

ANÁLISE ESPACIAL DOS HOMICÍDIOS NO ESTADO DO PARANÁ¹

ANALYSIS OF THE SPATIAL OF HOMICIDES ON THE STATE OF PARANÁ

Sandra Cristiana Kleinschmitt
Faculdade Sul Brasil – PR – Brasil

Yonissa Marmitt Wadi
Universidade Estadual do Oeste do Paraná – PR – Brasil

Jefferson Andronio Staduto
Universidade Estadual do Oeste do Paraná – PR – Brasil

Resumo: O objetivo deste artigo é analisar a distribuição espacial dos homicídios no Estado do Paraná e a sua relação com as variáveis socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura urbana. O método de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) foi utilizado para medir o grau de autocorrelação espacial entre as variáveis estudadas, a partir das características dos 399 municípios existentes no Estado. Os resultados demonstraram a existência da autocorrelação espacial das taxas de homicídio entre os municípios paranaenses. Ao considerar os mapas de *clusters*, verificou-se a presença de quatro grandes *clusters* do tipo Alto-Alto (AA) e quatro grandes *clusters* do tipo Baixo-Baixo (BB).

Palavras-chave: Homicídios; AEDE; Paraná; Indicadores socioeconômicos/demográficos/infraestrutura urbana.

Abstract: The central objective of this research is to analyze the spatial distribution of homicides in the state of Paraná and the relationship between this phenomenon and socioeconomic, demographic and urban infrastructure variables as well. The method of Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) was used to measure the degree of spatial autocorrelation among the studied variables, based on the characteristics of the 399 municipalities in the State. The results demonstrated the existence of spatial autocorrelation of homicide rates in the municipalities of Paraná State. When considering the mapping of clusters, there was the indicative of four clusters of High High type (HH) and four large clusters of low-low type (LL).

KeyWords: Homicides; *Clusters*; ESDA; Paraná; Socioeconomic/demographic/urban infrastructure indicators.

¹ Este artigo é resultado da dissertação de mestrado de Kleinschmitt (2009), intitulada “Análise espacial dos homicídios nos municípios do Estado do Paraná” e defendida no Programa de Pós Graduação *strictu sensu* em Desenvolvimento Regional e Agronegócio, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE), orientada pela segunda autora e co-orientada pelo terceiro autor.

1 Introdução

Este artigo apresenta resultados de uma pesquisa cujo objeto de estudo é o fenômeno social do homicídio e sua distribuição espacial no Estado do Paraná, entre os anos 2001 e 2005. Realizou-se uma análise espacial para evidenciar o comportamento das taxas de homicídio, a partir das características dos 399 municípios existentes no Estado do Paraná e sua relação com as variáveis socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura urbana. Consideraram-se os dados de homicídios registrados pelo Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS) e os dados socioeconômicos, demográficos e de infraestrutura urbana oriundos das bases do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IPARDES) e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), analisando-os a partir da bibliografia de referência e por meio de realização de um teste empírico de análise espacial.

O crescimento da criminalidade violenta², em especial dos homicídios, não é uma problemática exclusiva do Brasil. Segundo Gawryszewski, Kahn e Mello Jorge (2005), na atualidade o aumento da violência é considerado um fenômeno global. Em 1996, os homicídios foram considerados pela Organização Mundial de Saúde (OMS) como um importante problema de saúde pública. Já em 2003, a OMS, ao publicar o relatório sobre violência e saúde com dados de vários países, mostrou que a questão dos homicídios era mais preocupante nos países latino-americanos. Isto ocorreu devido ao fato dos três países latino-americanos com maiores taxas de mortalidade por homicídios do mundo, a partir dos dados estimados para o ano 2000 terem sido a Colômbia com 62,4 mortes por 100 mil habitantes, El Salvador com 37,7 por 100 mil e o Brasil com 26,4 mortes por 100 mil habitantes.

Devido ao crescimento acelerado dos óbitos provocados por homicídio, no Brasil e no mundo, esse tipo de violência tornou-se uma das problemáticas sociais mais inquietantes nas últimas décadas. A temática conquistou maior espaço no âmbito das discussões acadêmicas, na imprensa em geral e no cotidiano do cidadão, despertando a atenção e a apreensão dos mais variados segmentos da sociedade.

² Do ponto de vista sociológico, os crimes violentos distinguem-se dos não violentos, conforme afirmam Cardia, Adorno e Poletto (2003, p. 64): “[...] os violentos compreendem ações que ameaçam a vida ou a integridade física de quem quer que seja. São praticados mediante o emprego de meio destinado a constranger a vítima, como as armas de fogo. Compreendem o homicídio, o latrocínio (roubo seguido de morte), o estupro, a extorsão mediante seqüestro, o tráfico de drogas. Crimes não violentos não implicam ameaça à vida ou à integridade física, como, por exemplo, os furtos ou o estelionato. [...]”. No campo da saúde, por sua vez, o homicídio não necessariamente corresponde ao tipo de crime classificado no Código Penal, ou seja, corresponde a qualquer ação intencional dirigida a outro, por um indivíduo ou um grupo, que resulte em óbito (OMS, 2003). O termo “homicídio” utilizado na pesquisa empírica deste artigo refere-se ao utilizado na base de dados do SIM/MS. As “agressões” incluem, nos seus registros, além dos crimes de homicídio, os crimes de latrocínio. Por este motivo, o homicídio é entendido como a ação intencional dirigida a outro que resulte em óbito.

Embora nas últimas décadas tenha aumentado o número de estudos que procuraram entender as causas dos homicídios, esse fenômeno é um tema que ainda gera muitas controvérsias no campo das ciências, especialmente nas chamadas Ciências Sociais e algumas aplicadas. Os estudos existentes concentram-se, em sua maioria, em análises referentes aos Estados de São Paulo, do Rio de Janeiro e de Minas Gerais, provavelmente por serem os Estados mais atingidos por este tipo de crime nos últimos anos, conforme demonstram os dados do SIM/MS.

O Paraná, por sua vez, mesmo com o considerável aumento da ocorrência desse fenômeno nos últimos anos, foi menos privilegiado com estudos em relação aos Estados acima citados. O Paraná viveu, em um período de dez anos (1996-2005), a duplicação de suas taxas médias, pois, segundo dados do SIM/MS, no ano 1996, o Estado tinha aproximadamente 17,41 mortes por 100 mil habitantes e em 2005, esse percentual havia superado a marca de 29,46 homicídios por 100 mil habitantes.

Apesar do crescimento acentuado das mortes violentas e do seu processo de interiorização no país, bem como nos municípios do Paraná, a distribuição espacial destes ocorreu de forma concentrada no espaço. Segundo Félix (2002), os crimes não ocorrem no vácuo, mas em contextos espaciais concretos, pois há atributos específicos que controlam a incidência dos mesmos.

Para Beato (1998), o tratamento espacial da violência com a confecção de mapas da criminalidade desloca a análise dos criminosos para os delitos propriamente ditos. Além de favorecer a visualização dos dados, a análise espacial explora o contexto no qual a violência ocorre, identificando padrões espaciais e temporais associados a modalidades de delitos específicos. A análise espacial fornece informações para o combate ao crime por parte das organizações policiais, auxiliando na implementação de políticas públicas de combate e prevenção da criminalidade. Nesta direção, estudar o Estado do Paraná se reveste de especial importância, principalmente quando se adota o município como unidade de análise, o que permite fazer comparações com outras pesquisas da literatura de referência que também adotaram tal unidade de análise, verificando assim dinâmicas locais que podem ser diversas.

Pode-se dizer que são quase inexistentes os estudos que apresentam um panorama geral da ocorrência dos homicídios no Paraná como um todo, e mais escassos ainda, os que utilizam o método Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para o Estado. A AEDE está se revelando um método muito eficiente para a análise da problemática dos homicídios, diferenciando-se dos outros métodos convencionais, pois permite a identificação dos espaços mais vulneráveis para a incidência da problemática, impossíveis de serem percebidos sem essa técnica estatística mais avançada. Além dessa diferenciação, ela permite identificar a relação dos homicídios com os municípios vizinhos, possibilitando a visualização dos *clusters*.

Cabe lembrar que os determinantes do homicídio ainda são cercados de muitas controvérsias e suas explicações são decorrentes de uma combinação de fatores. Conforme a literatura de referência especializada, as causas dos homicídios resultam da combinação de fatores individuais, institucionais e estruturais. Nesta

pesquisa, apesar de respeitar essa combinação, optou-se por testar a perspectiva estrutural.

2 Revisão bibliográfica

No Brasil, as discussões sobre os determinantes da criminalidade violenta e dos homicídios no campo das Ciências Sociais, surgiram com maior densidade a partir da década de 1970, juntamente com o aumento considerável dos óbitos por homicídios e das mudanças econômicas, políticas, sociais e urbanas vivenciadas no país. Diante desses acontecimentos, surgiram várias discussões no campo da Sociologia, da Antropologia, da História, da Política, da Economia, etc., cada uma recortando a temática de forma particularizada e não consensual. Porém, as discussões realizadas pelos pesquisadores brasileiros estavam vinculadas mais a temas do que a teorias. Os modelos teóricos, quase sempre estavam sobrepostos nos trabalhos de um mesmo autor (ZALUAR, 1999). De um modo geral, as discussões sobre os determinantes do crescimento da criminalidade violenta e dos homicídios, que se acentuaram a partir da década de 1970, concentraram-se em três linhas de pesquisa: nas mudanças na sociedade e nos padrões convencionais de delinquência e violência; na crise do sistema de justiça criminal, e; na desigualdade social e segregação urbana (ADORNO, 2002).

As pesquisas recentes publicadas no país, sobre a distribuição espacial da criminalidade violenta, em especial dos homicídios, contemplaram os estudos sobre a relação com os determinantes estruturais do fenômeno estudado. Pode-se afirmar que há diferenças consideráveis, na relação entre criminalidade violenta, em especial os homicídios e os determinantes estruturais, quando consideradas as diferenças geográficas entre os municípios, os Estados e os países (CANO; SANTOS, 2001).

Nos estudos de Beato (1998) e Beato e Reis (2000), sobre os determinantes da criminalidade no Estado de Minas Gerais, a conclusão foi que os crimes contra o patrimônio estavam relacionados com o grau de desenvolvimento do município, pois forneciam alvos viáveis para o crime. Já os crimes contra a vida, em especial os homicídios, não necessariamente possuíam um padrão de distribuição, estando presentes por todo o Estado, independentemente do tamanho e do desenvolvimento municipal. Ao contrário, Lima *et al* (2002), analisando as áreas geográficas de Pernambuco, percebeu que as regiões possuíam dinâmicas próprias em relação aos crimes de homicídio, tendo Recife e sua Região Metropolitana sentido o crescimento dos homicídios de forma exponencial, ao passo que no interior o crescimento havia sido linear. Os autores atribuíram a ocorrência desses crimes às desigualdades socioeconômicas e à dinâmica local sofrida por cada região.

Quando os estudos limitaram-se as esferas municipais, a relação entre as mortes por homicídio e as desigualdades ficou mais comprovada, mas ainda despertou controvérsias. No trabalho de Cardia, Adorno e Poletto (2003) foram

estudados os distritos censitários da Região Metropolitana de São Paulo. Neste estudo os autores perceberam que vários indicadores de carência sobrepostos num mesmo local³, potencializavam a chance das pessoas serem alvos dos homicídios. Isto contradiz a ideia de que a pobreza em si ou a concentração de população muito pobre são determinantes e/ou explicam as altas taxas de homicídios. Seguindo a mesma linha de raciocínio, Ramão (2008) analisou a cidade de Cascavel (PR) e também chegou às mesmas conclusões de que vários indicadores de carência sobrepostos num mesmo local potencializam a chance das pessoas serem alvos dos homicídios. Os resultados encontrados por Macedo *et al.* (2001), no estudo sobre as 75 zonas de informação de Salvador (BA), também foram os mesmos dos autores acima. As taxas de homicídios estavam correlacionadas, por exemplo, com os níveis de renda (um dos indicadores de carências), corroborando a questão de que a violência fatal não pode ser dissociada da aguda disparidade presente na sociedade.

Num estudo sobre a cidade do Rio de Janeiro (RJ), Monteiro e Zaluar (1998) perceberam que a conjugação entre baixa renda familiar e moradia em favela explicavam as altas taxas de mortalidade violenta entre os jovens, contradizendo argumentos relacionados à desestrutura familiar e à pobreza. Já os autores Lima e Ximenes (1998), analisando a cidade de Recife (PE), não encontraram associação estatisticamente significativa entre as variáveis socioeconômicas e os homicídios. Apesar dos resultados estatísticos, os autores creditaram o aumento dos homicídios, ao aumento das desigualdades nas condições de vida.

3 Descrição das variáveis e fontes de dados

3.1 Variável dependente

A variável dependente desta pesquisa é a distribuição espacial da média⁴ das taxas de homicídio, entre os anos 2001 e 2005, corrigidas por 100 mil habitantes através do Estimador *Bayesiano* Empírico Local⁵, para cada município do Estado do Paraná. Os dados sobre homicídios para a análise empírica foram extraídos da base de dados do SIM/MS e pertencem à décima revisão da CID. Para efeito de análise, foram adicionados aos óbitos por homicídios (CID-10: X85-Y09), segundo o município de residência da vítima, os óbitos classificados como intenção indeterminada provocados por arma de fogo (CID-10: Y22-Y24), os óbitos

³ Os indicadores de carências pesquisados em toda revisão bibliográfica foram testados na pesquisa hora realizada e estão especificados no item "3.2 Variáveis Independentes".

⁴ A média foi calculada a partir da soma dos homicídios que ocorreram entre os anos 2001 e 2005 em cada município, em seguida dividiu-se o resultado da soma por cinco. O resultado encontrado foi utilizado para a análise da AEDE de cada um dos 399 municípios paranaenses. Este procedimento foi adotado, juntamente com o Estimador de *Bayes*, para diminuir a instabilidade dos dados sobre homicídios.

⁵ O item 3.3 traz a explicação dessa técnica.

classificados como intenção indeterminada provocados por arma branca (CID-10: Y28-Y29) e os óbitos classificados como intervenções legais (CID-10: Y35).

Na primeira fase da pesquisa, o interesse foi encontrar a correlação espacial das taxas de homicídios nos municípios do Estado do Paraná. Num segundo momento, o interesse foi encontrar alguma associação entre as taxas de homicídio e as variáveis independentes, através do uso da AEDE.

3.2 Variáveis independentes

As variáveis independentes foram obtidas através da base de dados do Censo Demográfico de 2000, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponíveis em seu sítio eletrônico, e da base de dados do Anuário Estatístico do Estado do Paraná de 2006, disponíveis no sítio eletrônico do Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IPARDES). As variáveis foram intensificadas, ou seja, divididas pelo tamanho da população, com exceção dos indicadores que são variáveis categóricas. As variáveis analisadas encontram-se no Quadro 1, a seguir.

Quadro 1 – Variáveis socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura urbana (2000, 2005 e 2006)

Variáveis	Código	Fonte
Média de Moradores por domicílios	MMD	IPARDES
Densidade demográfica	DEN06	
Grau de urbanização	URBANIZ	IBGE
Abastecimento de água pelo sistema Sanepar (residências)	AGUA	IPARDES
Atendimento de esgoto pelo sistema Sanepar (residências)	ESGOTO	
Número de consumidores de energia elétrica (residências)	ENERGIA	
Equipamentos culturais	EQ_CUL	
População com idade entre 10 e 19 anos	IDADE_10-19	IBGE
População com mais de 60 anos de idade	IDADE_60	
Produto Interno Bruto <i>per capita</i>	PIB	IPARDES
Arrecadação do ICMS por município de origem do contribuinte	ICMS	
Número de estabelecimentos, declarados na RAIS	EMP_EST	
Número de empregos formais, declarados na RAIS	EMPREGO	
Produção primária	PROD_PRI	
Indústria	INDUSTRIA	
Comércio e serviços	COM_SER	

Continuação

Variáveis	Código	Fonte
População Economicamente Ativa	PEA	IBGE
Chefes de família sem rendimento	SEM_RENDA	
Chefes de família com renda de até 1 salário	RENDA_1	
Chefes de família com renda de até 2 salários	RENDA_2	
Chefes de família com renda de até 3 salários	RENDA_5	
Chefes de família com renda superior a 20 salários	RENDA_20	
Alunos matriculados em creche	CRECHES	IPARDES
Alunos matriculados no ensino pré-escolar	PRE_ESC	
Alunos matriculados no ensino fundamental	ENS_FUN	
Alunos matriculados no ensino médio	ENS_MED	IBGE
Alunos matriculados no ensino superior	ENS_SUP	
Chefes de família sem instrução e até 1 ano de estudo	INST_1	
Chefes de família com até 4 anos de estudo	INST_4	
Chefes de família com mais de 15 anos de estudo	INST_15	
Índice de desenvolvimento humano municipal (IDH-M)	IDH-M	
Razão da renda média dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres	RAZ_RENDA	
Índice de Gini	I_GINI	
Índice de Theil	I_THEIL	
Intensidade da Pobreza	INT_POBRE	
Mortalidade infantil	MOT_INF	

Fonte: Elaborado pelos autores.

As diferentes variáveis socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura foram consideradas, no intuito de captar com maior precisão a relação com as taxas de homicídio no Estado do Paraná. Considerou-se como critério para a relação das variáveis, as indicações na literatura de referência anteriormente citadas.

3.3 Técnicas Para Análise de Dados

As técnicas utilizadas para a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) foram os *outliers*, matrizes de pesos espaciais, *I de Moran*, *I de Moran* Global bivariado, Autocorrelação Espacial Local – *Local Indicator of Spatial Association* (LISA), LISA bivariado e Estimador *Bayesiano* Empírico Local. Essas técnicas foram reproduzidas no programa computacional GeoDa.

Antes de começar a análise exploratória de dados espaciais, necessita-se o uso do Estimador *Bayesiano* Empírico Local, porque as taxas brutas dos homicídios são muito instáveis e podem incorrer no problema da inconstância da variância, esse tratamento dos dados permite que a análise fique mais próxima da realidade. Caso os dados não sejam tratados, os resultados podem sair diferenciados e, portanto, errados.⁶

⁶ Para saber mais sobre a técnica/método e os significados da Estimativa *Bayesiana* Empírica Local ver Câmara *et al.* (2002).

Segundo Almeida, Perobelli e Ferreira (2005), a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) baseia-se em aspectos espaciais contidos na base de dados. Desta forma, o modelo considera a dependência e a heterogeneidade espacial. O objetivo da AEDE é descrever a distribuição espacial; bem como os padrões de associação espacial (*cluster* espaciais); verificar a presença de diferentes regimes espaciais ou as outras formas de instabilidade espacial (não estacionariedade); e identificar os *outliers*. Um *outlier* significa que uma área não segue o mesmo processo de dependência espacial das demais. Os *outliers* são observações discrepantes, tanto superiores como inferiores, dos dados analisados.

Para Almeida (2004), essa análise é mais apropriada na investigação de variáveis espacialmente densas ou intensivas, que são as variáveis divididas por algum indicador de intensidade, como a variável *per capita*, por área, ou dividida pela quantidade de capital ou de trabalho. A importância desse método é a consideração das externalidades relevantes do fenômeno analisado, tais como os efeitos de aglomeração, de vizinhança e/ou de congestão. Pinheiro (2007) afirma que, após a seleção da matriz mais adequada, a partir da AEDE é possível extrair medidas de autocorrelação espacial global e local, por meio da investigação da influência dos efeitos espaciais.

A seleção da matriz de peso espacial é um passo importante para a subsequente análise dos dados, pois ela possibilita o cálculo do *I de Moran*. Através da matriz de pesos espaciais define-se o grau de proximidade entre os municípios, portanto, ela está associada à distância entre as regiões ou aos limites geográficos (fronteiras) existentes. Para a presente pesquisa, adotou-se a estrutura de pesos espaciais binários na convenção de rainha, com vizinhos de primeira ordem (ALMEIDA, 2004). A escolha recaiu sobre a matriz de convenção rainha, em razão dos valores das três convenções serem altos e próximos. Em outros trabalhos em que as matrizes ficaram com valores muito próximos, como na dissertação de Pinheiro (2007), a matriz utilizada foi a rainha, pois ela tem a capacidade de captar melhor as relações de vizinhança.⁷

Quando se realiza uma análise exploratória dos dados espaciais, o primeiro passo é verificar a aleatoriedade desses dados, ou seja, se os valores de uma região dependem ou não dos valores das regiões vizinhas. Assim, a autocorrelação espacial investiga se existe a coincidência da similaridade de valores de uma variável com a similaridade da localização dessa variável. A autocorrelação espacial global pode ser univariada (envolve uma variável) ou bivariada (envolve duas variáveis) (ALMEIDA, 2004).

⁷ O movimento da matriz de pesos espaciais do tipo "rainha" tem esta denominação justamente por captar a relação de vizinhança da mesma forma como a peça "rainha" no jogo de xadrez captura as peças do jogo. Como a rainha (no jogo de xadrez) tem a mobilidade para todos os lados, é dessa forma que a matriz de pesos espaciais rainha fará sua relação com a vizinhança, não se limitando aos cinco vizinhos mais próximos e nem aos quatro municípios vizinhos com movimento torre.

Tendo por objetivo mensurar a magnitude da autocorrelação espacial entre as diferentes áreas, uma estatística utilizada para o cálculo da autocorrelação espacial é a estatística *I de Moran*. Esse cálculo indica o grau de associação linear entre os valores observados no tempo t (z_t) e a média ponderada dos valores da vizinhança (Wz_t) (ALMEIDA, 2004).

Conforme Perobelli *et al.* (2005), os valores de *I de Moran* maiores ou menores que o valor esperado [$E(I) = -1 / (n-1)$] significa que existe uma autocorrelação positiva ou negativa. Percebe-se, assim, que esta estatística não é centrada no zero. De acordo com Almeida, Perobelli e Ferreira (2005), caso ocorra maior grau de autocorrelação espacial positiva, isto significa que os valores observados em uma determinada unidade de análise tendem a ser semelhantes aos das áreas vizinhas. O contrário também é verdadeiro, ou seja, se houver uma forte correlação espacial negativa, significa que a área de valor baixo será rodeada por outras áreas com os mesmos valores da variável analisada.

De acordo com Almeida (2004), o *I de Moran* é uma medida de associação global, que pode ou não estar em conformidade com padrões locais. Assim, a medida global pode esconder padrões locais de associação, portanto, de forma complementar ao *I de Moran* global, utilizam-se estatísticas de autocorrelação espacial local.

Nas diferentes localizações de uma mesma área podem aparecer diferentes regimes espaciais, por isso é importante examinar os padrões espaciais de forma detalhada. Desta forma, o *I de Moran* local tem a capacidade de apanhar padrões locais de associação linear estatisticamente significativa, através da “[...] decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma em particular correspondendo a um dos quadrantes no diagrama de dispersão de *Moran* [...]” (ANSELIN, 1995, apud ALMEIDA, 2004, p. 10). Para o autor, intuitivamente a interpretação dada para o *I* local é a previsão de uma indicação dos valores similares em torno de uma determinada observação, possibilitando a identificação de *clusters* espaciais, estatisticamente significativos. Desta forma, a estatística de autocorrelação espacial local (LISA) permite a demonstração da existência de *clusters* espaciais locais de valores altos ou baixos, constatando quais as regiões que mais contribuem para a existência dessa autocorrelação (PEROBELLI *et al.*, 2005).

O diagrama de dispersão de Moran é uma das formas de interpretar a estatística *I de Moran* e reflete a estrutura espacial nas duas escalas de análise: vizinhança e tendência. Ou seja, o digrama de dispersão de Moran apresenta o valor padronizado de uma variável para cada uma das unidades nas abscissas e apresenta a média do valor padronizado da mesma variável para os vizinhos desta unidade, para o eixo das ordenadas (ALMEIDA *et al.*, 2006).

De acordo com Almeida (2004), o diagrama de dispersão é dividido em quatro partes. Estes quadrantes correspondem a quatro padrões de associação local espacial entre as regiões e seus vizinhos. Assim, é possível saber, além da medida global de associação linear espacial, os *clusters* ou agrupamentos existentes.

Os quatro tipos de associação linear espacial são representados por quatro quadrantes: Alto-Alto (Q1), Baixo-Baixo (Q2), Alto-Baixo (Q3) e Baixo-Alto (Q4). O quadrante 1 (Q1) representa as regiões com valores altos, formando associação do tipo Alto-Alto (AA). Isto significa que as unidades espaciais desse agrupamento apresentam valores altos da variável analisada, sendo cercadas por unidades espaciais do mesmo valor. O quadrante 2 (Q2) representa as regiões com valores baixos, formando associação do tipo Baixo-Baixo (BB). O agrupamento dessas unidades espaciais engloba as regiões com valores baixos próximas das regiões com valores baixos. O quadrante 3 (Q3) representa a associação Alto-Baixo (AB). Este agrupamento mostra as regiões com valores altos cercados por vizinhos que apresentam valores baixos. O quadrante 4 (Q4) representa a associação Baixo-Alto (BA), sendo formado pelas regiões com valores baixos para as variáveis em análise cercados por regiões com valores altos.

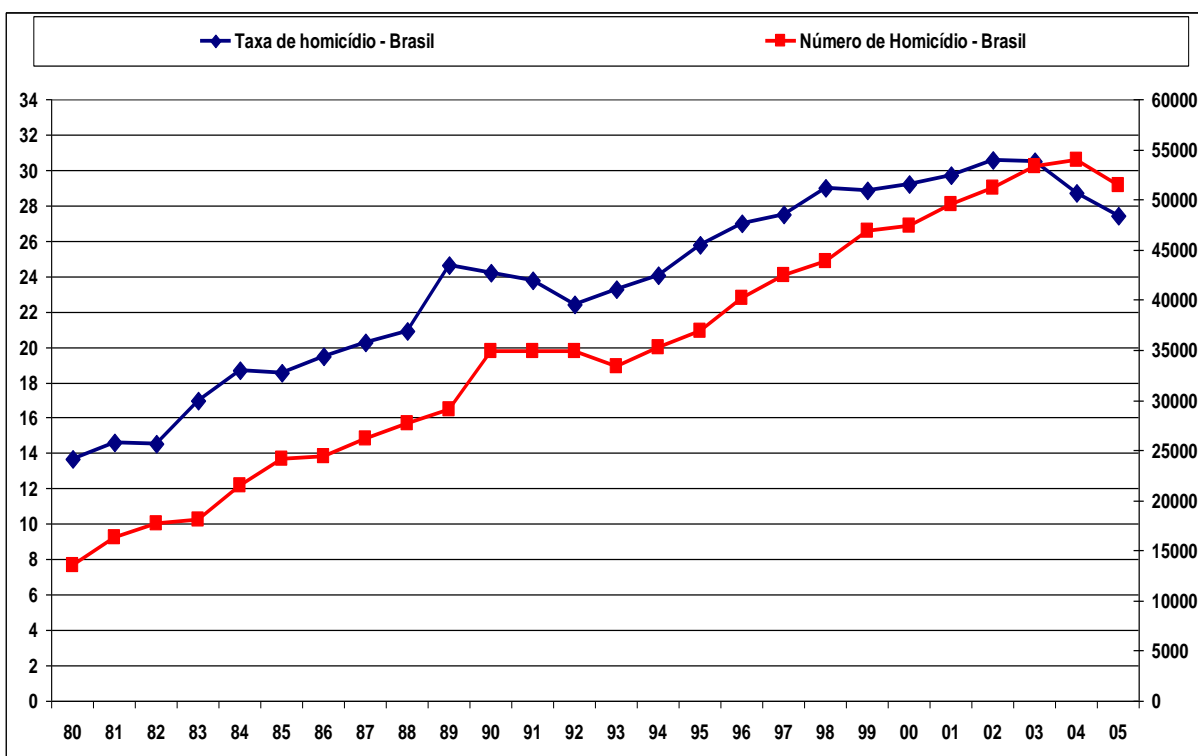
Segundo Pinheiro (2007), as regiões que estão localizadas nos quadrantes AA e BB são as que apresentam autocorrelação espacial positiva. Estas regiões apresentam altos (AA) e baixos (BB) valores de uma variável rodeados por valores altos e baixos. Já os quadrantes AB e BA apresentam autocorrelação espacial negativa, assim, estas regiões apresentam valores altos (baixos) rodeados por baixos (altos) valores ou o contrário.

Para a mensuração da correlação espacial entre diferentes atributos, calcula-se o *I de Moran* bivariado. Segundo Almeida (2004), este instrumental pode ser utilizado tanto para uma análise univariada, como para uma análise multivariada (entre diferentes variáveis).

4 Comportamento dos homicídios no Brasil e no Paraná

De acordo com as informações oriundas do SIM/MS, entre 1980 a 2005 ocorreram 959.005 mortes no Brasil, registradas no SIM/MS como homicídios, como intenção indeterminada (arma de fogo e arma branca) e intervenção legal. Em relação às taxas de homicídios, verificou-se que estas aumentaram de 13,66 em 1980, para 27,39 por 100 mil habitantes em 2005. Apesar desse crescimento acentuado, as taxas médias de homicídios no Brasil, a partir do ano 2000, tiveram um crescimento pouco significativo, apesar de manterem-se altas e até diminuírem a partir de 2004. O Gráfico 1, demonstra a taxa de homicídio por 100 mil habitantes e o número de homicídios no Brasil entre 1980 e 2005.

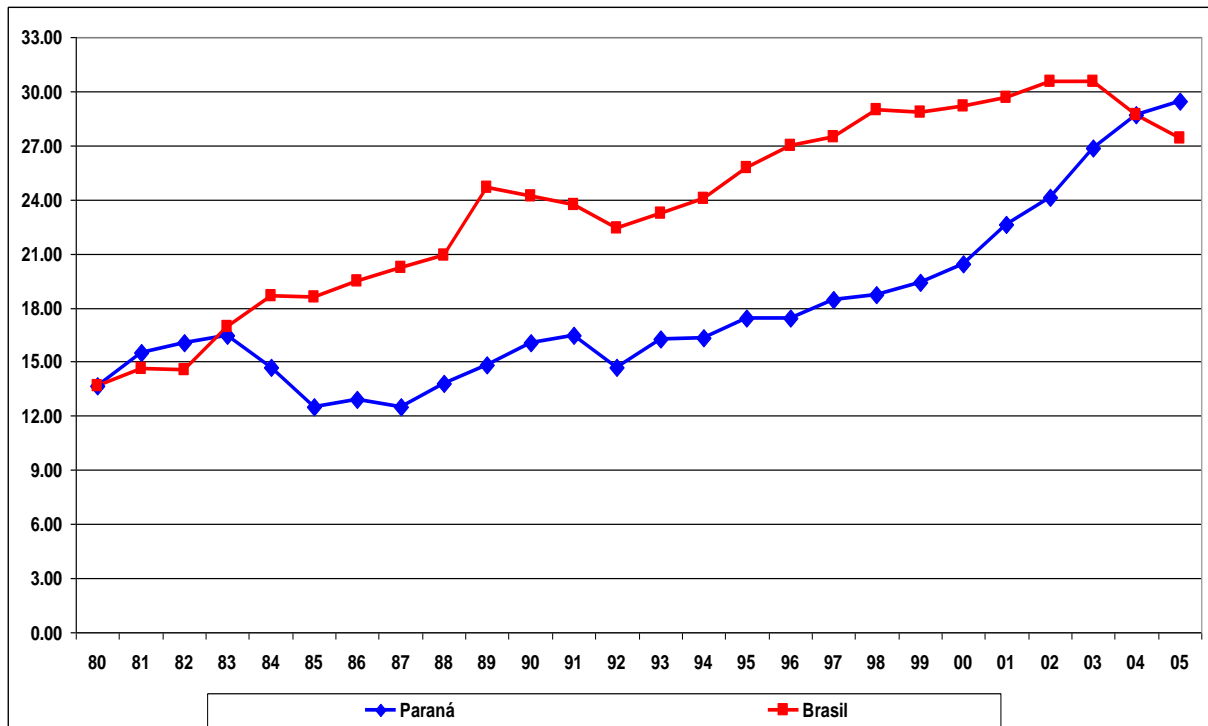
Gráfico 1 – Taxa de homicídio por 100 mil habitantes no Brasil e número de homicídios no Brasil (1980-2005)



Fonte: elaborado pelos autores.

Em relação à distribuição das taxas de homicídios por Estado brasileiro, no ano 2005, o Estado do Paraná ocupava a oitava colocação no *ranking* dos Estados mais violentos do país, com 29,46 homicídios por 100 mil habitantes. Desde que o SIM/MS foi implantado (1979), as taxas de homicídio do Estado do Paraná encontravam-se por vezes próximas ou, em outras vezes, bem abaixo das taxas médias de homicídios registrados no Brasil. O comportamento de suas taxas alterou-se a partir de 1992, mas foi a partir do ano 2000 que o Estado sofreu um súbito aumento das taxas médias, com um crescimento exponencial dos homicídios, alcançando a média nacional no ano 2004, conforme apresentado no Gráfico 2, a seguir.

Gráfico 2 – Taxas de homicídios por 100 mil habitantes no Estado do Paraná e no Brasil (1980-2005)

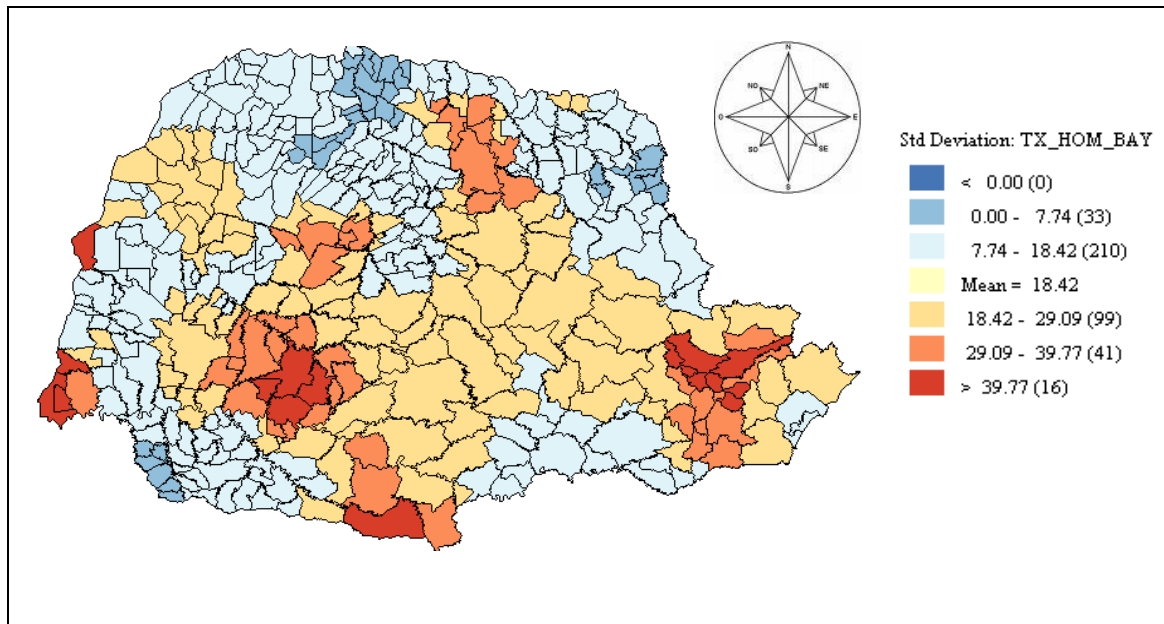


Fonte: elaborado pelos autores.

5 Análise espacial exploratória das taxas de homicídio

Através do método de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), identificou-se a existência de padrões espaciais na distribuição territorial das taxas de homicídios no Paraná. A Figura 1 apresenta as taxas de homicídios corrigidos pelo Estimador *Bayesiano* Empírico Local, referentes ao período da análise, considerando apenas o desvio padrão.

Figura 1 – Distribuição espacial das taxas de homicídio bayesianos nos municípios do Estado do Paraná (2001-2005)



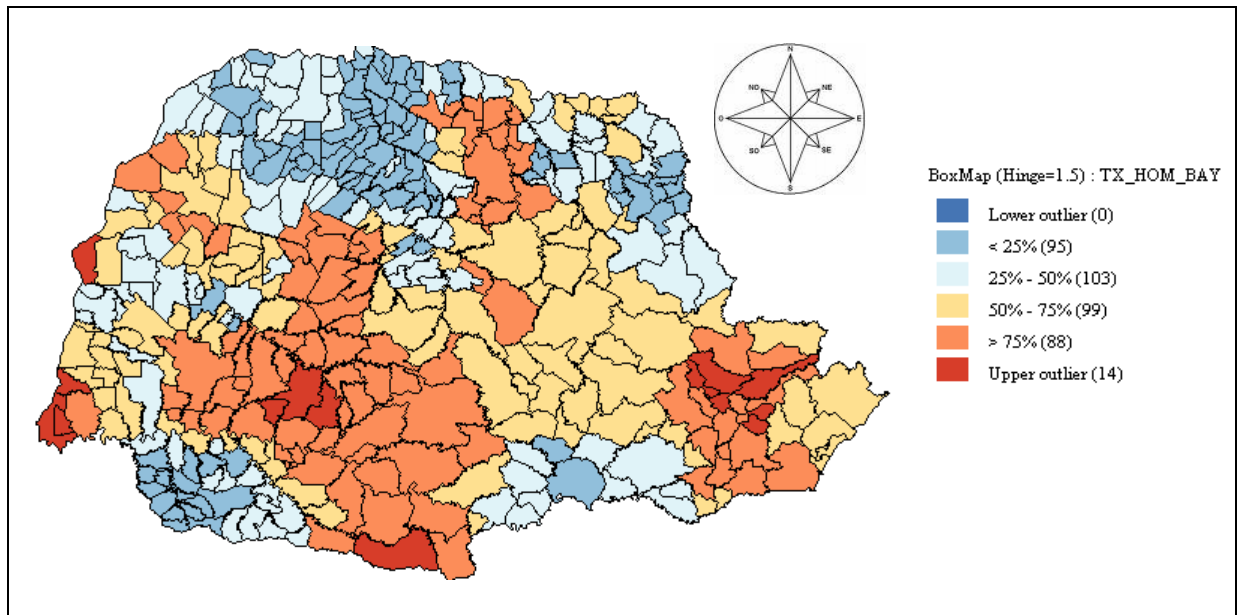
Fonte: elaborado pelos autores.

* O critério do *hidge* foi 1,5. O critério do 1,5 *hidge* indica que a taxa de homicídio bayesiano aparece fora do intervalo interquartil, que é, pelo menos, 1,5 vezes o valor desse intervalo (ALMEIDA, 2004).

A Figura 2, a seguir, apresenta a distribuição espacial das taxas de homicídios corrigidas pelo Estimador *Bayesiano* Empírico Local, considerando os *outliers*. Um *outlier* significa que uma área não segue o mesmo processo de dependência espacial das demais. Os *outliers* altos são representados pela cor vermelha e os *outliers* baixos pela cor azul escura.

Verificou-se, dentre os 399 municípios, que o Estado do Paraná não possuía *outliers* baixos, representados pela cor azul escura. Mas 14 municípios apresentaram *outliers* altos, o que significa que essas áreas não seguiam o mesmo processo de dependência espacial das demais, exercendo influência espúria sobre a média global de autocorrelação.

Figura 2 – Identificação dos *outliers* das taxas de homicídio nos municípios do Estado do Paraná (2001-2005)



Fonte: elaborado pelos autores.

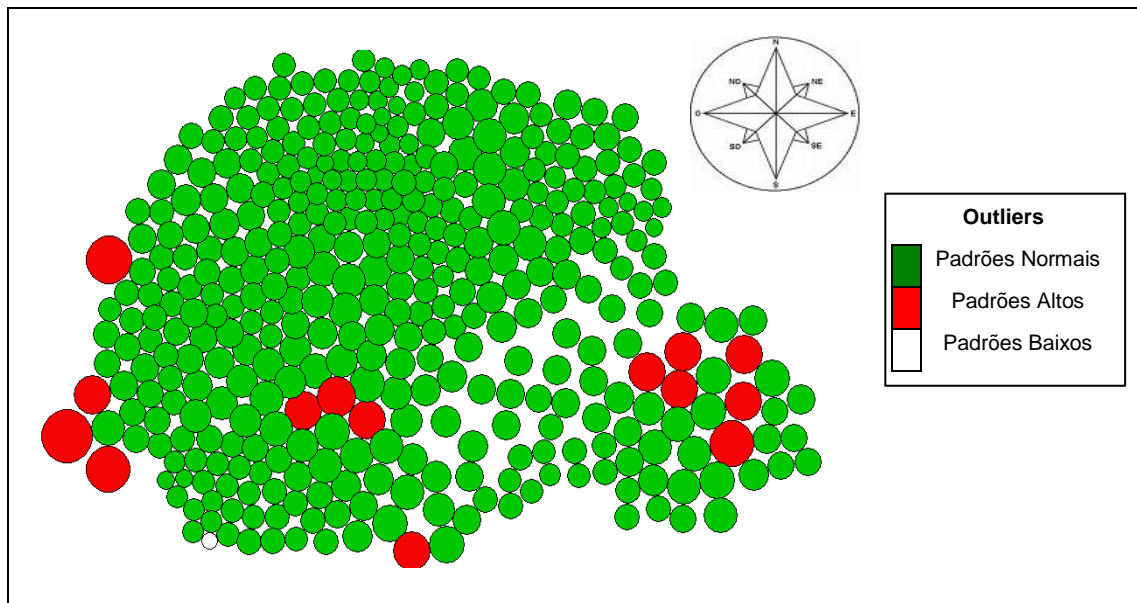
* O critério do *hidge* foi 1,5.

No *software* GeoDa, o cartograma de *outliers* é outra forma de representar os *outliers* superiores e inferiores, conforme demonstra a Figura 3. Segundo Almeida (2004), a representação referente à unidade administrativa é transformada em círculos e a dimensão desses círculos torna-se proporcional aos valores da variável considerada. Dependendo das características dos municípios, os círculos podem ser preenchidos pelas cores verde, vermelha ou branca. As bolas verdes representam os municípios que seguem o mesmo padrão de taxas de homicídio bayesiano. As bolas brancas representam as áreas com valores discrepantes inferiores e as bolas vermelhas indicam os municípios com valores discrepantes muito elevados.⁸

A Figura 3 apresenta a confirmação de que os municípios citados na distribuição espacial das taxas de homicídio *bayesiano*, considerando os *outliers*, apresentam altas taxas de homicídio. Apesar de os cartogramas apresentarem informações importantes, ao destacarem as áreas com as maiores taxas de homicídio, a mera visualização pode levar ao erro. Por este motivo, torna-se necessário realizar testes de aleatoriedade para verificar toda a tendência dos dados em análise.

⁸ O valor discrepante foi considerado pelo critério 1,5 *hidge*.

Figura 3 – Cartograma de *outliers* das taxas de homicídio nos municípios do Estado do Paraná (2001-2005)



Fonte: elaborado pelos autores.

* O critério do *hidge* foi 1,5.

Para verificar a presença de autocorrelação espacial das taxas de homicídio *bayesiano*, o diagrama de dispersão de Moran (*I de Moran*) indica o grau de dependência espacial. Os valores acima do *I de Moran* calculado representam a existência da autocorrelação espacial positiva e os valores abaixo representam a autocorrelação espacial negativa.

Quando o valor do *I de Moran* encontra-se acima do esperado, significa que existem semelhanças entre a variável das taxas de homicídio e a localização espacial da variável, ou seja, os municípios que possuem altas taxas de homicídio estão rodeados por municípios que possuem altas taxas de homicídio. Neste mesmo raciocínio, os municípios que possuem baixas taxas de homicídio estão rodeados por outros municípios que possuem baixas taxas de homicídio. Caso o valor do *I de Moran* esteja abaixo do esperado, a autocorrelação espacial negativa representa a dissimilaridade dos valores e da localização da variável observada, ou seja, os municípios com altas taxas de homicídio estão rodeados por municípios com baixas taxas de homicídio. Seguindo o mesmo raciocínio, os municípios com baixas taxas de homicídio estão rodeados por municípios com altas taxas de homicídio.

Quando não existe um padrão espacial nos dados, o valor encontrado é o *I de Moran* esperado. No Paraná, o valor esperado para as 399 unidades espaciais do território analisado foi $E(I) = -0,0025$. Portanto, os valores acima deste indicam a autocorrelação espacial positiva e os valores inferiores indicam a autocorrelação espacial negativa. Na Tabela 1 encontram-se os valores de *I de Moran* calculado

segundo as três diferentes convenções de matrizes de pesos espaciais: rainha; torre; e 5 vizinhos mais próximos, para a variável taxa de homicídio.

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

<i>Convenção</i>	<i>I</i>	<i>p-valor</i>	<i>Sig.</i>
Rainha	0,6822	0,0010	1%
Torre	0,6824	0,0010	1%
5 vizinhos mais próximos	0,6894	0,0010	1%

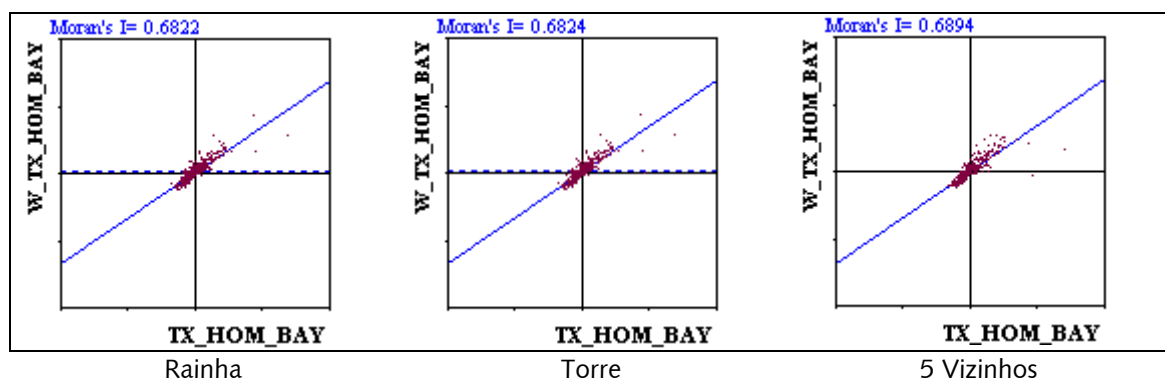
Fonte: elaborado pelos autores.

Nota: a pseudossignificância empírica é baseada em 999 permutações aleatórias.

De acordo com a Tabela 1, em todas as matrizes observadas, verificou-se a existência de autocorrelação espacial positiva das taxas de homicídio *bayesiano*, entre os municípios considerados. Para todos os valores encontrados, tanto na convenção rainha ($I = 0,6822$), torre ($I = 0,6824$) e 5 vizinhos mais próximos ($I = 0,6894$), o *I de Moran* estava acima do valor esperado de $(E)I = -0,0025$. A autocorrelação espacial positiva das taxas de homicídio foi significativa a 1% de significância.

Na Figura 4 estão os diagramas de dispersão de Moran para as três matrizes de pesos espaciais testadas nesta análise. Os diagramas de dispersão referem-se às taxas de homicídio corrigidas pelo Estimador *Bayesiano* Empírico Local.

Figura 4 – Diagrama de dispersão de Moran para a taxa de homicídio.

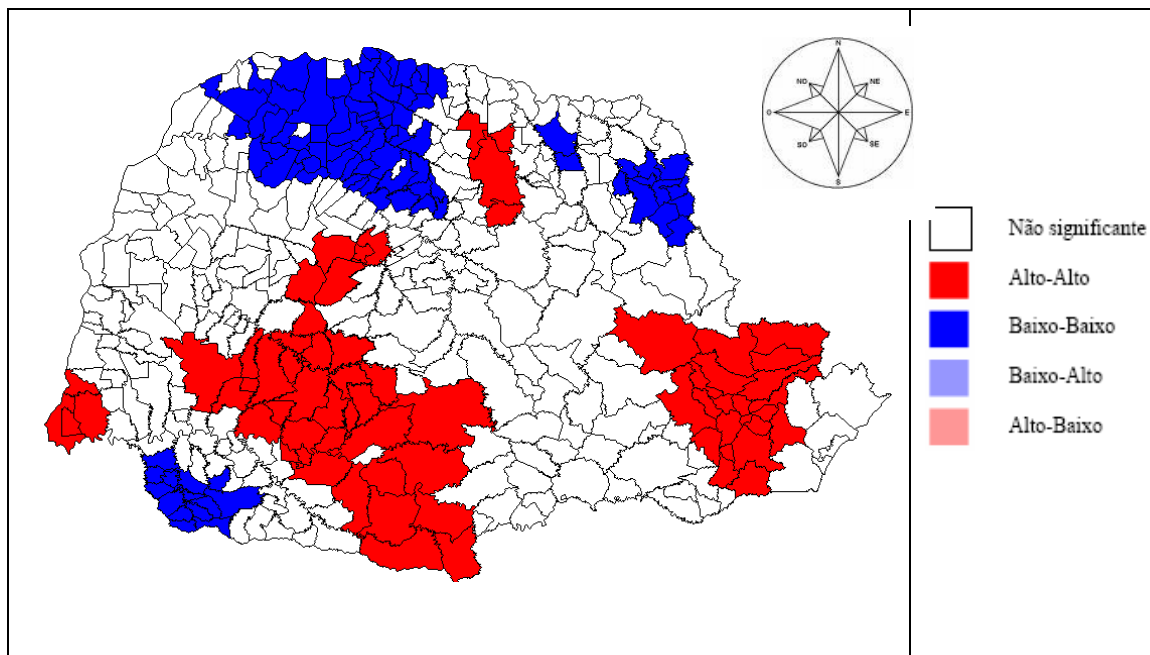


Fonte: elaborado pelos autores.

Conforme já mencionado, adotou-se a estrutura de pesos espaciais binários na convenção de rainha, com vizinhos de primeira ordem. Os padrões globais detectam a autocorrelação espacial de todo o espaço analisado. O problema do *I de Moran* Global é que ele pode esconder padrões locais ou ser influenciado por eles. Para superar esses problemas estatísticos torna-se imprescindível verificar a formação de *clusters* e/ou agrupamentos. Cada quadrante do diagrama de dispersão de Moran indica um *cluster*. No mapa, o *cluster* AA é representado pela cor vermelho escuro, o *cluster* BB pela cor azul escuro, o *cluster* BA pela cor azul claro e o *cluster* AB pela cor rosa.

Para facilitar a visualização das informações, dispostas no diagrama de dispersão de Moran Global, fez-se uso da ferramenta "*Lisa cluster map*", do *software* GeoDa, cujo resultado encontra-se expresso na Figura 5.

Figura 5 – *Clusters* para as taxas de homicídio nos municípios do Estado do Paraná



Fonte: elaborado pelos autores.

Com base na visualização do mapa de agrupamentos, verifica-se a presença de dois tipos de *clusters*. Um dos tipos de *cluster* foi o BB, com quatro *clusters* com essa característica: 1) engloba os municípios das Mesorregiões Noroeste e Norte-Central; 2) dois *clusters* que englobam os municípios da Mesorregião do Norte Pioneiro; e 3) engloba os municípios da Mesorregião Sudoeste. O outro tipo de *cluster* foi o AA, com quatro *clusters* com essa característica: 1) o *Cluster* 1 engloba predominantemente os municípios da Mesorregião Metropolitana de Curitiba; 2) o *Cluster* 2 engloba os municípios da Mesorregião Norte Central; 3) o *Cluster* 3 engloba os municípios da Mesorregião Oeste, e, 4) o *Cluster* 4 engloba predominantemente os municípios das

Mesorregiões Centro-Sul e Centro-Occidental e alguns municípios das Mesorregiões Oeste e Sudoeste.

De modo geral, verificou-se a autocorrelação espacial, tanto global quanto local (presença de *clusters*), das taxas de homicídio bayesiano. Dessa forma, o item a seguir parte para a segunda etapa dessa pesquisa que é identificar as características socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura urbana que se relacionam com a dinâmica das taxas de homicídio.

5.1 Análise Espacial Global: uma tentativa de compreensão do fenômeno

Com a intenção de identificar os fatores associados ao homicídio, os quais contribuem para a compreensão da dinâmica da incidência desigual desse crime nos municípios do Estado do Paraná foi testada a relação com as variáveis socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura urbana.

Para a avaliação das variáveis, o método utilizado foi o *I de Moran* Global bivariado. Para Almeida (2004), o objetivo do *I de Moran* Global bivariado é descobrir se o valor de uma variável observada, em uma determinada área, possui relação com os valores da variável observada nas áreas vizinhas. Ou seja, o índice gerado é resultado da comparação entre duas variáveis. A variável dependente (taxa de homicídio) é comparada com as variáveis explicativas. Na Tabela 2 apresenta-se o *I de Moran* Global bivariado.

Tabela 2 – Coeficiente de *I de Moran* Global bivariado das taxas de homicídio e as demais variáveis, para o Estado do Paraná

<i>Variáveis</i>	<i>I</i>	<i>p-valor</i>	<i>Sig.</i>
Média de Moradores por domicílios	0,1044	0,0010	1%
Densidade demográfica	0,1762	0,0010	1%
Grau de urbanização	-0,1151	0,0010	1%
Abastecimento de água pelo sistema Sanepar (residências)	-0,0086	0,7890	NS
Atendimento de esgoto pelo sistema Sanepar (residências)	0,0247	0,3700	NS
Número de consumidores de energia elétrica (residenciais)	-0,1343	0,0010	1%
Equipamentos culturais	-0,1131	0,0010	1%
População com idade entre 10 e 19 anos	0,2088	0,0010	1%
População com mais de 60 anos de idade	-0,4040	0,0010	1%
Produto Interno Bruto <i>per capita</i>	-0,0119	0,6880	NS
Arrecadação do ICMS por município de origem do contribuinte	0,0858	0,0010	1%
Produção primária	-0,1578	0,0010	1%
Indústria	0,1404	0,0010	1%

Continuação

<i>Variáveis</i>	<i>I</i>	<i>p-valor</i>	<i>Sig.</i>
Comércio e serviços	0,0849	0,0010	1%
Número de estabelecimentos, declarados na RAIS	-0,1866	0,0010	1%
Número de empregos formais, declarados na RAIS	-0,0475	0,0390	5%
População Economicamente Ativa	-0,1866	0,0010	1%
Chefes de família sem rendimento	0,2576	0,0010	1%
Chefes de família com renda de até 1 salário	-0,0684	0,0010	1%
Chefes de família com renda de até 2 salários	-0,3011	0,0010	1%
Chefes de família com renda de até 3 salários	0,0442	0,0930	NS
Chefes de família com renda superior a 20 salários	0,0737	0,0010	1%
Alunos matriculados em creche	-0,1639	0,0010	1%
Alunos matriculados no ensino pré-escolar	-0,1334	0,0010	1%
Alunos matriculados no ensino fundamental	0,1720	0,0010	1%
Alunos matriculados no ensino médio	-0,1455	0,0010	1%
Alunos matriculados no ensino superior	0,0239	0,4130	NS
Chefes de família sem instrução e até 1 ano de estudo	-0,1119	0,0010	1%
Chefes de família com até 4 anos de estudo	0,0277	0,4360	NS
Chefes de família com mais de 15 anos de estudo	0,0303	0,2880	NS
Índice de desenvolvimento humano municipal (IDH-M)	-0,0493	0,0230	5%
Razão da renda média dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres	0,1637	0,0010	1%
Índice de Gini	0,0513	0,0290	5%
Índice de Theil	0,0570	0,0130	5%
Intensidade da Pobreza	0,1674	0,0010	1%
Mortalidade infantil	-0,1872	0,0010	1%

Fonte: elaborado pelos autores.

* **Nota:** E(I) = -0,0025.

** **Nota:** NS – Não significativa a 5% de significância.

Como verificado, das 36 variáveis observadas: 13 variáveis explicativas autocorrelacionaram positivamente no espaço com a taxa de homicídio, 16 variáveis explicativas correlacionaram negativamente no espaço e sete não correlacionaram, não atingindo a significância de 5%⁹.

As variáveis que apresentaram autocorrelação espacial positiva com as taxas de homicídio foram: média de moradores por domicílios; densidade demográfica; população com idade entre 10 e 19 anos; arrecadação do ICMS por município de origem do contribuinte; indústria; comércio e serviços; chefes de família sem rendimento; chefes de família com renda superior a 20 salários; alunos matriculados no ensino fundamental; razão da renda média dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres; índice de Gini; índice de Theil; e intensidade da pobreza. Tratando-se da análise do *I de Moran* Global, pode-se afirmar que essas variáveis podem potencializar a ocorrência de homicídios. Isto significa no caso das autocorrelações espaciais positivas, que municípios com altas taxas de homicídios estavam associados a municípios com altos índices dessas variáveis explicativas. Do

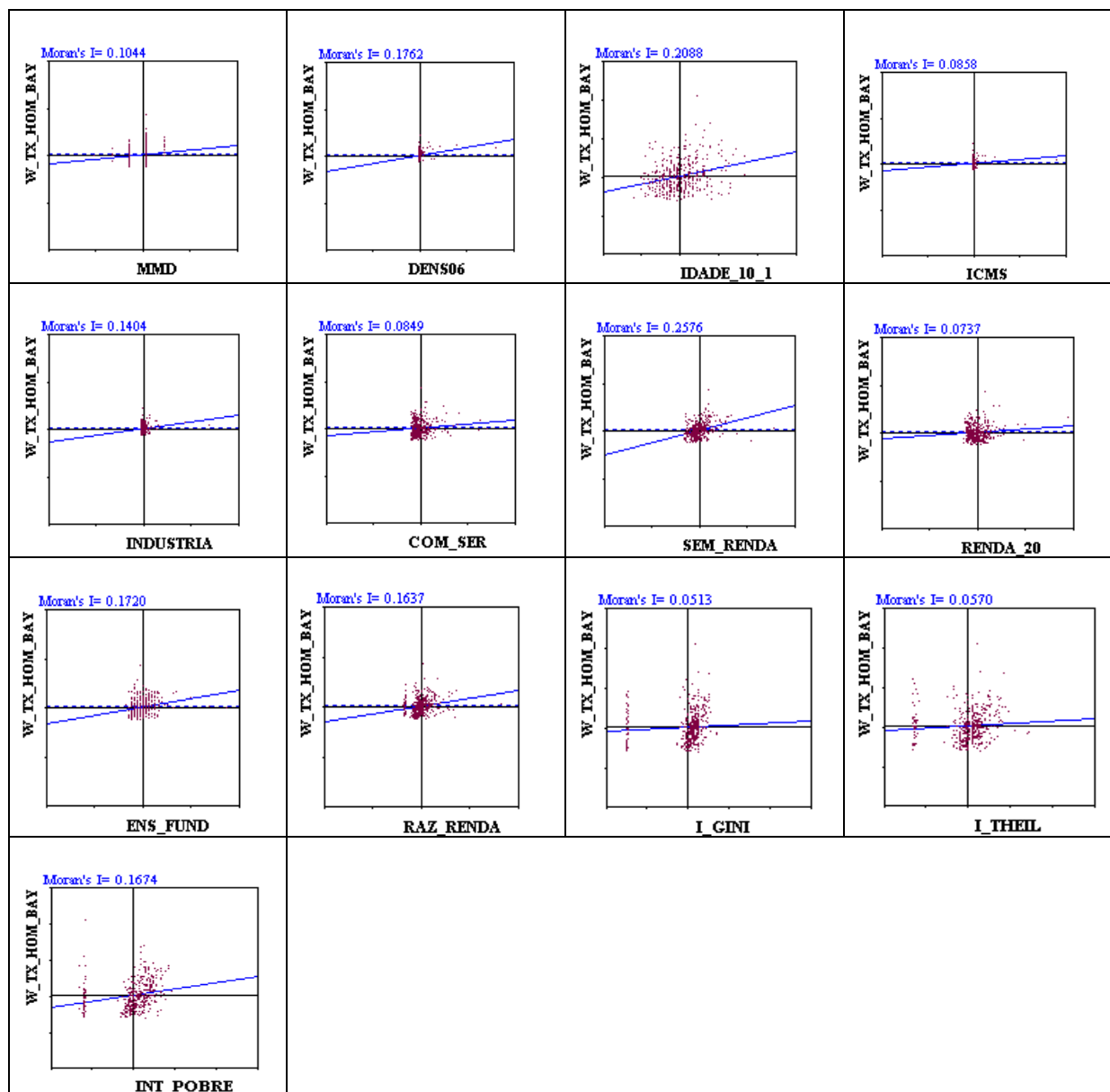
⁹ O máximo de significância considerada nesta análise foi 5% de significância.

mesmo modo que municípios com baixas taxas de homicídios estavam associados a municípios com baixos índices dessas variáveis explicativas.

Os maiores níveis de autocorrelação espacial positiva foram entre a taxa de homicídio e os chefes de família sem rendimento ($I = 0,2576$) e entre a taxa de homicídio e a população com idade entre 10 e 19 anos ($I = 0,2088$). Em todos os casos cuja autocorrelação espacial foi positiva, a pseudossignificância foi de 1%.

A Figura 6 apresenta os diagramas de dispersão do *I de Moran* Global bivariado somente para as variáveis que apresentaram autocorrelações espaciais positivas. A variável dependente (taxa de homicídio) foi comparada com as variáveis explicativa (socioeconômica, demográfica e de infraestrutura urbana).

Figura 6 – Diagrama de Dispersão de Moran Global bivariado para as taxas de homicídio e as demais variáveis explicativas, com autocorrelação espacial positiva.



Fonte: elaborado pelos autores.

Os resultados obtidos indicaram uma associação espacial entre os crimes de homicídio com as características sociais, demográficas e econômicas dos municípios. Nesta pesquisa as variáveis arrecadação de ICMS, densidade demográfica, número de indústrias e de comércio e serviços localizadas nos municípios se autocorrelacionaram positivamente no espaço com os municípios com altas taxas de homicídio. Na pesquisa realizada por Beato (1998), sobre os municípios do Estado de Minas Gerais, as variáveis ICMS, a densidade demográfica e o número de empresas localizadas no município, também apresentaram correlação espacial positiva, mas, para outros crimes violentos como roubo e roubo a mão armada. Para os homicídios, a correlação foi com outras variáveis, como a taxa de mortalidade infantil, estando presentes nos municípios mineiros menos desenvolvidos.¹⁰

Nas pesquisas intraurbanas de Cardia, Adorno e Poletto (2003) para os distritos censitários da região metropolitana de São Paulo e na pesquisa de Ramão (2008) para os bairros de Cascavel (PR), as áreas com elevado congestionamento habitacional, alta porcentagem de adolescentes e pré-adolescentes e alta porcentagem de chefes de família sem rendimento, estavam positivamente relacionadas com as áreas com altas taxas de homicídio no espaço. Na pesquisa intraurbana de Macedo *et al.* (2001) para os distritos censitários de Salvador (BA), as estratificações de renda inferiores localizavam-se nas regiões com maior incidência de homicídios. Da mesma forma como foi encontrada a relação positiva, naquelas pesquisas, sobre os distritos censitários e os bairros municipais, encontrou-se aqui a autocorrelação espacial positiva entre os municípios com elevada média de moradores por domicílios, elevada população com idade entre 10 e 19 anos, alta porcentagem de chefes de família sem rendimento e alta intensidade da pobreza e com os municípios com altas taxas de homicídio. Isto sugere que os municípios com altas taxas de homicídio estão rodeados por vizinhos com altas taxas dessas variáveis explicativas, indicando a concentração espacial de atributos potencializadores deste tipo de crime, como indicou a literatura de referência.

¹⁰ Ressalta-se, porém, que Beato (1998) encontrou problemas de ordem metodológica, pois quando eram tomadas as definições oficiais da ocorrência de homicídios, elas podiam conduzir à falsa idéia de que todos os homicídios teriam uma mesma motivação estruturalmente definida, ou seja, que a relação entre o agressor e a vítima era sempre a mesma. Desta perspectiva, o autor classificou quatro tipos de homicídio: 1) Homicídio não primário (entre pessoas sem prévio relacionamento) resultante de roubo; 2) Homicídio não primário como resultado de outros crimes; 3) Homicídio primário entre pessoas não íntimas, e; 4) Homicídios primários entre pessoas íntimas. Assim, para Beato (1998, p. 12) “[...] apenas o homicídio primário, isto é, aquele que ocorre entre as pessoas que tem um prévio relacionamento, correlaciona-se com os indicadores socioeconômicos de desenvolvimento. Os homicídios não primários, vinculados a casos de assalto ou roubo, tendem a seguir o mesmo padrão de outros delitos contra a propriedade”.

Em relação à variável chefes de família com renda superior a 20 salários, os resultados mostraram-se contrários aos da pesquisa de Cardia, Adorno e Poletto (2003) realizada nos distritos censitários da região metropolitana de São Paulo e de Ramão (2008) para os bairros de Cascavel (PR). Na presente pesquisa, cuja unidade de análise são os municípios percebeu-se que os municípios com as maiores porcentagens de chefes de família com renda superior a 20 salários mínimos são rodeados por municípios com altas taxas de homicídio. Na escala intraurbana, essas variáveis de desigualdade se mostram mais significativas na compreensão do fenômeno, coisa que ocorre bem menos em escalas maiores, o que possivelmente justifica o resultado encontrado.¹¹

A variável ensino fundamental apresentou autocorrelação espacial positiva com as taxas de homicídio. Isto indica que os municípios com alta disponibilidade de vagas do ensino fundamental eram vizinhos de municípios com altas taxas de homicídio. Esse resultado foi diferente do encontrado por Ramão (2008).

Os municípios que apresentaram autocorrelação espacial positiva com a variável razão da renda média dos 10% mais ricos e a dos 40% mais pobres estavam rodeados por municípios com altas taxas de homicídio. Cano e Santos (2001) encontraram resultados similares, ao analisar a relação entre este tipo de crime e o nível de renda dos 20% mais ricos *versus* o dos 20% mais pobres, numa série de países selecionados.

O índice de Gini apresentou autocorrelação espacial positiva com as taxas de homicídio. Isto significa que os municípios com alto índice de Gini eram vizinhos de municípios com altas taxas de homicídio. Esta relação também foi encontrada no trabalho de Andrade *et al.* (2008) sobre o Estado do Paraná e demonstra o alto grau de desigualdade presente nos municípios e seus vizinhos, com altas taxas de homicídio.

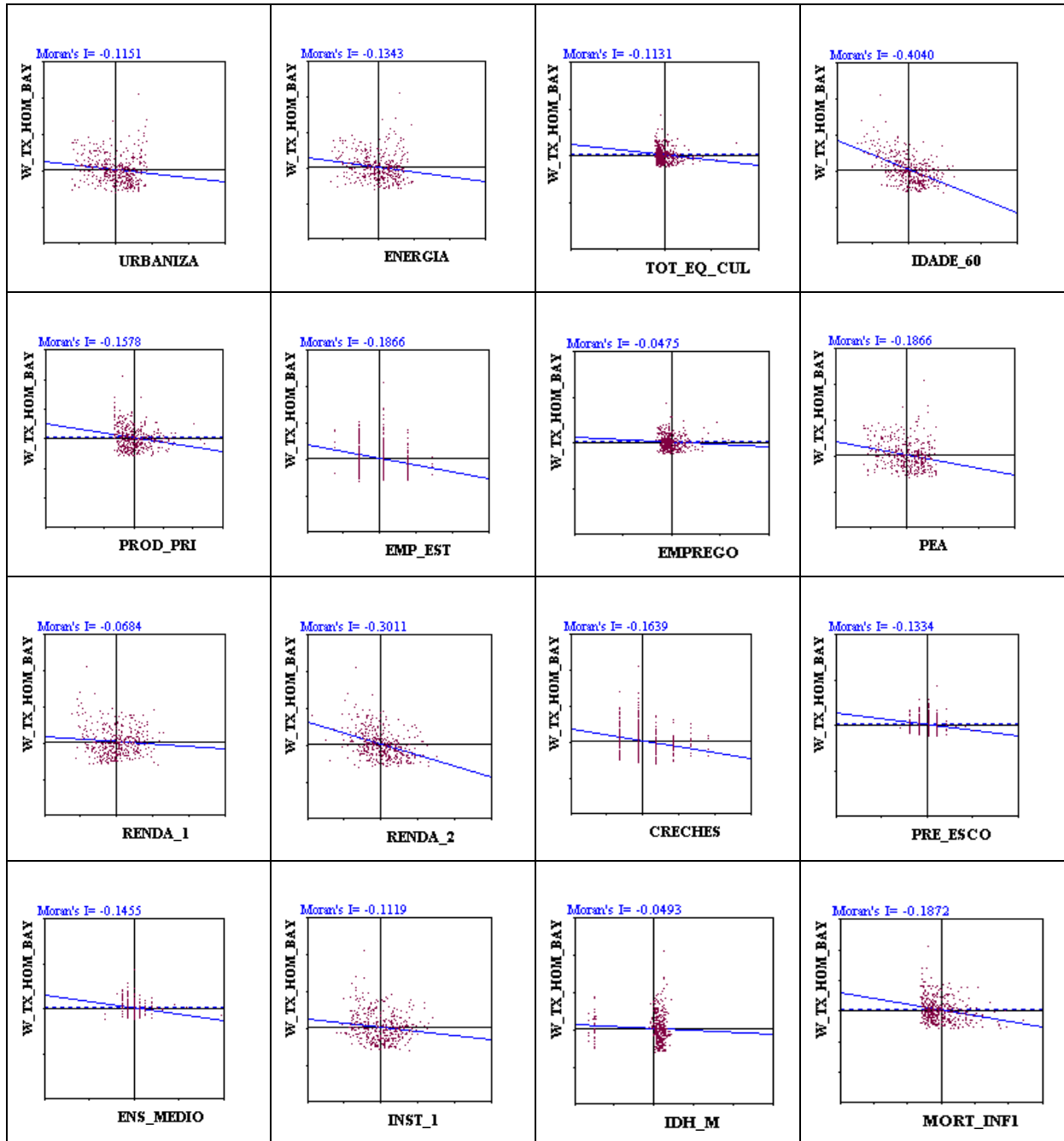
¹¹ Existem dois problemas que são conhecidos na literatura como problema de unidade areal (espacial) modificável, denominado *Modifiable Areal Unit Problem* (MAUP): 1) Problema de escala: trata-se do problema mais óbvio e que exibe a maior aplicação prática. Refere-se à sensibilidade dos resultados devido a diferentes níveis de escala. Isto é, os resultados se modificam na medida em que o número de unidades espaciais (escala) se eleva num determinado agrupamento; 2) Problema de zoneamento ou agregação: refere-se à sensibilidade dos resultados obtidos em função das várias alternativas de combinações, dada uma mesma escala. Diante desses dois problemas, o efeito MAUP manifesta-se na situação em que os resultados da análise são sensíveis diante da forma que os dados espaciais são organizados, sobretudo com relação ao nível de escala espacial e com respeito ao arranjo (configuração) espacial em zonas (combinação de unidades espaciais contíguas) (HAINIING, 2003).

A desigualdade, medida pela L de Theil, por sua vez, apresentou autocorrelação espacial positiva com as taxas de homicídio no Estado do Paraná. Na pesquisa de Cano e Santos (2001), sobre o Estado do Rio de Janeiro, no entanto, a L de Theil teve efeito ameno sobre a taxa de homicídio. Os municípios com as taxas de homicídio elevadas estavam localizados na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. A “Baixada Fluminense”, região com taxas de homicídio altas, teve distribuição de renda relativamente homogênea quando comparada ao restante do Estado.

Das 36 variáveis observadas, 16 variáveis explicativas se autocorrelacionaram negativamente no espaço com a taxa de homicídio, significando que municípios com altas taxas de homicídios estavam associados a municípios com baixos índices para as variáveis grau de urbanização; número de consumidores de energia elétrica (residenciais); equipamentos culturais; população com mais de 60 anos de idade; produção primária; número de estabelecimentos, declarados na RAIS; número de empregos formais, declarados na RAIS; PEA; chefes de família com renda de até 1 salário; chefes de família com renda de até 2 salários; alunos matriculados em creche; alunos matriculados no ensino pré-escolar; alunos matriculados no ensino médio; chefes de família sem instrução e até 1 ano de estudo; IDH-M; e mortalidade infantil.

Os maiores níveis de autocorrelação espacial negativa foram entre taxa de homicídio e população com mais de 60 anos de idade (-0,4040) e entre taxa de homicídio e chefe de família com renda de até 2 salários (-0,3011). O nível de pseudo-significância para todos os casos que ocorreu autocorrelação espacial negativa foi de 1% de significância. Na Figura 7 apresentam-se os diagramas de dispersão do *I de Moran* bivariado, com autocorrelação espacial negativa.

Figura 7 – Diagrama de Dispersão de Moran Global bivariado para as taxas de homicídio e as demais variáveis explicativas, com autocorrelação espacial negativa



Fonte: elaborado pelos autores.

Na análise das municipalidades no Estado do Rio de Janeiro, Cano e Santos (2001) perceberam que a alta urbanização exerceu influência sobre os homicídios. Os municípios urbanizados do Rio de Janeiro tiveram as taxas de homicídio mais elevadas em relação aos municípios rurais. Ao contrário desses resultados, no Estado do Paraná a autocorrelação espacial foi negativa entre os municípios com alto grau de urbanização.

Esse resultado, porém, contraria a maioria das pesquisas referentes à “criminalidade urbana violenta” publicadas no Brasil. Para o Paraná, esta autocorrelação negativa é justificável, pois o método da análise espacial considera cada município como uma unidade de análise. De acordo com os dados do IPARDES (2004), no período analisado, a maioria dos municípios paranaenses eram predominantemente rurais, porém mais de 80% da população do Estado vivia em espaços urbanizados. Ou seja, havia uma concentração em poucos municípios altamente populosos, cuja quantidade de homicídios em termos numéricos era significativa. Por este motivo, a análise de *clusters* torna-se interessante, pois detecta as particularidades dos municípios mais urbanizados.

De um modo geral, é possível perceber que as variáveis ligadas à educação (alunos matriculados em creche, alunos matriculados no ensino pré-escolar e alunos matriculados no ensino médio), à cultura (equipamentos culturais) e as ligações residenciais de energia elétrica, que remetem a disponibilização de infraestrutura urbana à população, bem como a variável população com mais de 60 anos de idade apresentaram autocorrelação espacial negativa com os homicídios. Isto induz ao entendimento de que esses fatores são inibidores dos crimes de homicídio, quando seus valores são altos, pois resultam numa melhor qualidade de vida da população, revelando espaços com baixas sobreposições de carências (CARDIA; ADORNO; POLETO, 2003). Ou, por outro lado, que áreas com baixo valor destas variáveis estavam rodeadas por áreas com alto índice de homicídios, exatamente pela ausência dos elementos inibidores.

As variáveis número de estabelecimentos, declarados na RAIS e a PEA, ao contrário dos resultados encontrados por Beato (1998), apresentaram autocorrelação espacial negativa com as taxas de homicídio. Outras variáveis que também apresentaram autocorrelação espacial negativa com os homicídios formam: chefes de família sem instrução e até 1 ano de estudo e mortalidade infantil. Isto indica que áreas com baixo número de chefes de família sem instrução e até 1 ano de estudo, bem como as áreas com baixa mortalidade infantil, estariam rodeadas por áreas com altas taxas de homicídio. Este resultado também foi diferente do encontrado nas pesquisas de Cardia, Adorno e Poleto (2003), de Beato (1998) e de Ramão (2008) ainda que realizados em escalas diferentes. A variável mortalidade infantil demonstra-se paradoxal, principalmente porque a mortalidade infantil, conforme Cardia, Adorno e Poleto (2003, p. 16), se “sobrepõe com as dificuldades de acesso a hospitais e acesso à rede de esgoto sanitário” e conseqüentemente possui relação muito próxima com as altas taxas de homicídio.

As variáveis que também apresentaram autocorrelação espacial negativa com os homicídios formam: produção primária; chefes de família com renda de até 1 salário; e chefes de família com renda de até 2 salários. Isto significa que áreas com baixo valor dessas variáveis estavam rodeadas por áreas com altas taxas de homicídio. Seguindo o mesmo raciocínio, as áreas com alto valor dessas variáveis estavam rodeadas por áreas com baixas taxas de homicídio. Esse resultado foi diferente do encontrado por Ramão (2008).

Ao serem autocorrelacionadas as taxas de homicídio com o IDH-M dos municípios e com o número de empregos formais, declarados na RAIS foram encontradas autocorrelações espaciais significativas entre as variáveis. Este resultado foi diferente ao encontrado na pesquisa de Beato (1998). Isto significa que o baixo desenvolvimento humano dos municípios bem como a baixa disponibilidade de emprego acentuam as chances da população ser vítima de homicídio.

Das 36 variáveis observadas, sete não autocorrelacionaram no espaço com as taxas de homicídio, não atingindo a significância de 5%. As variáveis foram abastecimento de água pelo sistema Sanepar (residências); atendimento de esgoto pelo sistema Sanepar (residências); PIB; chefes de família com renda de até 3 salários; alunos matriculados no ensino superior; chefes de família com até 4 anos de estudo; chefes de família com mais de 15 anos de estudo.

A associação espacial entre o abastecimento de água e o atendimento de esgoto não foi detectada. Para Cardia, Adorno e Poleto (2003) essas variáveis revelariam as sobreposições de carências existentes nos espaços analisados.

A variável PIB *per capita* também não foi significativa a 5% de significância, nos municípios do Estado do Paraná. Esse resultado contraria a maioria das pesquisas realizadas no Brasil que evidenciam a relação entre essas variáveis.

Nesta pesquisa, também não foram encontradas a autocorrelação espacial entre os chefes de família com mais de 15 anos de estudo; chefes de família com renda de até 3 salários; alunos matriculados no ensino superior; e chefes de família com até 4 anos de estudo diferentemente da associação espacial encontrada por Cardia, Adorno e Poleto (2003) e por Ramão (2008), fato que talvez se justifique pelas diferenças de unidades de análise.

De acordo com a hipótese testada nesta análise, pode-se afirmar que a relação espacial entre as taxas de homicídio e as variáveis socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura urbana, nos municípios do Estado do Paraná, existiu no período analisado.

Pode-se verificar que as taxas de homicídio estavam autocorrelacionadas no espaço aos municípios com maior arrecadação do ICMS; maior densidade demográfica; e maior número de chefes de família com renda superior a 20 salários mínimos. Isto demonstra, em grande parte, que os homicídios estão se manifestando nos municípios populosos, com maior geração de riqueza e renda.

Concomitante a isso, esses municípios manifestaram problemas internos relacionadas com os altos congestionamentos habitacionais; a alta porcentagem de chefes de família sem rendimento; a baixa porcentagem de domicílios atendidos com energia elétrica; a alta porcentagem de jovens e a baixa porcentagem de idosos; a baixa disponibilização de equipamentos culturais e das vagas educacionais; bem como de baixos estabelecimentos ofertando empregos; ou de população economicamente ativa. Todas essas variáveis podem indicar a associação espacial dos homicídios com as sobreposições de carências e as desigualdades sociais que os municípios agregam dentro de si, bem como indicar problemas de planejamento urbano desses lugares.

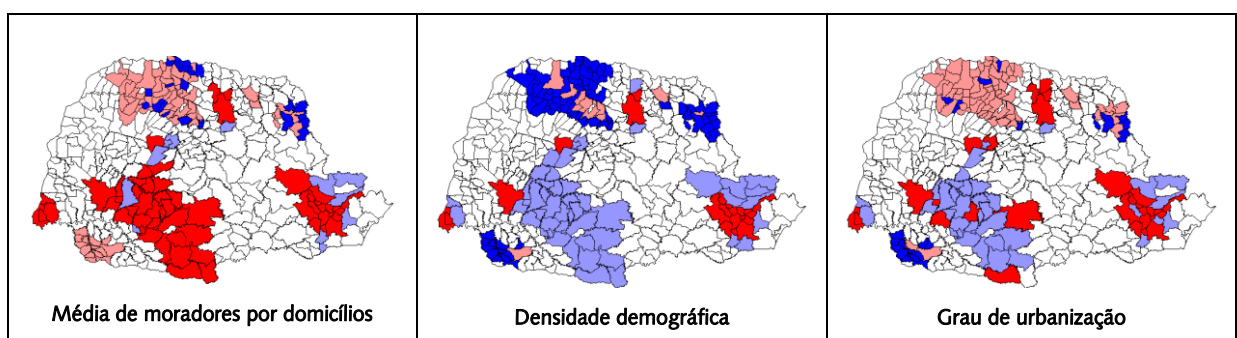
De acordo com Beato (1998, p. 07), “Delitos criminais são fenômenos bastante concentrados espacial e temporalmente [...]”. Neste sentido, para entender o processo de distribuição espacial dos homicídios nos municípios do Estado do Paraná, os mapas bivariados de *clusters* que serão expostos no próximo item, apresentam os padrões locais de associação (agrupamentos) entre a variável dependente (taxa de homicídio) e as variáveis explicativas analisadas nesse estudo.

5.2 Análise Espacial Local: uma tentativa de compreensão do fenômeno de forma regionalizada

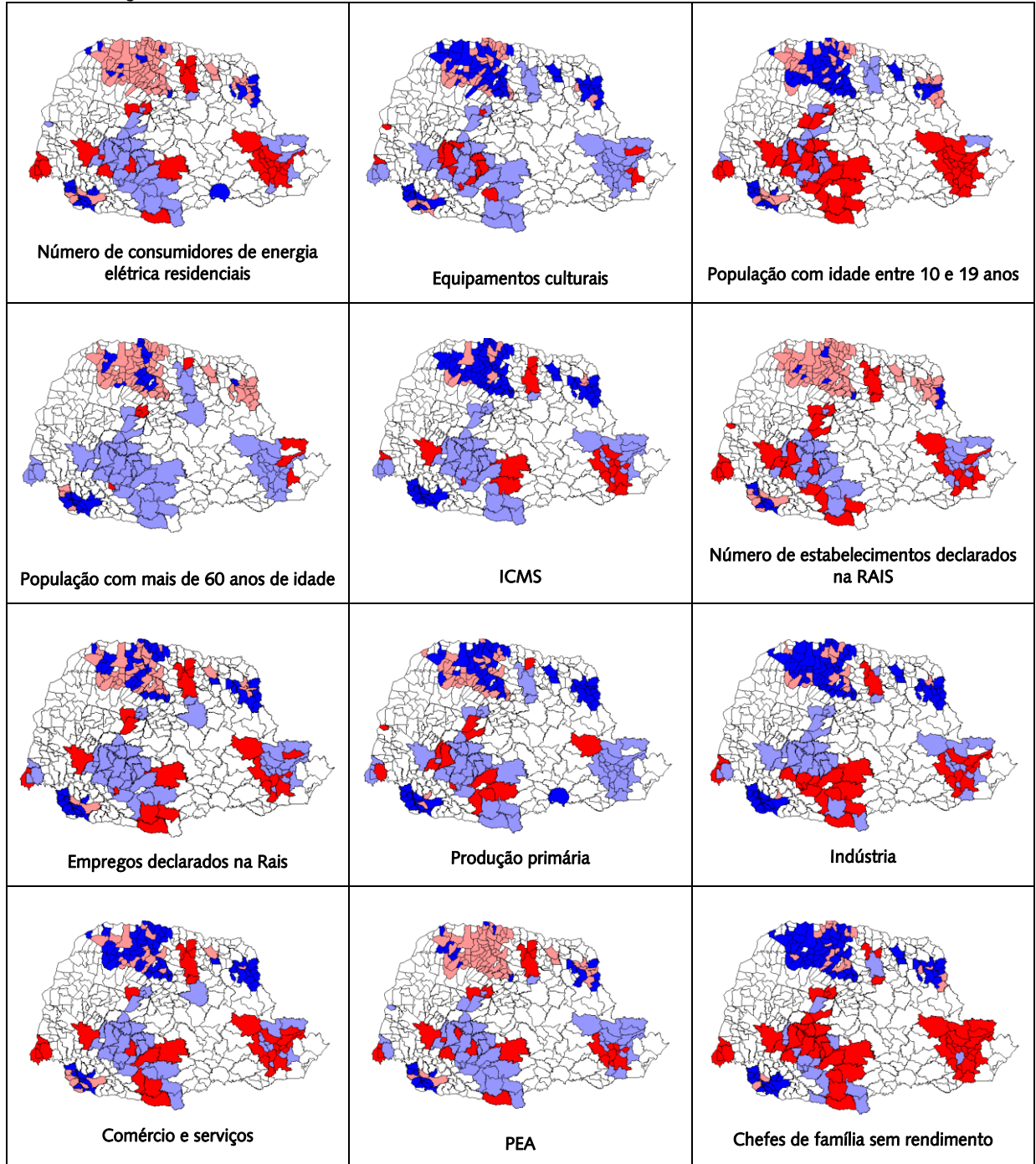
A análise espacial local tem por finalidade detectar os espaços em que se relacionam as taxas de homicídio e as variáveis explicativas. Nos mapas analisados da Figura 8, as áreas que apresentam *clusters* com a cor azul escuro indicam a presença de baixo valor das variáveis relacionadas Baixo-Baixo (BB). As áreas que apresentam *clusters* com a cor azul claro indicam a presença de baixo valor da variável independente e alto valor da variável dependente Baixo-Alto (BA), indicando áreas com baixo valor do atributo analisado, circundadas por áreas de elevada incidência de homicídios.

Da mesma forma, as áreas que apresentam *clusters* com a cor vermelho escuro indicam a presença de alto valor das variáveis relacionadas Alto-Alto (AA). As áreas que apresentam *clusters* com a cor rosa indicam a presença de alto valor da variável independente e baixo valor da variável dependente Alto-Baixo (AB). Assim, unidades espaciais com alto valor da variável analisada são cercadas por áreas de baixa criminalidade.

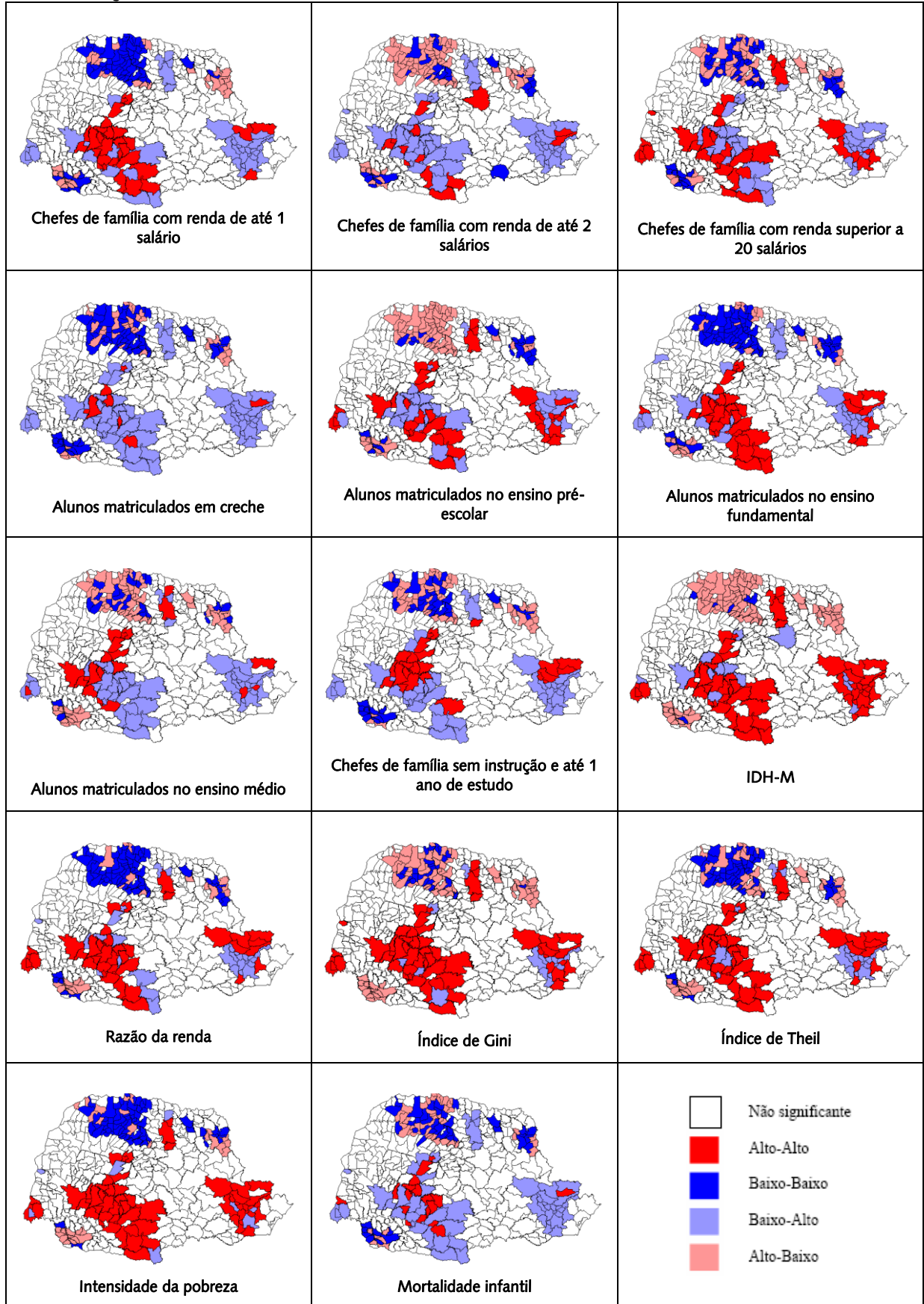
Figura 8 – *Clusters* bivariados entre as taxas de homicídio e as demais variáveis explicativas, para os municípios do Estado do Paraná



Continuação



Continuação



Fonte: elaborado pelos autores.

Até o presente momento foi possível verificar que há um padrão de autocorrelação espacial entre as variáveis analisadas, com maior destaque para os quatro *clusters* considerando as taxas de homicídio do tipo AA. As manchas se repetiram no espaço quando consideradas as variáveis explicativas, mas nem todos os municípios do *Cluster* apresentaram o mesmo tipo de autocorrelação.

Na visualização dos mapas dos *Clusters* na análise bivariada, percebe-se a mesma formação de municípios do *Cluster* do tipo AA e do tipo BB, observados na análise univariada (taxa de homicídio). A única ressalva foi a maior ou a menor presença de municípios englobados pelo *Cluster* em determinadas associações bivariadas.

De acordo com a hipótese de que quanto maior a intensidade de carências de certos componentes, como dos indicadores socioeconômicos, demográficos e de infraestrutura, maiores serão as taxas de homicídio, verificou-se que dentre as 36 variáveis testadas, em 29 delas isto se confirmou.

Na análise de *clusters* verificou-se algumas manifestações comuns das variáveis no espaço. As variáveis que refletem o congestionamento habitacional (MMD) e a ausência de renda do chefe de família (chefes de família sem rendimento) apresentaram autocorrelação espacial do tipo AA em todos os *Clusters* da análise. Por sua vez, as variáveis que revelam a ausência de investimentos governamentais em educação e cultura (alunos matriculados em creches e equipamentos culturais) e as variáveis sobre a população com mais de 60 anos de idade e mortalidade infantil apresentaram autocorrelação espacial do tipo BB em todos os *Clusters* da análise. Esse comportamento sugere a associação espacial do crime com as desigualdades sociais e com as carências infraestruturais dos municípios com altas taxas de homicídio do Paraná. Já os outros indicadores revelam as particularidades regionais e as especificidades de cada *cluster*, que devem ser consideradas na construção e aplicação de políticas de segurança pública no Estado do Paraná.

6 Considerações finais

Neste artigo avaliou-se a distribuição espacial dos homicídios nos municípios do Estado do Paraná, e sua associação com os determinantes estruturais: socioeconômicos, demográficos e de infraestrutura. O estudo foi realizado pelo método AEDE com realização da análise bivariada para medir o grau de autocorrelação espacial entre as variáveis.

Na análise realizada, demonstrou-se a alta concentração das taxas de homicídio no espaço paranaense e a associação espacial com as variáveis socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura urbana ao longo do território. Os resultados obtidos na análise empírica foram condizentes com a literatura de referência, que enfatizou as carências estruturais como um dos elementos determinantes para o entendimento da dinâmica espacial dos crimes de homicídios, salvo nos casos cuja análise recaía em unidades de área distintas.

Diante disso, a hipótese deste estudo foi confirmada. Comprovou-se, assim, que as variáveis que indicam desigualdades sociais e carências estruturais dos municípios potencializaram as taxas de homicídio.

Este trabalho revestiu-se de importância, na medida em que apresentou a distribuição espacial dos homicídios no Estado do Paraná, dando visibilidade às regiões que se destacaram com altos e baixos índices de homicídios, além de demonstrar que os municípios relacionam-se com os municípios vizinhos e, fundamentalmente, relacionam-se em relação às taxas de homicídio e as variáveis socioeconômicas, demográficas e de infraestrutura urbana.

Os resultados observados indicam que as políticas de segurança pública poderiam ser mais eficientes se fossem conjugadas a investimentos em infraestrutura educacional e cultural para um público, especialmente, jovem e com carências econômicas e sociais.

A intenção não foi esgotar o tema, mas contribuir para o avanço das discussões dessa problemática atual, bem como fornecer subsídios para adoções de políticas públicas de combate e prevenção dos homicídios nos municípios do Estado do Paraná, na medida em que os determinantes estruturais do crime e suas especificidades regionais podem influenciar no efeito desejado da política pública, caso suas particularidades não sejam consideradas.

Referências

ADORNO, Sérgio. Exclusão socioeconômica e violência urbana. *Sociologias*. Porto Alegre, v. 4, n. 8, p. 84-135, jul./dez. 2002.

ALMEIDA, Eduardo Simões. *Curso de econometria espacial aplicada*. Piracicaba, 2004.

ALMEIDA, Eduardo Simões; PEROBELLI, Fernando Salgueiro; FERREIRA, Pedro Guilherme. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Mimeo.*, CMEA/FEA/UFJF, Juiz de Fora, 2005.

ALMEIDA, Eduardo Simões, *et al.* O fator agora é Lula na eleição de 2002. *Mimeo.*, CMEA/FEA/UFJF, Juiz de Fora, 2006.

ANDRADE, Selma Maffei de et al. Homicídios de homens de 15 a 29 anos e fatores relacionados no Estado do Paraná, Brasil, 2002/2004. *Ciência e Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <http://www.abrasco.org.br/cienciasaudecoletiva/artigos/artigo_int.php?id_artigo=1831>. Acesso em: 18 maio 2008.

BEATO FILHO, Cláudio Chaves; REIS, Ilka. Afonso. Desigualdade, desenvolvimento sócio-econômico e crime. In. HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 385-405, 2000.

_____, Cláudio Chaves. Determinantes da Criminalidade em Minas Gerais. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, São Paulo, v. 13, n. 37, p. 74-89, jun. 1998.

BRUIT, Héctor Herán; ABRAHÃO, Fernando Antônio. Criminalidade e modernização em Campinas: 1880 a 1930. Bases teórico-metodológicas e fontes para o seu estudo. *Resgate*, Campinas, v. 10, p. 09-22, 2001.

CÂMARA, Gilberto *et al.* *Análise espacial de áreas*. São José dos Campos: INPE, 2002.

CANO, I.; SANTOS, N. *Violência letal, renda e desigualdade social no Brasil*. Rio de Janeiro: 7 Letras, 2001.

CARDIA, Nancy; ADORNO; Sérgio Abreu; POLETO, Frederico. Homicídio e violação de direitos humanos em São Paulo. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 17, n. 47, p. 43-73, jan./abr. 2003.

DEPARTAMENTO DE INFORMÁTICA DO SISTEMA ÚNICO DE SAÚDE (DATASUS). Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS). Disponível em: <www.datasus.gov.br>. Acesso em: 14 abril 2008.

FÉLIX, Sueli Andruccioli. *Geografia do crime: interdisciplinaridade e relevâncias*. Marília: Unesp Publicações, 2002. 200 p.

GAWRYSZEWSKI, Vilma Pinheiro; KAHN, Túlio; MELLO JORGE, Maria Helena Prado de. Informações sobre homicídios e sua integração com o setor saúde e segurança pública. *Revista Saúde Pública*, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 627-633, ago. 2005.

HAINIING, Robert. *Spatial data analysis: theory and practice*. London: Cambridge University, 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Censos Demográficos (2000). Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 01 julho 2008.

INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (IPARDES). Anuário Estatístico do Estado do Paraná (2006). Disponível em: <www.ipardes.gov.br>. Acesso em: 01 junho 2008.

KLEINSCHMITT, Sandra Cristiana. Análise espacial dos homicídios municípios nos municípios do Estado do Paraná. 2009. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio). Universidade Estadual do Oeste do Paraná, *campus* de Toledo.

LIMA, Maria Luiza de *et al.* Evolução de homicídios por área geográfica em Pernambuco entre 1980 e 1998. *Rev. Saúde Pública*, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 462-469, ago. 2002.

LIMA, Maria Luiza de; XIMENES, Ricardo. Violência e morte: diferenciais da mortalidade por causas externas no espaço urbano do Recife, 1991. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 4, p. 829-840, out./dez. 1998.

MACEDO, Adriana et al. Violência e desigualdade social: mortalidade por homicídios e condições de vida em Salvador, Brasil. *Rev. Saúde Pública*, São Paulo, v. 35, n. 6, p. 515-522, dez. 2001.

MONTEIRO, Mário; ZALUAR, Alba. Determinantes socioeconômicos da mortalidade de jovens no município do Rio de Janeiro. Paper preparado para o XXI Encontro Anual da Anpocs. Mimeo, 1998.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE (OMS). Classificação Internacional de Doenças (CID) (2003). Disponível em: <www.who.int>. Acesso em: 15 maio 2008.

PEROBELLI, Fernando Salgueiro *et al.* Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 43, 2005, Ribeirão Preto. Anais... Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER) 2005a. CD-ROM.

PINHEIRO, Maria Andrade. Distribuição espacial da agropecuária do Estado do Paraná: um estudo da função de produção. 2007. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD). Atlas do Desenvolvimento Humano (2003). Disponível em: <<http://www.pnud.org.br>>. Acesso em: 01 julho 2008.

RAMÃO, Fernanda Pamplona. Espaço urbano e criminalidade violenta: análise da distribuição espacial dos homicídios no município de Cascavel/PR. 2008. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio). Universidade Estadual do Oeste do Paraná, *campus* de Toledo.

ZALUAR, Alba. Violência e crime. In: MICELI, Sérgio. (Org.). *O que ler na ciência social brasileira* (1970-1995). São Paulo: Sumaré/ANPOCS, 1999. v. 1, p. 13-107.

Recebido em 26/01/2010.

Aprovado em 24/09/2012.

Sobre os autores

Sandra Cristiana Kleinschmitt

Doutoranda em Sociologia na Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Mestre em Ciências Sociais pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). Mestre em Desenvolvimento Regional e Agronegócio (UNIOESTE). Bolsista do projeto "Segurança Pública nos Municípios de Fronteira: Projeto de Diagnóstico SENASP/ENAFRON". Professora da Faculdade Sul Brasil (FASUL). E-mail: sandracristiana@yahoo.com.br

Endereço: Avenida Ministro Cirne Lima, 2565. CEP: 85.903-590 – Toledo –PR – Brasil.

Yonissa Marmitt Wadi

Doutora em História pela Pontifícia Universidade Católica de São Paulo. Professora do Centro de Ciências Humanas e Sociais e dos Programas de Pós-Graduação em História, Ciências Sociais e Desenvolvimento Regional e Agronegócio, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). Bolsista PQ - CNPq. E-mail: yonissa.wadi@unioeste.br
Endereço: Rua da Faculdade, 645, Jardim La Salle. CEP: 89903-000 – Toledo – PR – Brasil.

Jefferson Andronio Staduto

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (USP/ESALQ). Professor do Centro de Ciências Sociais Aplicadas e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio, da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE). Bolsista PQ - CNPq. E-mail: jstaduto@yahoo.com.br
Endereço: Rua da Faculdade, 645, Jardim La Salle. CEP: 89903-000 – Toledo – PR – Brasil.