e SDM, dentre eles os estimadores IV. As simulações indicaram que o modelo SDM pode estar mais sujeito aos efeitos dos instrumentos fracos, mas novas análises ainda precisam ser realizadas.

#### 4.3. Regressão Ponderada Geograficamente (RPG)

Os modelos SAR, SEM e SDM buscam tratar a questão da dependência espacial (autocorrelação espacial) com uma abordagem global através da inserção de parâmetros na regressão linear simples. Eles têm como pressuposto básico a homogeneidade ou estacionariedade espacial, sem a presença de agrupamentos. Assim, esses modelos não captam os efeitos locais, intrínsecos a cada uma das unidades geográficas em análise. Visto que o estado do Paraná possui grande diversidade entre suas regiões, ao se desprezar as características locais, podem-se perder informações

<sup>6</sup> Detalhes em Anselin (2001).



importantes a respeito dos condicionantes do crime. Conhecer os efeitos locais é importante para aplicação de políticas públicas de combate à criminalidade, pois podem ser aplicadas políticas específicas para cada região e assim se atingir um melhor resultado.

Uma forma de captar os efeitos locais é através da utilização de Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG). O modelo RPG é a estimação de um modelo específico para cada região, controlando, portanto, a heterogeneidade espacial. Por meio dessa metodologia, é possível analisar os condicionantes das taxas de homicídios para cada município paranaense.

De acordo com Almeida (2012), o modelo RPG estima uma equação para cada localidade usando subamostras dos dados. As regiões que fazem parte dessas subamostras são escolhidas de acordo com as suas distâncias em relação ao local para o qual está sendo calculada a regressão. O modelo também admite que dados mais próximos exerçam maior influência do que os dados relativos às áreas mais distantes. Dessa forma, o modelo RPG propõe a seguinte equação:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (6)$$

em que  $(u_i, v_i)$  indica as coordenadas do ponto  $i$  no espaço,  $\beta_k(u_i, v_i)$  é uma função contínua no ponto  $i$  e  $x_{ik}$  são as variáveis explicativas de cada região  $i$ , sendo  $k$  igual ao número de variáveis independentes para cada região. A estimação de  $\beta(u_i, v_i)$ , feita por mínimos quadrados ponderados, tem os seus pesos modificados sob influência da proximidade com o ponto de regressão  $i$ . Esta ponderação é feita pela função kernel espacial. A largura da banda é um dos pontos importantes desse método, sendo que essa largura pode ser constante (constituindo um kernel espacial fixo) ou adaptativa. No caso do kernel adaptativo, nas áreas onde as observações são mais escassas, o kernel se expande e, quando as observações são mais abundantes, o kernel se encolhe, produzindo estimativas mais eficientes e menos viesadas. Neste artigo foi utilizado o kernel adaptativo.

Estimadas as regressões globais e locais, deve-se usar o critério de informação Akaike (AIC) para determinar se há ganhos em termo de melhora de ajuste da regressão com a utilização da regressão local. Os resíduos das regressões locais também devem ser testados para a autocorrelação espacial ( $I$  de Moran), caso a estatística seja significativa, é necessário incorporar no modelo as dependências espaciais tal como as especificações dos modelos SAR e SDM. As regressões estimadas por RPG para as especificações SAR e SDM são respectivamente:

$$y_i = \alpha(u_i, v_i) + \rho(u_i, v_i) W y_i + \sum \beta_k(u_i, v_i) X_{ik} + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$y_i = \alpha(u_i, v_i) + \rho(u_i, v_i) W y_i + \sum \beta_k(u_i, v_i) X_{ik} + \sum \tau_k W x_{ik} + \varepsilon_i \quad (8)$$

Para expurgar a endogeneidade da variável  $W y$  em relação à  $y$ , o modelo é estimado por variáveis instrumentais, tendo como instrumentos as variáveis  $W X$ . Em outras palavras, estima-se uma regressão auxiliar de  $W y$  contra as variáveis explicativas,  $X$ , e contra as suas defasagens espaciais,  $W X$ . Depois, utiliza-se o valor predito de  $W y$  na regressão (7). Para o modelo SDM, são usadas como instrumentos para  $W y$  as variáveis  $W X$  e  $W W X$ <sup>7</sup>.

Ao serem estimados modelos locais, é importante verificar a variabilidade geográfica dos coeficientes das variáveis, ou seja, verificar se existe linearidade espacial nos parâmetros estimados. A variabilidade geográfica dos coeficientes variáveis é testada através da comparação entre o modelo RPG ajustado e um modelo no qual o  $k$ -ésimo coeficiente é fixo enquanto os outros coeficientes são mantidos como no modelo RPG ajustado. Se o modelo original é melhor que o modelo alterado, conforme indicação do critério AIC, pode-se afirmar que o  $k$ -ésimo coeficiente varia no espaço. O teste repete a comparação para todos os coeficientes. A comparação pode ser feita através da diferença de critérios que mostra a diferença entre o modelo original e o modelo modificado. Se o modelo modificado apresentar um ajuste melhor, terá um AIC menor que o do modelo original e a diferença

<sup>7</sup> A mesma discussão apresentada sobre o uso de  $W X$  e  $W X^2$  como instrumentos para  $W y$  também se aplica no contexto do modelo RPG.

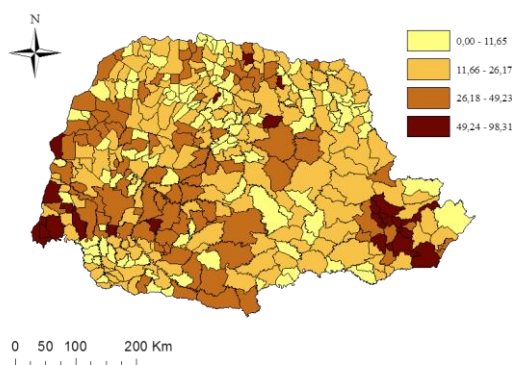
de critério torna-se um valor positivo, indicando que não há variabilidade espacial. Caso o valor da diferença de critérios esteja entre -2 e 2, o resultado pode ser considerado um suporte fraco para comparação dos modelos.

## 5. Resultados

### 5.1. Distribuição das taxas de homicídio

A simples observação da distribuição das taxas de homicídio na Figura 1 permite observar um padrão de distribuição espacial. A cor mais escura representa os municípios com as maiores taxas de homicídios por 100 mil habitantes. Municípios com altas taxas estão concentrados em uma mesma região sugerindo a existência de *clusters* espaciais. A associação espacial, entretanto, necessita de confirmação através de testes formais, que serão realizados nas seções seguintes.

**Figura 1 - Distribuição das taxas de homicídio no Estado do Paraná 2010-2012**



Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Arcgis.

### 5.2. Teste de autocorrelação global

O primeiro passo na análise de AEDE é a estimação da estatística  $I$  de Moran para as taxas de homicídios. Na Tabela 1, são apresentados os resultados da estatística  $I$  de Moran, calculada segundo cinco diferentes convenções de matrizes de pesos espaciais: rainha, torre, 5 vizinhos mais próximos (K5), 8 vizinhos mais próximos (K8) e matriz de distância fixa.

Para os 399 municípios do Paraná, o valor esperado do coeficiente de Moran,  $E(I)$ , é de -0,0025. Valores acima de  $E(I)$  indicam autocorrelação positiva. Como podem ser observados, os valores de  $I$  estimados excedem  $E(I)$  e os  $Z$ -valores são significativos ao nível de significância de 1%, logo, há autocorrelação espacial positiva nas taxas de homicídios. Isso significa que municípios com altas (baixas) taxas são vizinhos de municípios com altas (baixas) taxas. Os dados não se mostraram sensíveis à convenção de matrizes de pesos espaciais, em todas as convenções analisadas os valores são muito próximos e todos são significativos.

**Tabela 1 - Coeficiente  $I$  de Moran para a variável correspondente à taxa de homicídio**

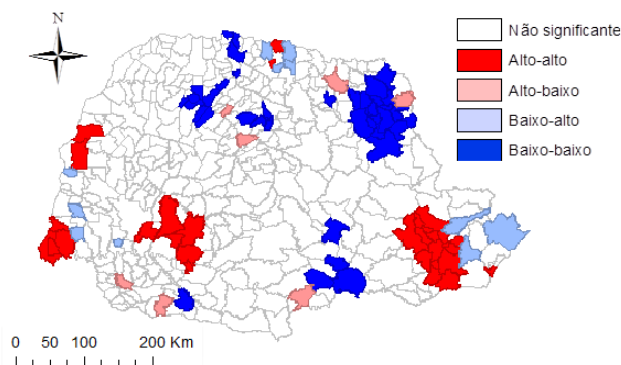
Convenção	$I$	p-valor	Z-valor
Rainha	0,316	0,001	10,144
Torre	0,317	0,001	10,452
K5	0,331	0,001	11,034
K8	0,327	0,001	13,872
Distância fixa	0,323	0,001	12,887

Fonte: Elaboração própria.

### 5.3. Análise espacial dos clusters

Nessa seção, procura-se identificar padrões de associação linear espacial localizada através do  $I_i$  de Moran local. Segundo Almeida (2012), para cada observação, é computado um  $I_i$ , assim, obtém-se  $n$  computações da estatística  $I_i$  e os seus respectivos níveis de significância. Na Figura 2, é apresentado o mapa de *clusters* LISA, que combina a informação do mapa de significância das medidas de associação local  $I_i$ . O mapa foi construído a partir da matriz de pesos espaciais convenção rainha, as outras convenções apresentaram o mesmo resultado.

**Figura 2 - Mapa de *clusters* LISA para as taxas de homicídio 2010-2012**



Nota: Mapa com 999 permutações e nível de significância de 5%.

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Geoda.

No mapa, podem ser observados os quatro agrupamentos para as taxas de homicídios: alto-alto, baixo-baixo, baixo-alto e alto-baixo. Há três agrupamentos do tipo alto-alto. Um deles é composto por alguns municípios da Região Metropolitana de Curitiba (RMC), um grande centro com alto grau de urbanização e grande densidade demográfica, características que podem estar associadas à alta taxa de crimes nessa região. A disparidade socioeconômica dentre os municípios da RMC também é grande, enquanto Curitiba, a mais rica, apresenta bons indicadores (taxa de pobreza baixa e índice de desenvolvimento humano alto) vários municípios que estão ao seu redor enfrentam situação oposta. Essa disparidade socioeconômica também pode ser um dos fatores que levam à concentração do crime nessa região. Outro agrupamento é composto por municípios que ficam na fronteira do Brasil com o Paraguai, nessa região o intenso tráfico de drogas pode ser a explicação das altas taxas de violência no local. Também, na região Oeste do Estado, há um grupo de seis municípios que têm elevadas taxas de homicídios. Esses municípios são predominantemente rurais (grau de urbanização baixo) e com elevadas taxas de pobreza. Os agrupamentos com o padrão baixo-baixo são compostos por municípios, em geral, de pequeno porte, com considerável grau de urbanização e índices de pobreza baixos. Os padrões baixo-alto e alto-baixo referem-se a municípios que estão

próximos a municípios com as características descritas anteriormente e não abrangem muitos municípios.

#### 5.4. Resultados dos modelos espaciais

Nessa seção, serão discutidos os resultados dos modelos estimados. Antes de estimar o modelo OLS dado pela expressão (3), é verificada a endogeneidade da variável taxa de policiais por 100 mil habitantes através do teste de Hausman segundo Wooldridge (2003). O resultado do teste<sup>8</sup> não indica que a taxa de policiais por 100 mil habitantes seja endógena. Para Vollaard e Koning (2009), a simultaneidade pode não ocorrer porque pode levar tempo para o poder público contratar e treinar novos policiais, portanto, o nível de crimes não influenciará no número de policiais no presente. Assim sendo, as estimações serão feitas considerando a taxa de policiais por 100 mil habitantes como exógena.

A Tabela 2 apresenta o diagnóstico para a autocorrelação espacial para a regressão estimada por OLS levando-se em consideração cinco tipos de matrizes de pesos espaciais. O teste *I* de Moran indica que há autocorrelação espacial nos erros para as cinco convenções de matrizes utilizadas, indicando que um modelo econométrico espacial se ajusta melhor aos dados. Os testes  $ML_{\rho}$  e  $ML_{\lambda}$ , por sua vez, são ambos significativos, assim, para definir o modelo que melhor se ajusta aos dados, é necessário olhar para os testes robustos. O teste  $ML_{\rho}$  robusto é mais significativo que o  $ML_{\lambda}$  robusto, indicando que a autocorrelação espacial assume a forma de defasagem espacial da variável dependente. Todas as convenções de matrizes espaciais adotadas apontam para o mesmo resultado, entretanto, a matriz de oito vizinhos mais próximos (K8) apresentou resultados mais significativos em relação às demais, por esse motivo esta será a matriz adotada na estimação dos modelos.

**Tabela 2 - Diagnóstico para autocorrelação espacial**

Diagnóstico	Rainha	Torre	K5	K8	Distância fixa
Moran's I	8,608 [0,000]*	8,614 [0,000]*	8,993 [0,000]*	11,265 [0,000]*	10,686 [0,000]*
$ML_{\rho}$	76,261 [0,000]*	76,393 [0,000]*	80,440 [0,000]*	121,958 [0,000]*	109,825 [0,000]*
$ML_{\rho}$ robusto	10,796 [0,001]*	10,769 [0,001]*	8,934 [0,003]*	13,622 [0,000]*	10,507 [0,004]*
$ML_{\lambda}$	65,869 [0,000]*	66,038 [0,000]*	71,508 [0,000]*	109,011 [0,000]*	99,677 [0,000]*
$ML_{\lambda}$ robusto	0,404 [0,525]	0,414 [0,520]	0,0015 [0,969]	0,675 [0,411]	0,359 [0,549]

Nota: Em colchetes está o valor da probabilidade. \* $p \leq 0,01$ , \*\* $p \leq 0,05$ .

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 3, são indicados os resultados dos testes de diagnóstico para o modelo OLS. Há evidências de heterocedasticidade verificada através dos testes de White e de Breusch-Pagan, a hipótese nula de homocedasticidade é rejeitada em ambos os testes com significância de 1%. É

<sup>8</sup> Para realização do teste, assumiu-se como instrumento para a taxa de policiais por 100 mil habitantes a variável arrecadação per capita municipal de ICMS, que se mostrou ser um instrumento válido (o coeficiente é significativo e o valor de F é superior a 10). Esse procedimento foi baseado em Worrall e Kovandzic (2010) e Lin (2009). As demais variáveis da equação estrutural foram consideradas exógenas. O coeficiente, na equação estrutural, dos resíduos da equação reduzida tem p-valor igual a 0,978, portanto, conclui-se que a taxa de policiais por 100 mil habitantes não é endógena.

comum a presença de erros heterocedásticos em modelos em que há dependência espacial, pois a variância dos termos de erros pode ser afetada pela dependência espacial dos dados. Com a inclusão da defasagem espacial no modelo, o problema deve ser corrigido. O teste Jarque-Bera indica que a regressão apresenta erros não normais ao nível de significância de 1%. O teste de multicolinearidade indica que não há graves problemas de multicolinearidade no modelo. A medida de qualidade de ajuste é dada pelo Pseudo R-quadrado que é expresso como a razão entre a variância dos valores ajustados pelo modelo e a variância dos valores observados para a variável dependente<sup>9</sup>.

**Tabela 3 - Diagnóstico da regressão estimada por OLS**

Teste	MI/DF	Valor	Probabilidade
Multicollinearity condition number	-	67,464	-
Breusch-Pagan test	8	34,591	0,000*
White	44	100,506	0,000*
Jarque-Bera	2	253,769	0,000*

Nota: \* $p \leq 0,01$ .

Fonte: Elaboração própria.

Os últimos resultados apresentados têm um importante papel na decisão de qual método utilizar na estimação dos modelos propostos, devido a não normalidade dos erros, o método MV não é o mais indicado na estimação. Por esse motivo, para os modelos SAR e SDM, o método utilizado será o de Variáveis Instrumentais (estimador GS2SLS) e, para o SEM, o método GMM. Nos modelos SAR e SDM, a variável endógena estimada por instrumentos é a taxa de homicídios (dada pela média dos anos 2010 a 2012) defasada espacialmente  $Wy$ , e os instrumentos utilizados são as defasagens espaciais das variáveis: densidade demográfica, taxa de desemprego, GINI, grau urbanização, % homens 15-24 anos, habitantes por policial, taxa analfabetismo e taxa de pobreza. Para o modelo SDM, as variáveis utilizadas como instrumentos são as defasagens de segunda ordem destas mesmas variáveis.

Os resultados de todos os modelos estimados estão na Tabela 4 e servem para comparação e avaliação da robustez dos modelos. Dentre as especificações, percebe-se que aquelas com o componente espacial na variável dependente (SAR e SDM) se ajustam melhor aos dados. Além disso, esses modelos incorporaram corretamente a autocorrelação espacial dos erros, ou seja, toda a autocorrelação espacial então existente foi incorporada corretamente no modelo, resultado indicado pelo teste de Anselin-Kelejian<sup>10</sup>. Os modelos SAR e SDM foram estimados pelo mesmo procedimento (variáveis instrumentais) e possuem apenas uma especificação diferente, assim, espera-se que seus resultados sejam semelhantes. Observando os coeficientes estimados, pode-se notar que as variáveis que são significativas no modelo SAR também o são no modelo SDM. A respeito dos sinais dos coeficientes, excluindo-se a densidade demográfica, os demais coeficientes possuem sinais iguais nos modelos SAR e SDM. Contudo, o modelo SDM mostrou-se mais ajustado aos dados, serão comentados apenas seus resultados. São significativas as variáveis grau de urbanização, taxa de pobreza, defasagens espaciais da densidade demográfica, do grau de urbanização e da taxa de pobreza e defasagem espacial da taxa de homicídios.

Sobre o grau de urbanização, o resultado está de acordo com o esperado. A prática criminal é fortemente relacionada com o ambiente urbano, quanto mais urbanizado um município, maior tende a ser a sua taxa de homicídios. No ambiente urbano, as oportunidades para a prática criminal são maiores, o que explica o resultado encontrado.

<sup>9</sup> A função Log Likelihood não pode ser calculada para os métodos de estimação IV e GMM, assim, os instrumentos usuais de análise de melhor modelo, os critérios de informação de Akaike (IC) e Schwartz (SC), não podem ser estimados.

<sup>10</sup> A hipótese nula do teste Anselin-Kelejian é que não há autocorrelação espacial nos resíduos do modelo.

**Tabela 4 - Resultados das regressões**

Variável	OLS	SAR	SEM	SDM
Constante	-6,193 [0,689]	-20,916 [0,123]	-1,076 [0,940]	-12,279 [0,714]
% Homens entre 15 e 24 anos	183,815 [0,178]	79,365 [0,502]	104,798 [0,395]	85,460 [0,479]
Densidade demográfica	<b>0,014</b> [0,000]*	0,0004 [0,899]	0,002 [0,624]	-0,0009 [0,772]
GINI	-13,376 [0,441]	-13,972 [0,352]	-22,744 [0,130]	-19,296 [0,206]
Grau de urbanização	<b>27,150</b> [0,000]*	<b>30,938</b> [0,000]*	<b>34,779</b> [0,000]*	<b>34,866</b> [0,000]*
Policiais por 100 mil habitantes	<b>-0,092</b> [0,009]*	-0,045 [0,152]	<b>-0,084</b> [0,067]***	-0,070 [0,264]
Taxa de analfabetismo	-36,222 [0,152]	-10,217 [0,644]	-26,046 [0,378]	-8,950 [0,778]
Taxa de desemprego	63,238 [0,188]	13,099 [0,755]	47,836 [0,258]	44,132 [0,287]
Taxa de pobreza	<b>76,688</b> [0,000]*	<b>65,684</b> [0,000]*	<b>82,503</b> [0,000]*	<b>79,167</b> [0,000]*
$\rho$	-	<b>0,881</b> [0,000]*	-	<b>0,686</b> [0,000]*
$\lambda$	-	-	<b>0,671</b> [0,000]*	-
W % homens de 15 a 24 anos	-	-	-	51,004 [0,846]
W densidade demográfica	-	-	-	<b>0,024</b> [0,016]**
W GINI	-	-	-	28,894 [0,474]
W grau de urbanização	-	-	-	<b>-38,829</b> [0,001]*
W taxa policiais por 100 mil habitantes	-	-	-	0,129 [0,161]
W taxa de analfabetismo	-	-	-	38,376 [0,428]
W taxa de desemprego	-	-	-	-141,252 [0,167]
W taxa de pobreza	-	-	-	<b>-88,032</b> [0,021]**
R quadrado	0,153	-	-	-
Pseudo R quadrado	-	0,352	0,112	0,401
Anselin-Kelejian	-	1,892 [0,169]	-	0,334 [0,563]

Nota: Em colchetes está o valor da probabilidade. \* $p \leq 0,01$ , \*\* $\leq 0,05$ , \*\*\* $\leq 0,10$ .

Fonte: Elaboração própria.

A taxa de pobreza mostrou-se um dos mais importantes condicionantes das taxas de homicídios dos municípios paranaenses. Quanto maior o nível de pobreza de determinado município, maior tende a ser a sua taxa de homicídios. Este resultado está de acordo com o exposto pela teoria da desorganização social, a qual afirma que quanto mais desigual uma sociedade, mais desorganizada socialmente ela é e maiores serão as tensões sociais, que aumentam as taxas de crimes. Além disso, está de acordo com os resultados empíricos apresentados sobre a relação entre desigualdade econômica e crimes. Reduzir a pobreza é, então, uma das principais ações para reduzir as taxas de homicídios dos municípios paranaenses.

A significância das defasagens espaciais citadas demonstra que as características dos municípios vizinhos são importantes na determinação dos condicionantes do crime em determinado município. A densidade demográfica e a taxa de homicídios defasadas espacialmente têm os coeficientes com sinais esperados, uma maior densidade demográfica e maiores taxas de homicídios na vizinhança conduzem a aumentos na taxa de homicídios de determinado município. Já as variáveis taxas de pobreza e grau de urbanização defasadas no espaço têm sinal negativo, uma menor taxa de pobreza e menor grau de urbanização dos vizinhos conduzem a maiores taxas de homicídios em determinado município. Esse último resultado pode indicar que existe uma correlação entre a vulnerabilidade social da vizinhança e as taxas de homicídio de um município. Os praticantes de crime podem se deslocar no espaço, procurando centros mais urbanizados próximos à região onde vivem, em que o possível ganho com a prática criminosa é maior.

A variável policiais por 100 mil habitantes tem sinal negativo, sendo significativa apenas nos modelos OLS e SEM. Dessa forma, seu efeito se mostra ambíguo e sensível às especificações dos modelos. Menezes e Uchôa (2012) afirmam que a influência do número de policiais sobre as taxas de crimes não é significativa devido ao fato de que os investimentos em segurança pública e em especial a contratação de policiais, só aumentam depois que a situação quanto à violência se torna crítica. Contudo, na variável policiais por 100 mil habitantes, reside a limitação do modelo proposto. Da maneira como é organizada a segurança pública no Paraná, não é possível obter o número exato de policiais militares que atendem certo município e então determinar com maior precisão um possível impacto do número de policiais sobre as taxas de homicídios. Há somente dados sobre o número de policiais por batalhão e as cidades atendidas por cada um deles. O problema pode ser contornado com a estimação de uma regressão multinível espacial que indicará o efeito da ação policial localmente em cada área de atuação do batalhão. A estimação da regressão multinível espacial para a variável policiais por 100 mil habitantes será tratada futuramente com o andamento deste trabalho.

### 5.5. Regressão ponderada geograficamente

Os modelos apresentados até aqui têm resultados globais e não consideram as heterogeneidades espaciais extremas, ou seja, as características de cada município. Ao se estimar uma RPG, é possível controlar essas heterogeneidades.

Foram estimadas regressões globais e locais para as especificações de modelos sem o componente espacial e com as especificações SAR e SDM<sup>11</sup> (Tabela 5). O primeiro modelo estimado, RPG sem o componente espacial, apresenta ganho ao se estimar o modelo local em comparação ao modelo global, ganho este indicado pelo critério AIC, pelo teste F e pelo R<sup>2</sup>. O modelo local, entretanto, não elimina a autocorrelação espacial, conforme indicado pela estatística *I* de Moran. Devem ser incluídas na regressão as defasagens espaciais das variáveis dependentes (*Wy*) tal como no modelo SAR, e/ou defasagens das variáveis independentes (*WX*) tal como no modelo SDM.

Para os modelos SAR e SDM, ao se comparar o critério de informação AIC dos modelos global e local, encontra-se um valor mais baixo para o modelo local, em comparação ao global. Essa melhora no critério sugere que a estimação de um modelo que considera a existência de múltiplos equilíbrios é mais ajustada à análise dos condicionantes do crime nos municípios paranaenses.

Ao se estimar o modelo SAR por RPG, a autocorrelação espacial é corretamente especificada no modelo (*I* de Moran estimado através dos resíduos não é significativo), o mesmo não ocorre com o modelo SDM estimado por RPG. Pelo fato de o modelo SAR especificar corretamente a autocorrelação espacial dos resíduos, opta-se por considerar esta especificação como a mais ajustada aos dados considerando o contexto da regressão local.

---

<sup>11</sup> Não foi estimado o modelo SEM por RPG, pois esta especificação não é a mais adequada aos dados.

**Tabela 5 – Resultados RPG**

Modelo	Regressão	AIC	Teste F	R <sup>2</sup>	I Moran
RPG sem componente espacial	Global	3320,117		0,153	
	Local	3213,561	3,403**	0,485	0,093*
SAR	Global	3191,901		0,389	
	Local	3166,543	2,105**	0,497	-0,033
SDM	Global	3171,659		0,442	
	Local	3153,242	2,051**	0,502	-0,067*

Nota: \* significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. Foi utilizada a matriz de 8 vizinhos mais próximos para cálculo do I de Moran.

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 6, são apresentados resultados das regressões locais do modelo SAR estimados por RPG. Pode-se observar altas amplitudes entre os valores dos parâmetros estimados, isso indica que as repostas de mudanças nas variáveis têm intensidades diferentes ao longo do território. A Tabela 6 também apresenta a diferença de critérios cujo objetivo é identificar quais variáveis têm coeficientes com variabilidade geográfica. Os valores negativos e maiores que dois em módulo indicam que os coeficientes das variáveis não têm linearidade espacial. As variáveis cujos coeficientes têm variabilidade geográfica são o índice de Gini, a taxa de pobreza, % homens entre 15 e 24 anos e a densidade demográfica. Isso significa que a resposta dessas variáveis deve ser feita localmente porque ela difere em cada ponto da regressão, ou seja, a resposta a determinado estímulo não é constante.

**Tabela 6 – Estatística dos coeficientes locais variáveis e diferença de critérios**

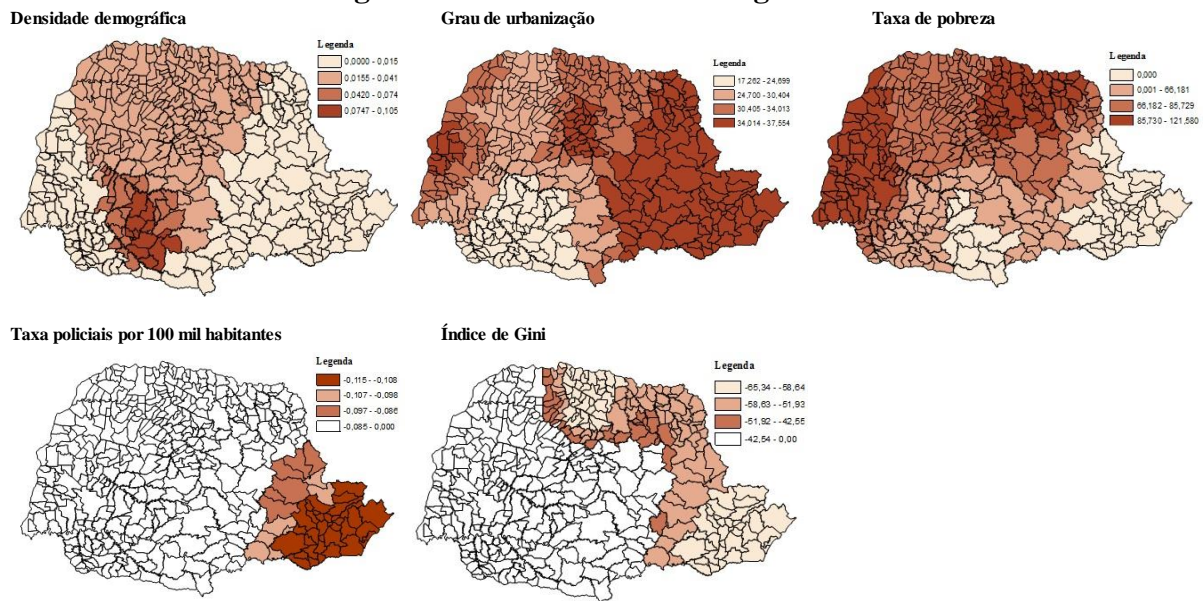
Variável	Quartil inferior	Mediana	Quartil superior	Diferença de critério
Intercepto	-32,831	-23,631	-10,989	1,253
Grau de urbanização	28,668	31,665	35,117	3,227
GINI	-55,479	-28,549	8,029	<b>-7,392</b>
Taxa de desemprego	-11,794	1,866	49,314	1,737
Policiais por 100 mil habitantes	-0,048	-0,028	0,002	1,145
Taxa de analfabetismo	-22,108	12,912	49,327	-1,499
Taxa de pobreza	59,616	73,945	89,286	<b>-4,458</b>
% Homens entre 15 e 24 anos	107,186	125,532	205,741	<b>-28,984</b>
Densidade demográfica	0,015	0,030	0,033	<b>-5,559</b>
WY	0,829	0,984	1,066	2,798

Nota: Em negrito estão os coeficientes com variabilidade geográfica.

Fonte: Elaboração própria.

A estimação das regressões locais também permite observar que algumas das variáveis que não são significativas no modelo global, o são nas regressões locais para alguns municípios. Este é o caso das variáveis índice de Gini, policiais por 100 mil habitantes e densidade demográfica. Na Figura 3, são apresentados mapas das variáveis com coeficientes significativos nos 399 municípios do Paraná, é possível identificar as regiões onde as variáveis têm maior efeito. Dentre as variáveis apresentadas, a taxa de pobreza e a taxa de policiais por 100 mil habitantes são as que apresentam resultados mais interessantes em termos de propostas de políticas públicas. O efeito espacial da taxa de pobreza é maior na região de fronteira ao oeste do estado, assim, o combate à criminalidade nessa região requer ações sociais que visem reduzir a desigualdade econômica e a pobreza. Esta mesma política não teria efeito sobre a região leste do Paraná, que inclui a Região Metropolitana de Curitiba, pois, conforme apresentado no mapa, os coeficientes da taxa de pobreza não são significativos nessa área. Com relação à variável taxa de policiais por 100 mil habitantes, percebe-se que seu efeito é mais forte na região leste do Paraná, que inclui municípios do litoral, da Região Metropolitana de Curitiba e do primeiro planalto do estado. Isso significa que alterações nessa variável tenderão a impactar as taxas de crimes nessa região. O aumento do efetivo policial nessa área é uma das ações possíveis para reduzir a criminalidade.



**Figura 3 – Coeficientes locais significativos**

Nota: Coeficientes significativos a 5%.

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* Arcgis.

Os resultados do modelo RPG apresentados têm importantes implicações para formulação de políticas públicas voltadas à redução da criminalidade. As políticas devem ser implantadas atentando-se para as questões regionais em sua formulação, pois uma política desenhada para uma determinada região do estado não convém ser aplicada em outra, visto que produzirá resultados diferentes.

## 6. Considerações finais

Este artigo teve como objetivo identificar os fatores que influenciam as taxas de homicídio dos municípios do estado do Paraná e, para isso, foram empregadas técnicas de econometria espacial: AEDE e estimação de modelos espaciais.

Com a utilização do método AEDE, foi possível identificar padrões de autocorrelação espacial positiva nas taxas de homicídio no Paraná. Municípios com altas (baixas) taxas de possuem vizinhos com altas (baixas) taxas de homicídio. A estimação dos modelos espaciais globais (SAR e SDM) permitiu verificar que, dentre as variáveis analisadas, as que mais podem impactar nas taxas de homicídios são o grau de urbanização e a taxa de pobreza, além das defasagens espaciais do grau de urbanização, da densidade demográfica, da taxa de pobreza e da taxa de homicídios. Esses resultados permitem afirmar que regiões urbanas ou regiões com grande nível de desigualdade econômica, tendem a apresentar maiores taxas de homicídios. A significância das defasagens espaciais das variáveis citadas demonstra a importância das características da vizinhança sobre as taxas de homicídios de determinado município. Diminuir a desigualdade econômica com a redução das taxas de pobreza é uma das principais ações a serem tomadas com o objetivo de reduzir as taxas de crimes dos municípios do Paraná conforme apontado pelos modelos estimados.

A estimação de modelos locais através do método RPG apresenta resultados melhores em relação aos modelos globais estimados. Através dessa técnica, foi possível identificar as regiões onde as variáveis têm impactos geograficamente mais fortes. Nos modelos globais, a taxa de pobreza desponta como um dos principais condicionantes da prática criminal no estado do Paraná, porém, o modelo local mostra que o impacto dessa variável não é uniforme pelo território, na região oeste, do estado o impacto é bem maior relativamente às demais regiões. Sobre a variável taxa de policiais por 100 mil habitantes, a mesma não tem efeito sobre a taxa de homicídios, conforme resultados dos

modelos SAR e SDM. Conquanto, localmente é significativa para municípios da região leste do estado, isto sugere que o aumento do efetivo policial teria algum efeito sobre os crimes dessa região.

Esses resultados trazem importante contribuição para a formulação de políticas públicas para redução da criminalidade no Paraná. Uma política implementada em uma região não terá os mesmos efeitos se aplicada em uma região distinta, ou seja, é necessário elaborar políticas públicas considerando as características de cada região do estado.

Diante do exposto, este estudo não contribui apenas para identificar os condicionantes do crime dos municípios do Paraná, mas também contribui para futuras análises espaciais da criminalidade ao utilizar o método RPG. Esta técnica, ao captar os efeitos locais, fornece instrumentos mais efetivos para elaboração de políticas públicas em comparação aos modelos globais utilizados com mais frequência nas análises dos condicionantes da criminalidade.

Como agenda futura de estudos, além de dar melhor tratamento para a taxa de policiais por 100 mil habitantes por policial, inclui-se a verificação de outros possíveis instrumentos para a variável *Wy* na estimação dos modelos SAR e SDM.

## Referências

- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Alínea: Campinas-SP, 2012.
- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: An exploratory analysis. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 1, p. 39-55, 2005.
- ALMEIDA, M. A. S. D.; GUANZIROLI, C. E. Análise exploratória espacial e convergência condicional das taxas de crimes em Minas Gerais nos anos 2000. In: *Anais do 41º Encontro Nacional de Economia*, 41, 2013, Foz do Iguaçu. Niterói: Associação Nacional dos Centros de Pós Graduação em Economia (ANPEC), 2013.
- ANDRESEN, M. A. Crime measures and the spatial analysis of criminal activity. *British Journal of Criminology*, v. 46, n. 2, p. 258-285, 2005.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. [S.l.]: Blackwell Publishing Ltd, 2001.
- ARAÚJO JR., A.; FAJNZYLBER, P. O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime: 1981 a 1996. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional-UFMG, Belo Horizonte, 2001. (Texto de discussão, n. 162)
- BECKER, G. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 2, p. 169-217, 1968.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Determinantes da criminalidade: arcabouços teóricos e resultados empíricos. *DADOS – Revista de Ciências Sociais*, Rio de Janeiro, v. 47, n. 2, p. 233-269, 2004.
- COHEN, L. E.; FELSON, M. Social change and crime rate trends: A routine activity approach. *American Sociological Review*, v. 44, n. 4, p. 588-608, 1979.
- DATASUS. 2015. Disponível em: <<http://www2.datasus.gov.br/>>. Acesso em: 20 ago. 2015.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. Inequality and violent crime. *Journal of Law and Economics*, v. 45, p. 1-40, 2002.
- FREITAS, G. de. *Proposta de cálculo para fixação de efetivo policial militar por município no Estado do Paraná*. 2013. 40f. Projeto Técnico (Especialista em Gestão Pública), Núcleo de Educação à Distância da Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2013.

- IPARDES. *Banco de Dados do Estado*. 2015. Disponível em: <<http://www.ipardes.pr.gov.br/imp/index.php>>. Acesso em: 20 ago. 2015.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, v. 17, n. 1, p. 99-121, 1998.
- KELEJIAN, H. H.; ROBINSON, D. P. Spatial autocorrelation: A new computationally simple test with an application to per capita county police expenditures. *Regional Science and Urban Economics*, v. 22, n. 3, p. 317-331, 1992.
- KELLY, M. Inequality and crime. *Review of Economics and Statistics*, v. 82, n. 4, p. 530-539, 2000.
- KLEINSCHMITT, S. C.; WADI, Y. M.; STADUTO, J. A. Análise espacial dos homicídios no estado do Paraná. *Redes*, v. 17, n. 3, p. 257-290, 2012.
- KUBRIN, C. E. Social disorganization theory: Then, now, and in the future. In: KROHN, D. M.; LIZOTTE, J. A.; HALL, P. G. (Ed.). *Handbook on crime and deviance*. New York, NY: Springer New York, p. 225-236, 2009.
- LIN, M. J. More police, less crime: Evidence from US state data. *International Review of Law and Economics*, v. 29, n. 2, p. 73-80, 2009.
- LOUREIRO, A. O. F.; CARVALHO JR., J. R. A. O impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade no Brasil. In: *Anais do 35º Encontro Nacional de Economia*, 35, 2007, Recife. Niterói: Associação Nacional dos Centros de Pós Graduação em Economia (ANPEC), 2007.
- MENEZES, T. A. D.; UCHOA, C. F. *Spillover Espacial Da Criminalidade: Uma aplicação de painel espacial, para os Estados Brasileiros*. In: *Anais do 40º Encontro Nacional de Economia*, 40, 2012, Porto de Galinhas. Niterói: Associação Nacional dos Centros de Pós Graduação em Economia (ANPEC), 2012.
- OLIVEIRA, C. de. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. *Revista de Economia*, v. 34, n. 3, p. 35-60, 2008.
- PACE, R. K.; LESAGE, J. P.; ZHU, S. *Spatial dependence in regressors and its effect on estimator performance*. Social Science Research Network, 2011. (SSRN, n. 1801241)
- PARANÁ. Secretaria da Fazenda. *Índice de Participação dos Municípios no ICMS*. 2016. Disponível em: <<http://www.fazenda.pr.gov.br>>. Acesso em: 30 jan. 2016.
- PEIXOTO, B. T.; MORO, S.; ANDRADE, M. V. Criminalidade na Região Metropolitana de Belo Horizonte: Uma Análise Espacial. In: *Anais do XI Seminário de Economia Mineira*. Diamantina, 2004.
- PLASSA, W.; PARRÉ, J. L. A Violência no Estado do Paraná: Uma Análise Espacial das Taxas de Homicídios e de Fatores Socioeconômicos. In: *Anais do Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ENABER)*, 13. 2015, Curitiba. Curitiba: ABER, 2015.
- SANTOS, M. J. dos; SANTOS FILHO, J. I. dos. Convergência das taxas de crimes no território brasileiro. *Revista EconomiA*, v. 12, n. 1, p. 131-147, 2011.
- SHAW, C. R.; MCKAY, H. D. Juvenile delinquency and urban areas. *Chicago, Ill*, 1942.

SULIANO, D. C.; OLIVEIRA, J. L. Avaliação do programa Ronda do Quarteirão na Região Metropolitana de Fortaleza (Ceará). *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)*, v. 07, n. 2, p. 52-67, 2013.

VOLLAARD, B.; KONING, P. The effect of police on crime, disorder and victim precaution. Evidence from a Dutch victimization survey. *International Review of Law and Economics*, v. 29, n. 4, p. 336-348, 2009.

WOOLDRIDGE, J. *Introductory Econometrics: A modern approach*. 2nd Edition, Thomson, 2003.

WORRALL, J. L.; KOVANDZIC, T. V. Police levels and crime rates: An instrumental variables approach. *Social Science Research*, v. 39, n. 3, p. 506-516, 2010.

## Apêndice

**Quadro A.1 – Descrição das variáveis**

Variável	Descrição	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<b>Taxa de homicídios</b>	Taxa de mortalidade por agressões (homicídios), por 100 mil habitantes, na população residente em determinado espaço geográfico, no ano considerado. Neste estudo foi considerada a média aritmética das taxas de homicídios dos anos 2010, 2011 e 2012. Fonte: SIM-DATASUS.	21.297	16.466	0	98.307
<b>% Homens entre 15 e 24 anos</b>	População residente do sexo masculino de 15 a 24 anos dividida pelo total da população residente em determinado espaço geográfico, no ano considerado. Expressa em porcentagem. Fonte: Censo 2010 IBGE.	0,088	0,006	0,067	0,118
<b>Densidade demográfica</b>	É o indicador que mostra como a população se distribui pelo território, sendo determinada pela razão entre a população e a área de uma determinada região. É um índice utilizado para verificar a intensidade de ocupação de um território. Fonte: Censo 2010 IBGE.	62.088	239.970	3.070	4.022,790
<b>Gini</b>	Mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar per capita. Seu valor varia de 0 (zero), quando não há desigualdade (a renda domiciliar per capita de todos os indivíduos tem o mesmo valor), a 1 (um), quando a desigualdade é máxima (apenas um indivíduo detém toda a renda). O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes. Fonte: Censo 2010 IBGE.	0,466	0,057	0,330	0,660
<b>Grau de urbanização</b>	Porcentagem da população da área urbana em relação à população total. Fonte: Censo 2010 IBGE.	0,684	0,203	0,094	1.000
<b>Taxa de policiais por 100 mil habitantes</b>	Número de policiais militares que atendem o espaço geográfico dividido pela população residente do mesmo espaço geográfico multiplicado por 100 mil. Fonte: Elaboração própria com dados da SESP/PR e do Censo Demográfico 2010 IBGE.	93.964	23.558	57.722	143.938
<b>Taxa de analfabetismo</b>	É o percentual de pessoas analfabetas em determinada faixa etária. Considera-se, aqui, a faixa etária de 15 anos ou mais, isto é, o analfabetismo avaliado acima da faixa etária onde, por lei, a escolaridade seria obrigatória. Fonte: Censo 2010 IBGE	0,104	0,038	0,012	0,195
<b>Taxa de desemprego</b>	É a relação entre o número de pessoas não ocupadas e o número de pessoas economicamente ativas, na semana de referência. Expressa em porcentagem. Fonte: Censo 2010 IBGE.	0,044	0,017	0,007	0,107
<b>Taxa de pobreza</b>	Proporção dos indivíduos com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais, em reais de agosto de 2010. O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes. Expressa em porcentagem. Fonte: Censo 2010 IBGE.	0,103	0,072	0,008	0,381

Fonte: Elaboração própria.