

Universidade Estadual Paulista – Unesp

Programa de Pós-Graduação em Economia

**Análise exploratória e modelo explicativo da criminalidade
no Estado de São Paulo: interação espacial (2001)**

Dissertação apresentada por Marco Antônio
Silveira de Almeida ao Programa de Pós-
Graduação em Economia da Unesp sob
orientação do prof. Dr. Alexandre Sartoris Neto
para obtenção do título de Mestre em Economia

**Araraquara
Setembro/2007**

Resumo

Este trabalho objetiva esclarecer a dinâmica da criminalidade no Estado de São Paulo em 2001 utilizando, como instrumental analítico, a análise exploratória espacial e a econometria espacial tomando os 645 municípios como unidades espaciais. Baseado na abordagem racional busca-se verificar se os crimes decorrem de situações específicas da atividade sociais, econômicas e demográficas. Para tal recorreu-se às técnicas da econometria espacial.

Os dados são provenientes do CIS (Consórcio de Informações Sociais), ligado ao CAC (Centro de Análise Criminal), vinculado, por sua vez à SSP-SP (Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo).

Com o subsídio da ferramenta da autocorrelação espacial (*I* de Moran), procurou-se verificar a presença deste fenômeno para os índices de crime. Buscou-se, por outro lado identificar a presença *cluster* por tipo de crime mapeando a criminalidade. Uma das contribuições deste trabalho foi à implementação da correção *Empirical Bayer* nos estudos da criminologia. Verificou-se a ausência de associação espacial do crime no Estado de São Paulo quando os tipos de delitos são observados separadamente. Por outro lado, os crimes contra pessoa e contra o patrimônio revelaram-se autocorrelacionados espacialmente.

O modelo com Erro Auto-regressivo em logaritmo, estimado pelo Método dos Momentos Generalizados revelou que a renda per capita e a população urbana intensificada por área mostraram-se diretamente relacionadas com o crime contra o patrimônio. A diminuição da vulnerabilidade reduziria o crime a longo prazo enquanto a transferências do governo como percentual da renda traria um controle imediato do crime. A eficiência da polícia também seria importante para o controle do crime enquanto as influências da vizinhança, não identificadas na forma de variáveis, possuem menores impactos na determinação do crime contra o patrimônio em relação às demais variáveis.

Sumário

Capa	1
Resumo	2
Sumário.....	3
Lista de quadros, matrizes, figuras, tabelas, gráficos e mapas.	5
Agradecimentos	7
Introdução.....	8
Capítulo 1: Economia do crime e modelo explicativo esperado para o crime contra o patrimônio no Estado de São Paulo.....	11
1.1: Fatores determinantes da criminalidade: aspectos econômicos	11
1.2: Especificação do modelo esperado.....	25
Capítulo 2: Análise exploratória (espacial) do crime no estado de Estado de São Paulo...29	
2.1 Autocorrelação	29
2.1.1 Matriz de peso espacial	30
2.1.2 Autocorrelação espacial global.....	32
2.1.3 Autocorrelação espacial local.....	33
2.1.4 Diagrama de dispersão de Moran	35
2.1.5 Análise para variáveis intensivas (taxas) e a correção de <i>Epirical Bayes</i> (EB).....	35
2.2 Dados	36
2.3 Análise dos resultados dos crimes específicos	38
2.3.1 Estatística <i>I</i> de Moran	38
2.3.2 Indicadores locais de associação espacial (LISA) crimes específicos	43
2.4 Análise dos resultados dos crimes gerais	49
2.4.1 Estatística <i>I</i> de Moran	49
2.4.2 Indicadores locais de associação espacial (LISA) crimes gerais	52
2.5 Considerações finais do capítulo	54
Capítulo 3 Modelo explicativo da criminalidade no Estado de São Paulo: uma análise espacial	57
3.1 Modelo de econometria espacial	58
3.1.1 Modelo de defasagem espacial	58
3.1.1.2 Modelo com Erro Auto-regressivo Espacial	61
3.1.1.3 Modelo Misto com Defasagem Espacial e Erro Auto-regressivo Espacial..	63

3.2. Identificação dos modelos	64
3.2.1 Testes Gerais	65
3.2.1.1 Teste de I de Moran adaptado.....	65
3.2.1.2 Teste de Kelejian e Robinson (KR).....	66
3.2.2 Tets Específicos	66
3.2.2.1 Teste de Multiplicador de Lagrange (ML_{ρ}).....	66
3.2.2.2 Teste de Multiplicador de Lagrange (ML_{λ}).....	67
3.2.3 Tets Específicos (robustos de multiplicador de Lagrange)	68
3.2.3.1 Teste de Multiplicador de Lagrange (ML_{λ} Robusto)	68
3.2.3.2 Teste de Multiplicador de Lagrange (ML_{ρ} Robusto).....	68
3.2.3.3 Teste Wald.....	69
3.2.3.4 Teste de Razão verossimilhança (RV).....	69
3.3 Identificação e estimação dos modelos: resultados encontrados.....	69
3.4 Considerações finais do capítulo	76
4. Conclusão	78
Referências	81
Anexo1: Resultado das regressões finais	85

Lista de quadros, tabelas, figuras, matrizes, gráficos e mapas.

Quadros

Quadro 1: Variáveis esperadas nos modelos econométricos	26
Quadro 2: Regiões ligadas aos seus vizinhos	30

Tabelas

Tabela 1: Primeira regressão	70
Tabela 2: Diagnostico da primeira regressão	71
Tabela 3: Segunda regressão	72
Tabela 4: Diagnostico da segunda regressão	73
Tabela 5: Terceira regressão	74
Tabela 6: Quarta regressão	75

Figuras

Figura 1: Modelo Ecológico	13
Figura 2: A violência X urbanização	22
Figura 3: Planejamento estratégico da segurança pública e os determinantes do crime ...	23
Figura 4: Diagrama de dispersão de Moran para homicídios dolosos por 100 mil hab. ...	39
Figura 5: Blox plot	39
Figura 6: Diagrama de dispersão de Moran para roubo de veículos e roubo por 100 mil habitantes	41
Figura 7: Diagrama de dispersão de Moran para furto de veículos e furto por 100 mil habitantes	42
Figura 8: Blox plot	42
Figura 9: Diagrama de dispersão de Moran crime contra pessoa por 100 mil habitantes..	50
Figura 10: Blox Plot crime contra pessoa	51
Figura 11: Diagrama de dispersão de Moran crime contra pessoa por 100 mil habitantes sem <i>outliers</i>	49
Figura 12: Representação esquemática do Modelo de Defasagem Espacial	58
Figura 13: Representação esquemática do Modelo com Erro Auto-regressivo Espacial..	61
Figura 14: Representação esquemática do Modelo de Defasagem Espacial com Erro Auto-regressivo Espacial.	63

Matrizes

Matriz 1: Matriz de peso espacial	31
Matriz 2: Matriz normalizada de peso espacial	31

Gráficos

Gráfico 1: Equilíbrio entre demanda e oferta de crime	20
---	----

Gráfico 2: Diagrama de Moran.....	35
-----------------------------------	----

Mapas

Mapa 1: Mapa de <i>Cluster</i> para homicídio doloso em 2001.....	43
Mapa 2: Mapa de <i>Cluster</i> para taxa homicídio doloso por 100 mil habitantes em 2001 ..	44
Mapa 3: Mapa de <i>Cluster</i> para taxa de homicídio doloso por 100 mil habitantes em 2001 com a correção de <i>Empirical Bayes</i> (EB).....	45
Mapa 4: Mapa de <i>Cluster</i> para roubo de veículos em 2001	45
Mapa 5: Mapa de <i>Cluster</i> para roubo de veículos por 100 mil habitantes em 2001	46
Mapa 6: Mapa de <i>Cluster</i> para roubo de veículos por 100 mil habitantes em 2001 com a correção de <i>Empirical Bayes</i> (EB)	47
Mapa 7: Mapa de <i>Cluster</i> para taxa de roubo por 100 mil habitantes em 2001	48
Mapa 8: Mapa de <i>Cluster</i> para taxa de furto por 100 mil habitantes em 2001	48
Mapa 9: Mapa de <i>Cluster</i> para taxa de furto por 100 mil habitantes em 2001 com a correção de <i>Empirical Bayes</i> (EB)	49
Mapa 10: Mapa de <i>Cluster</i> para crime contra pessoa por 100 mil habitantes em 2001 ...	52
Mapa 11: Mapa de <i>Cluster</i> para crime contra o patrimônio por 100 mil habitantes em 2001.....	53
Mapa 12: Mapa <i>Cluster</i> para logaritmo do crime contra patrimônio por 100mil habitantes em 2001.....	53

Agradecimentos

Agradeço a Deus, causa primaria e maior! Ao meu pai, as minhas irmãs, aos meu tios, primos e a Vívian. Ao meu orientador, Alexandre Sartoris. Ao conselheiro, Eduardo Simões de Almeida. Aos colegas do mestrado da Unesp e da UFJF, amigos de República e colegas de pesquisa. A Flaviana. A todos que contribuíram e apoiaram.

INTRODUÇÃO

A violência leva a um conjunto de perdas para a sociedade, como a deterioração do capital humano e, conseqüentemente, da produtividade do trabalhador, à redução da expectativa de vida. Ela causa prejuízo no bem-estar à medida que afeta negativamente a sensação generalizada de segurança. O aumento dos gastos com saúde e com prevenção contra a violência tem sido sublinhado nos recentes estudos.

Em grande parte da literatura a taxa de homicídios por 100 mil habitantes é tomada como um indicador do grau de violência. O Estado de São Paulo observou um crescimento desta taxa de 13 para 40 homicídios para cada 100.000 habitantes de 1990 para 1998. O impacto maior se deu na população jovem e masculina, de idade entre 15 e 39 anos. A situação dos jovens de faixa etária de 20 a 24 anos é ainda mais alarmante. Na cidade de São Paulo, por exemplo, a taxa de mortalidade por homicídio passou de 36 por 100 mil habitantes em 1980 para 135 em 1995.

A comparação das taxas de São Paulo com outros Estados brasileiros e com outros países permite identificar a magnitude da violência urbana neste Estado. Em 1998, São Paulo tinha a quinta maior taxa de mortalidade entre os Estados brasileiros 39,64 por 100 mil habitantes, taxa menor que Pernambuco 58,77, Espírito Santo 57,85, Rio de Janeiro 55,52 e Roraima 51,02. A taxa de mortalidade do Estado de São Paulo é superior não apenas a taxa média do Brasil 25,91 e dos países do Cone Sul como Argentina 8,8 e Chile 4,5 mas também da América do Norte e Europa, como Estados Unidos 7,4, Inglaterra 1,4; França 1,6; Itália 4,9. Taxas de mortalidade superiores a de São Paulo são encontradas na Colômbia 76, El Salvador 109 e Honduras 52,5.

No Estado de São Paulo, em 1999, as maiores taxas de mortalidade por homicídio foram registradas na Região Metropolitana de São Paulo 66,55 e nas regiões administrativas de Santos 58,66; São José dos Campos 46,17; Caraguatatuba 43,44; Campinas 42,13 e Ribeirão Preto 31,01.

Na Região Metropolitana de São Paulo o número de roubos e furtos registrados pela polícia vem crescendo paulatinamente. O número de roubos e furtos de veículos cresceu uma taxa de 623,98 por 100 mil habitantes em 1997 para 1.013,18 em 2001, um crescimento de 62%. No mesmo período, o número de roubos (exceto roubo de veículos)

creceu de 630,68 por 100 mil habitantes para 865,13 em 2001, o correspondente a 37 % de crescimento percentual. O número de furtos (exceto furto de veículos), por sua vez, cresceu de uma taxa de 730,48 para 891,78 no mesmo período, justificando a preocupação crescente da sociedade quanto este fato.

O crime pode ser visto como um fenômeno social e também econômico que possuindo vários incentivos de diversas espécies devendo ser examinado por vários aspectos, entre eles o regional. As áreas geográficas que constituem o objeto de preocupação da análise (regiões econômicas) são subsistemas inter-relacionados, admitindo-se que as regiões não são isoladas umas das outras, influenciando-se reciprocamente. A análise regional trata-se de relações estruturais complexas dentro das regiões e entre as regiões, tendo como unidade básica um conjunto contínuo e contíguo de pontos do espaço geográfico que se denomina de região.

Sobre o ponto de vista econômico, se o custo e a probabilidade de um criminoso ser punido for zero, e se a atividade ilícita for mais rentável que a legal, a decisão racional dos indivíduos induz ao crescimento da atividade criminal. Quanto maior o custo da criminalidade, incluindo os custos morais, de transporte e planejamento, maior deveria ser o retorno do crime em relação às atividades legais, para que tais indivíduos fiquem incentivados a participar das atividades não legais.

Assim os crimes ligados ao patrimônio seriam impulsionados por fatores de cunho econômico. O combate ao crime não deveria se restringir às medidas tradicionais como aumento do efetivo policial e/ou aumento do tamanho das penas, pois cada crime possuiria, para sua não efetividade, uma estratégia distinta de combate. A maioria das políticas públicas no país tem buscado conter o aumento da criminalidade, represando as pressões sociais, estabelecendo soluções de curto prazo que combatem os sintomas e, portanto, apresentam efeitos temporários, sem levar em consideração os condicionantes que levam os indivíduos a migrarem para o setor do crime e os determinantes de longo prazo (estruturais).

Desta forma, o entendimento da relação entre a atividade da economia e o crime no espaço, é uma ferramenta importante para políticas eficientes de redução e prevenção da criminalidade e da violência por região.

Este trabalho é designado a contribuir para o entendimento do fenômeno da criminalidade em São Paulo utilizando, como instrumental analítico, a análise exploratória de dados espaciais e a econometria espacial. Inicialmente, foi necessário fazer, no primeiro capítulo, uma revisão bibliográfica acerca da economia do crime tanto dos trabalhos clássicos quanto na literatura brasileira, o que permite uma intuição e direcionamento para selecionar e interpretar as variáveis do modelo. No capítulo dois realizou-se, com o subsídio da ferramenta da autocorrelação espacial local (*I* de Moran) a identificação da presença da autocorrelação espacial e a verificação dos *clusters* por tipo de crime, mapeando a criminalidade neste Estado. Para isso, antes foi descrito a metodologia e a base de dados utilizada. Como a principal preocupação deste trabalho foi, com base principalmente na abordagem econômica, verificar se os crimes decorrem de situações específicas da atividade econômica, recorreu-se às técnicas da econometria espacial. Antes, porém realizou-se uma revisão da literatura acerca da econometria espacial descrevendo os modelos mais importantes, as técnicas de estimação e de identificação. Foram expostos também os dados usados na regressão assim como a sua ligação com a teoria econômica.

CAPÍTULO 1: ECONOMIA DO CRIME E MODELO EXPLICATIVO ESPERADO PARA O CRIME CONTRA O PATRIMÔNIO NO ESTADO DE SÃO PAULO

A criminalidade, problema antigo que começa a sair do controle coloca um conjunto de perdas a todos. Conforme Andrade e Rondon (2003), além do mal estar causado pela incerteza de quando e onde pode ocorrer, há ainda distorções de preços de mercado, como mostram Teixeira e Serra (2006), levando os valores elevados de aluguéis em áreas tidas como seguras. Pode-se citar ainda como malefícios do aumento do crime os incrementos em gastos com proteção pública e privada, reduções na expectativa de vida, na produtividade do trabalhador e elevações em gasto com saúde como salientam Andrade e Lisboa (2000).

1.1 Fatores determinantes da criminalidade: aspectos econômicos

O assassinato, a tortura, as agressões, as guerras, a opressão, a própria criminalidade, o terrorismo são todos atos violentos. Da etimologia deduz-se que a violência é o fato de agir sobre alguém ou de fazê-lo agir contra a sua vontade empregando a força ou a intimidação, o caráter brutal de uma ação. De maneira geral, segundo Michaud (1989), uma situação em que um ou vários atores agem de maneira direta ou indireta, maciça ou esparsa, causando danos a uma ou varias pessoas em graus variados, seja em sua integridade física, moral, em suas posses ou em suas participações simbólicas e culturais, constitui a violência.

Os danos da violência podem ser distribuídos como: físicos; graves e leves, psíquicos e morais, aos bens e aos laços culturais, ou seja, no limite da individualidade. A compreensão da violência sempre estará ligada a pontos de vista institucionais, jurídicos, sociais e/ou pessoais segundo a fragilidade física e psicológica dos indivíduos.

As mudanças de fisionomia e da escala podem ser atribuídas, pelas mudanças inerentes à sociedade, nas quais também mudam a administração de todos os aspectos da vida social, tecnológicos e meio de comunicação de massa. Para a concepção de tal fenômeno é preciso levar em consideração os obstáculos por um conhecimento histórico ou sociológico da violência. Para a captação do sentido real deve-se também levar em conta as

normas jurídicas e institucionais que produziriam o grau de risco do setor criminal, ou seja, um aumento ou diminuição do custo de atuar na criminalidade.

Segundo Peixoto, Moro e Andrade (2004), a maioria dos estudos sobre as causas da criminalidade aportam-se sobre as teorias das motivações individuais. Mas existem na literatura diversos estudos concentrados, explicações da variação do crime em relação às modificações culturais e às organizações sociais.

As teorias focadas nas patologias individuais dividiram-se em três grupos: de natureza biológica, psicológica e psiquiátrica. A teoria da desorganização social é uma abordagem sistêmica que enfoca as comunidades locais avaliando as relações de amizade, ou outras relações do processo de socialização e aculturação do indivíduo e se reportaria aos fatores estruturais e *status* econômico, heterogeneidade étnica e mobilidade residencial além de fatores como degradação familiar e desorganização urbana. A teoria do controle social diz que quanto maior for o envolvimento do cidadão nos sistemas sociais, quanto maiores forem os seus elos com a sociedade e maior os graus de concordância com os valores e normas vigentes, menores seriam as chances de esse ator tornar-se um criminoso.

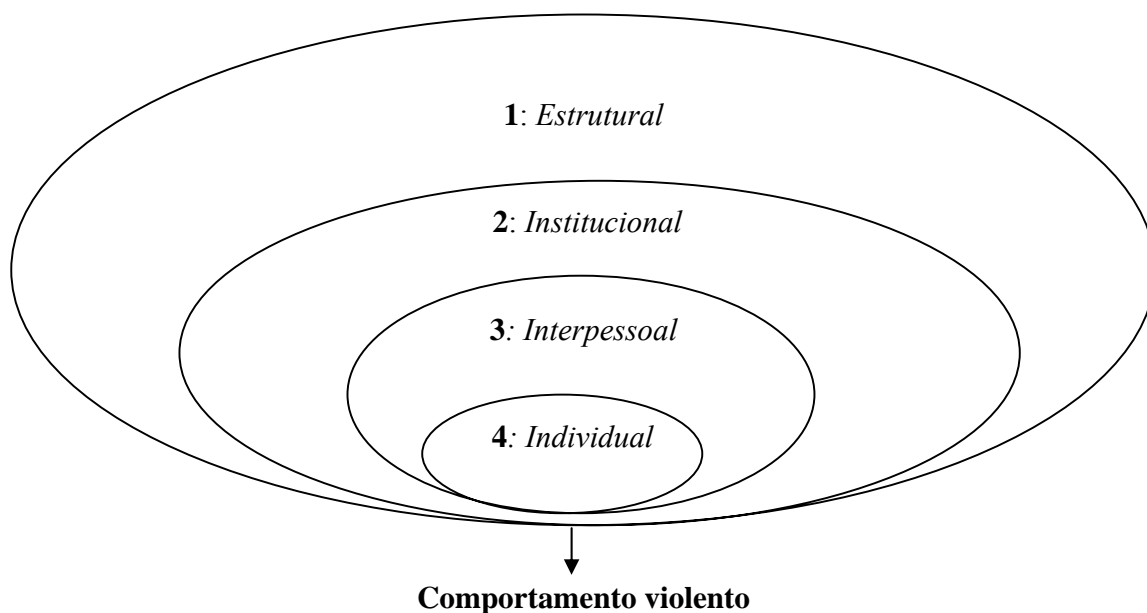
Segundo Cerqueira e Lobão (2003), pode-se explicar a violência por vários níveis pelo modelo ecológico¹ (modelo sociológico).

Onde:

- 1: Estrutural: macronível, político, econômico e cultural.
- 2: Institucional: redes formais e informais de trabalho, comunidade.
- 3: Interpessoal: contexto mais próximo às relações individuais, família e amigos.
- 4: Individual: histórico pessoal e de personalidade; (patologias).

¹ Teoria da desordem social para tentar explicar os motivos das altas taxas de criminalidade em algumas regiões específicas.

Figura 1: Modelo Ecológico



Fonte: Cerqueira e Lobão (2003).

Seria necessário dar um enfoque em vários níveis para tentar elaborar um modelo integrado para explicar a violência, ou seja, nos níveis estrutural, institucional, interpessoal e individual. A violência e sua tolerância variam de acordo com cada sociedade e com cada indivíduo. O modelo acima considera que a combinação de tais atributos seria extremamente necessária para a explicação de violência. No plano individual, há o histórico pessoal e as respostas da personalidade individual diante de situações de tensão. No contexto mais íntimo dos indivíduos, onde a violência poderia se processar, haveria relações interpessoais com familiares e com outros conhecidos íntimos. No plano institucional, estão as associações formais e informais comunitárias, profissionais, religiosas, ou outras redes em que haja identificação com grupos como as Sociedades de Bairros, atividades culturais e esportivas. No nível macro-estrutural haveria as estruturas econômicas, políticas (desemprego, desigualdade) e sociais que incorporam crenças e normas culturais que permeiam a sociedade.

Desta forma a criminalidade pode ser tratado por diversos prismas. Além das abordagens mencionadas acima, a visão econômica vem ganhando espaço em tais estudos. Almeida, Haddad e Hewings (2005) atentam que o crime é um fenômeno sócio-econômico que possui múltiplas causas devendo ser examinado por vários aspectos, entre eles o

regional. A análise regional trata-se de relações estruturais complexas dentro das regiões e entre as regiões, tendo como unidade básica um conjunto contínuo e contíguo de pontos do espaço geográfico que se denomina de região.

Como bem destacam Fajnzylber e Araújo (2001), Fleisher em 1963 foi o primeiro autor a avaliar a importância da economia na determinação das taxas de crime. Em seu trabalho foram relacionadas empiricamente as taxas de “delitos” juvenis de Boston, Cincinnati e Chicago às taxas de desemprego, através de séries temporais observando efeitos positivos e significativos. Porém estes resultados empíricos não estavam teoricamente embasados.

Foi com Staley Gary Becker, Nobel em economia de 1992, que em 1968 oferece, através de um modelo microeconômico, o suporte teórico econômico para a explicação da criminalidade. Em seu trabalho clássico, Becker traz a idéia do criminoso como um ser lógico, dando a introdução de modelos racionais da criminologia moderna. Becker (1968), busca um critério de escolha de políticas penais de modo a combater as atividades ilegais, via prevenção, repressão, além de tratar, sob o aspecto racional, as motivações da atividade criminal.

A partir deste artigo surge a relação entre o número de crimes cometidos e os punidos. Mendes (1997) lembra que Becker apresenta uma função de *input* e de *output* dos policiais e dos tribunais em que, quanto mais é investido na polícia e nos tribunais, em equipamento e tecnologia mais fácil é de condenar os crimes cometidos.

$$\text{Função de } \textit{input}: f(m, r, c) \tag{1}$$

$$\text{Função de } \textit{output}: h(p, O, a) \tag{2}$$

Onde:

m = recursos humanos;

r = recursos materiais;

c = capital;

p = probabilidade de ser punido;

O = número de crimes;

a = número de detenções;

É numa terceira relação entre crimes, detenções, condenações e os custos dos sistemas criminais e jurídicos, é que Becker (1968) estabelece as hipóteses referentes à racionalidade do potencial criminoso. Estas relações podem ser representadas pela função que explica o número de crimes cometidos por um indivíduo ou um grupo como uma função oferta de crimes:

$$O_{ij} = O(p_{ij}, f_{ij}, u_{ij}) \quad (3)$$

Onde:

O = número de crimes, como na Função *output*;

i = tipo de crime cometido;

j = unidade de tempo;

p_{ij} = probabilidade de ser condenado;

f_{ij} = valor monetário representado a desutilidade de ser punido;

u_{ij} = outros fatores que influenciam na prática de crimes (renda em atividades legais, melhoria educacional entre outras).

O potencial criminoso enfrenta uma escolha entre cometer ou não um crime, escolhendo por praticá-lo se tal delito compensar (relação custo benefício). Se o crime compensa ou não, depende do grau de aversão do indivíduo ao risco e da probabilidade de ser punido e/ou do tipo e duração da pena. Portanto, o nível de crime não depende apenas da eficiência da polícia e dos recursos investidos nela. Se o criminoso for avesso ao risco, p_{ij} ganha espaço no não cometimento do crime em relação ao valor monetário representado a desutilidade de ser punido f_{ij} . Por outro lado, se ele for propenso ao risco, um aumento da probabilidade de ser punido levará a um resultado não necessariamente coercitivo. E se ele for neutro ao risco ambas as variáveis terão o mesmo efeito de dissuasão. (MENDES, 1997)

A influência f_{ij} e p_{ij} sobre o número de crimes cometidos também foi representado por Sartoris (2000). Tais resultados foram derivados a partir da utilidade esperada do crime a ser cometido, omitindo i e j por simplificação:

$$E(U) = pU(Y - f) + (1 - p)U(Y) \quad (4)$$

Onde:

Y = Valor ou renda (monetária e psicológica) observada na prática do crime pelo indivíduo.

U = A função utilidade.

Logo:

$$\frac{\partial E(U)}{\partial p} = U(Y - f) - U(Y) < 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial E(U)}{\partial f} = -pU'(Y - f) < 0 \quad (6)$$

Ou seja, incrementos na probabilidade de ser condenado assim como da desutilidade ao ser punido, p e f deverá reduzir o número de crimes cometidos, pois reduzirá a utilidade esperada de tais crimes. Assim temos que o número de crimes responde negativamente a variações positivas nas variáveis em questão:

$$Op = \frac{\partial O}{\partial p} < 0 \quad (7)$$

$$Of = \frac{\partial O}{\partial f} < 0 \quad (8)$$

Medidas que aumentem a eficiência (do ponto de vista da competência e honestidade) da polícia e no sistema jurídico, assim como o tempo e a rigidez nas regras do sistema prisional podem diminuir a criminalidade.

Uma outra relação apontada por Becker (1968), foi entre o número de condenações e os custos de manter o criminoso preso, o custo que a sociedade tem que incorrer para aplicar e manter a pena. A multa seria comparada à pena de prisão e é feito um apelo à aplicação da multa sempre que é viável onde a multa ótima seria a multa máxima.

Mais tarde Becker e Stigler (1974), ainda sustentando a racionalidade no crime, levaram em conta a racionalidade dos infratores e dos policiais concluindo que uma multa muito alta poderia incentivar a corrupção dos policiais, pois quanto maior a multa, mais o criminoso estaria disposto a pagar para fugir da punição. Uma forma de impedir a corrupção policial seria aumentar os salários dos agentes de forma a superar o ganho que eles obteriam ao não cumprir os seus deveres. Como isto seria economicamente inviável

uma forma de diminuir a corrupção policial seria premiar ou remunerar o bom desempenho daqueles que fizessem cumprir a lei.

Se na literatura acerca da abordagem econômica, Becker em 1968 é sempre citado como o originário dessa abordagem e Isaac Ehrlich, aluno do Gary Becker, em 1973 continua a desenvolver as idéias de seu professor. O caráter inovador se dá ao tratar o crime como uma questão de alocação de recursos e do tempo entre o crime e as atividades legais. O modelo formal diz que o indivíduo pode voltar a cometer crimes, mesmo depois de ter sido castigado. Essas pessoas ao saírem do sistema prisional poderiam se deparar com a ausência de outras oportunidade dentro da rede legal, sendo induzidos a retornar para o ambiente ilegal, levando-os a reincidência. Nos dias atuais as chances da reincidência criminal aumentariam devido a uma explicação adicional: dentro dos presídios e cadeias seria hoje uma verdadeira “escola” onde os criminosos relacionam-se estabelecendo conexões e redes conhecidas como facções criminosas.

O modelo econométrico de Ehrlich foi estimado para vários crimes nos Estados federados dos EUA no ano de 1960, concluindo que todos os tipos de crimes possuíam uma relação inversa com o tempo das penas. Todos os crimes, principalmente os delitos contra a propriedade, são positivamente relacionados com a pobreza.

Sartoris (2000) mostra a função oferta de crime de Ehrlich (1973), diferindo a de Becker por incluir o retorno das atividades a serem escolhidas, seja legal ou ilegal e a possibilidade de desemprego.

$$O_{ij} = O_{ij} (p_{ij}, f_{ij}, u_{ij}, w_{ij}, w_{lj}, \pi_j) \quad (9)$$

Onde:

w_{ij} = rendimento da atividade ilegal i;

w_{lj} = rendimento da atividade legal;

u_{ij} = probabilidade de desemprego nesta atividade;

π = riqueza pessoal ou familiar, eficiência de um grupo em se proteger;

A atividade L é segura e seus rendimentos líquidos são dados por:

$$W_{ij} = W_l(L) \quad (10)$$

Sendo:

L = tempo gasto na atividade legal.

Por outro lado, a atividade I apresenta risco dependendo do Estado da arte. Um Estado com probabilidade p de ser punido, onde o indivíduo estaria apreensivo. Um Estado com probabilidade (1-p) de o criminoso sair ileso. Neste caso o rendimento da atividade ilícita :

$$W_{ij} = W_i(I) \quad (11)$$

Onde:

I = tempo gasto na atividade ilegal.

Tal rendimento seria integralmente recebido no caso da impunidade.

Se, em caso contrário, o criminoso for punido, seria descontado de W_{ij} o valor da penalidade f_i .

Assim, no trabalho de Ehrlich (1973) foi assumido que o agente decide alocar seu tempo de acordo com a análise custo-benefício das oportunidades que tem.

Block e Heinek (1975) constroem a função utilidade esperada como função do tempo gasto nas atividades legal e ilegal.

$$E(U) = U(L, I, W) \quad (12)$$

Tanto o trabalho legal quanto o ilícito possuem uma relação com o tempo como segue:

$$U_L = \frac{\partial U}{\partial L} < 0 \quad (13)$$

$$U_I = \frac{\partial U}{\partial I} < 0 \quad (14)$$

$$U_w = \frac{\partial U}{\partial w} > 0 \quad (15)$$

Block e Heinek (1975) analisam o caso dos indivíduos com preferências por honestidade. Neste caso $U_I - U_L < 0$, onde os retornos menos os custos esperados da atividade criminal deveriam ser muito altos para superar as desvantagens psicológicas de participar em atividades ilegais. Desta forma estes indivíduos seriam muito sensíveis a aumentos na probabilidade da penalidade ou das oportunidades de trabalho legal, fazendo que eles diminuam o tempo dedicado ao crime.

A teoria do estilo de vida assume como hipótese tácita a existência de elementos como uma vítima possível, um agressor potencial e uma tecnologia de proteção. Quanto maior o gasto em proteção menor a chance de ocorrer o crime e menores as oportunidades do agressor. Assim o lazer dentro dos condomínios e ou dentro de casa, comparados àquelas pessoas que se divertem junto ao público, as primeiras tenderiam a estar mais protegidas. Por outro lado, as pessoas que trabalham fora, tomam condução, por exemplo, estariam mais expostas a sofrerem uma agressão em relação àquelas que trabalham em casa.

Assim, como destacam Cerqueira e Lobão (2003), quanto mais expostas, maiores serão as chances e facilidades de o delinqüente perpetrar o crime. Beato e Reis (2000), também atentam que as teorias da motivação são apenas um dos elementos na definição do contexto da atividade criminosa. Desta forma os outros elementos se associariam com a disponibilidade de alvos para a ação criminosa e com a ausência de mecanismos de controle e vigilância.

Neste contexto podemos acrescentar à análise uma demanda, além da oferta de crime, conforme Balkin e McDonald (1981).

$$C = Xc \quad (16)$$

Onde:

C = Taxa de crime nominal medidas em crime per capita;

X = Tempo de exposição ao crime escolhido pelos cidadãos;

c = Taxa de crime “real,”

Ao aumentar a exposição, X , à taxa nominal de crime tende a crescer. Esta última também aumenta com incrementos na criminalidade da sociedade, c .

$$X = X(c, \zeta) \quad (17)$$

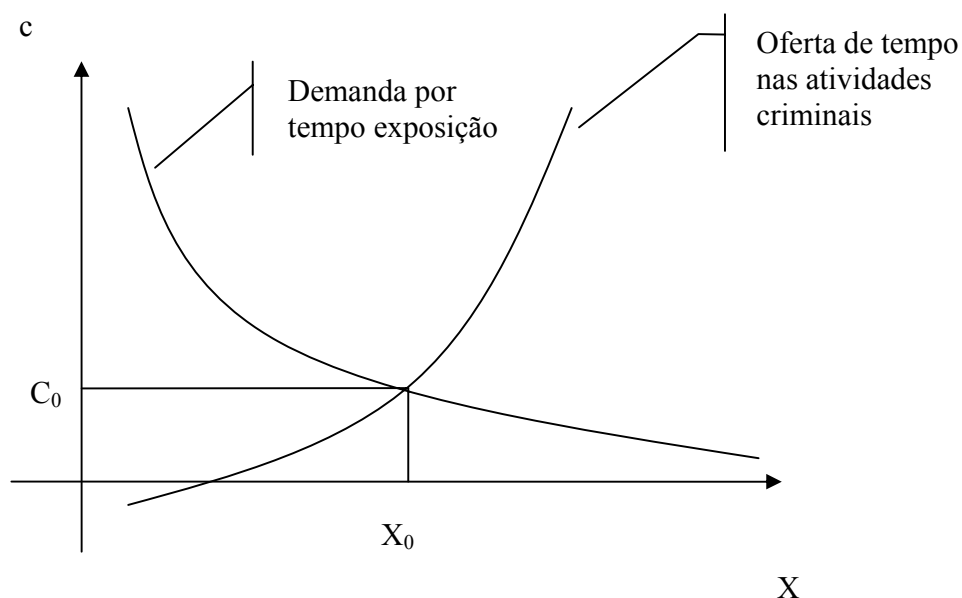
Onde:

ζ = Um vetor contendo outras variáveis que afetam a exposição.

Notemos que a criminalidade também afeta a exposição. Assim, o tempo de exposição será menor se a taxa de crime real aumentar.

$$\frac{\partial X}{\partial c} < 0 \quad (18)$$

Gráfico 1: O equilíbrio entre demanda e oferta de crime



Fonte: Sartoris (2000)

No gráfico acima o equilíbrio determina o tempo de exposição X_0 e a taxa C_0 .

Alguns autores na literatura atentam para o cuidado que se deve tomar ao utilizar dados oficiais de criminalidade. Levitt (1997) encontra uma relação positiva entre crime e as forças policiais com causalidade mútua. Neste estudo é analisado o modo como a polícia influencia a criminalidade em períodos eleitorais², empregando os ciclos eleitorais para explicar como ocorre tal influência.

O aumento da polícia em momentos em que o número de crimes está subindo pode levar à conclusões errôneas de uma relação direta entre estas variáveis apesar da polícia

² Os anos eleitorais solucionou o problema sendo utilizado como variável instrumental.

reduzir a criminalidade. O número de policiais aumentou para combater o crime crescente, e além disto, mais policiais implica em mais registros de crime e não propriamente mais oferta de crime.

É de se esperar um aumento das forças policiais em períodos eleitorais dado que crime é assunto político. Neste trabalho Levitt utiliza um painel contendo 59 cidades dos EUA, para vários tipos de crime durante 1970 e 1992, estimando um modelo econométrico que levou a simultaneidade entre crime e polícia e uma matriz dos anos eleitorais.

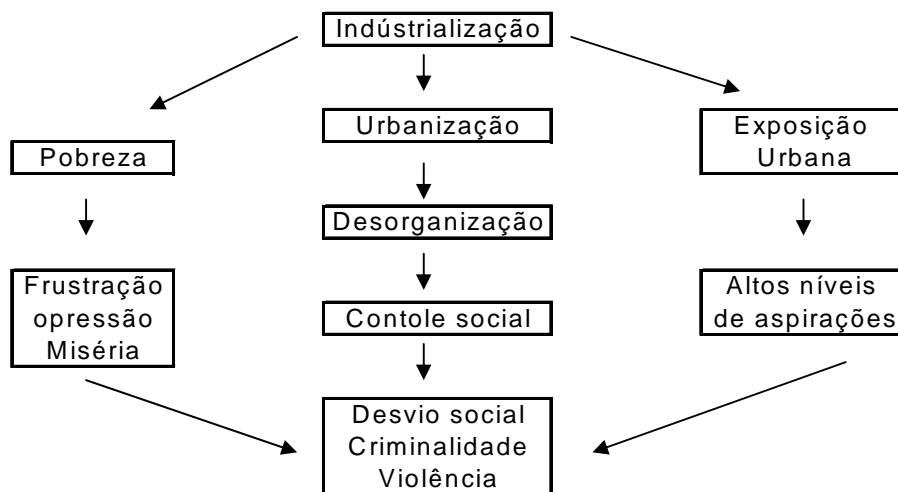
Os resultados encontrados indicam que há uma forte relação positiva entre os anos eleitorais e o tamanho das forças de segurança e uma relação negativa entre os anos eleitorais e o nível de crime. Isto sugere que há uma relação negativa entre crime e o tamanho das forças de segurança, especialmente em relação aos crimes violentos. Outra variável explicativa relevante em seu modelo é a taxa de desemprego, que gerou coeficiente positivo, sobretudo nos crimes contra o patrimônio.

Outras contribuições também podem ser atribuídas a Levitt, por exemplo, penas duras revelam-se, segundo Levitt e Dubner (2005), ao mesmo tempo inibidoras, para o criminoso em potencial em liberdade e profiláticas, para delinqüentes potenciais já presos. O encarceramento seria responsável por cerca de 33% da queda da criminalidade na década de 1990 em Nova Iorque. Para efetuar as prisões e para que a pena se cumpra, precisa-se investigar o crime, capturar o meliante, julgar e condenar. A contratação de policiais corresponderia por cerca de 10 % da queda de criminalidade em Nova Iorque no mesmo período. Entre 1991 e 2001, o Departamento de Polícia de Nova Iorque cresceu, segundo os autores, 45%.

Com a solução dos problemas sociais e econômicos a violência também poderia ser controlada. Pezzin (1986) utiliza a econometria temporal para estimar uma equação relacionando os tipos de crime com variáveis sócio-econômico como índices de pobreza, desemprego, segurança pública, por exemplo. Os dados cobrem o período de 1970 a 1984 para a Grande São Paulo. As conclusões apontam para uma proximidade das relações entre os fatores sócio-econômicos com crime contra o patrimônio do que com crimes contra pessoa, o que é compatível com as proposições de Ehrlich (1975). A variável gasto com segurança pública foi significativa para crimes contra o patrimônio e não para crimes contra pessoa.

Assim como Coelho (1998), Paixão (1983) em seu estudo para Minas Gerais também trata de determinantes da criminalidade. Eles concluem que um fator determinante para o crescimento da criminalidade estaria ligado ao processo de urbanização oriundo da migração populacional conforme o modelo abaixo.

Figura 2: A violência X urbanização



Fonte: Paixão (1983)

Reis e Beato (2000) levantam a questão do paradoxo do crescimento da criminalidade e da melhoria dos indicadores dos índices sociais. Os autores argumentam que os anos 70 e 80 foram períodos de avanços na área social como nas condições de saneamento básico, nos indicadores de analfabetismo e esperança de vida. Porém, a despeito destas melhorias, observou-se incrementos consideráveis na criminalidade violenta, principalmente nos centros urbanos.

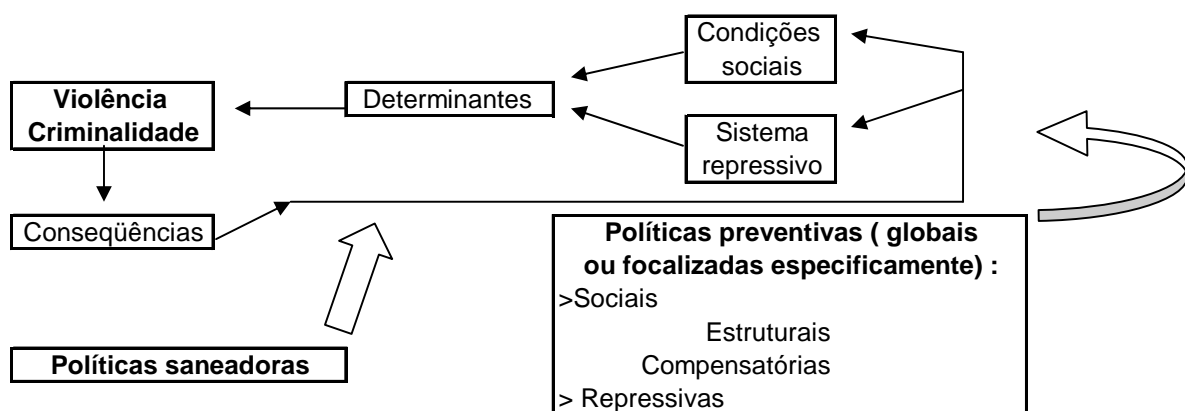
Andrade e Lisboa (2000) estudam o comportamento da taxa de homicídio da população masculina e se suas relações com as variáveis econômicas nos Estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo entre 1981 e 1997. Os autores encontraram significância das variáveis econômicas para explicar a taxa de homicídio para jovens entre 15 e 19 anos. Um aumento do salário real assim como uma queda da desigualdade reduzem a taxa de homicídio. Uma contribuição importante deste trabalho foi a identificação da existência de uma inércia nas taxas de homicídio, pois quando jovens, as gerações que possuem altas taxas de homicídio, tenderiam a também apresentar altas taxas de homicídio por todo o seu ciclo de vida.

Sartoris (2000) constrói um modelo econométrico, avaliando a propagação do crime no espaço e no tempo avaliando os distritos policiais do município de São Paulo. O autor utiliza o número de homicídio ocorrido a cada mês entre os anos de 1995 e 1996. Foi encontrado autocorrelação espacial do crime no espaço assim como no tempo.

Fajnzyber e Araújo (2001) abordam os determinantes econômicos e demográficos e sociais para explicar a taxa de homicídio utilizando os dados do DATASUS e da PNAD para os Estados brasileiros. Os resultados obtidos levam em consideração duas bases de dados diferentes. A primeira leva a conclusões que um aumento de 1 % da renda dos 20% mais pobres induz a um decréscimo de 10 % nas taxas de homicídio. Um incremento de 100 policiais para 100 mil habitantes desencadearia retrações em 3 % das taxas de crime. Na segunda base de dados, onde os resultados foram mais robustos e também foram controlados os efeitos fixos do painel em relação a idade, Estados e período, um aumento da renda em 10 % geraria reduções em 3 % nos crimes. Um acréscimo em 1 % no desemprego desencadearia aumentos em 3,4 % nos crimes.

Cerqueira e Lobão (2003) fazem uma revisão de modelos teóricos dos determinantes da criminalidade tanto dos pontos de vistas da sociologia, psicologia, e da psiquiatria, biologia, assim como do ponto de vista econômico. Tal texto, segundo os autores, faz parte de um projeto de pesquisa no IPEA que, pretende identificar políticas preventivas para garantir a paz social a partir da conjugação de políticas sociais, podendo ser estruturais ou compensatórias. Os autores também enfatizam a focalização das políticas regionais e relacionadas com o sistema de justiça criminal.

Figura 3: Planejamento estratégico da segurança pública e os determinantes do crime



Fonte: Cerqueira e Lobão (2003)

A identificação de variáveis cruciais que expliquem a violência (criminalidade) seria a busca principal.

Lobo e Fernandez (2003) abordam a questão da criminalidade na Região Metropolitana em Salvador considerando os agregados de ocorrência policial para os crimes de furto e roubo. Os autores utilizam dados em painel concluindo que o nível de educação, a eficiência da polícia, a concentração de renda a densidade demográfica e claro, o grau de urbanização, assim como a renda do município e do governo são importantes elementos que explicam a criminalidade. Desta forma expansões da educação, da renda do município e do governo municipal, a eficiência da polícia assim como reduções na concentração da renda e do grau de urbanização, contribui para reduzir a criminalidade com uma significância considerável.

Como já foi destacado, na literatura acerca da abordagem econômica, Becker em 1968 e Ehrlich em 1973 são sempre citados, o primeiro como o originário dessa abordagem e estendida pelo segundo. Cerqueira e Lobão (2003) ressaltam que esta abordagem é fundamentada na teoria dos incentivos individuais, na escolha racional das pessoas com base no retorno das atividades legais e ilegais versus seus custos.

Andrade et al (2003) esboçam essa loteria resumindo a abordagem econômica na forma monetária como se segue:

$$(1 - P_r)U(W_e) - U(S) > U(W_L) \quad (19)$$

onde:

P_r = probabilidade de ser punido;

W_e = retorno líquido da atividade criminal (descontados os custos morais, de planejamento ou de deslocamento das atividades criminosas);

S = valor monetário da pena no caso do indivíduo ser punido;

W_L = retorno líquido da atividade legal.

Assim, se o custo e a probabilidade de ser punido for zero, e se a atividade ilícita for mais rentável que a legal, a decisão racional dos indivíduos induzem ao crescimento da atividade criminal. Quanto maior o custo da criminalidade, incluindo os custos morais, de transporte e planejamento, maior deveria ser o retorno do crime em relação às atividades legais, para que tais indivíduos fiquem incentivados a participar das atividades não legais.

1.2 Especificação do modelo esperado

Oliveira (2005) constrói baseado em Becker (1968), um modelo para explicar a criminalidade, em que o indivíduo irá cometer crimes se seus benefícios forem maiores que seus custos:

$$B > W + M + C + P(Pu) \quad (20)$$

onde:

B = os benefícios do crime;

W = o custo de oportunidade;

M = o custo moral;

C = custo de execução e planejamento do crime;

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

P = sua respectiva probabilidade de ocorrer.

Parte-se, neste estudo, das hipóteses básicas de que os agentes são racionais a ponto de calcular seu benefício de atuar ou não no setor ilegal da economia, assumindo que essas pessoas são neutras ao risco. Tal fato implica que eles respondem da mesma forma a mudanças na probabilidade de captura e na rigidez de suas penas. Assume-se também que os indivíduos possuem valores morais, pressupostos também assumidos por Fajnzylber e Araújo (2001) na análise das causas da criminalidade violenta no Brasil.

A oferta de atividade criminosa pressupõe segundo Lobo e Fernandes (2003), que os indicadores de criminalidade dependem de um conjunto de variáveis independentes tidas como explicativas que se relacionam em um modelo como segue:

$$Y_c = \beta X + \varepsilon \quad (21)$$

onde:

Y_c = taxa de crime, sendo c crime contra o patrimônio;

X = vetor de variáveis independentes que pretensamente afeta o crime, baseado nos modelos acima;

ε = termo aleatório que representa os possíveis erros de medida da variável dependente e os demais fatores não explicados na equação que na econometria clássica admite-se ser normalmente distribuída, com média zero e variância constante;

β = vetor de parâmetros a ser estimado.

O modelo simplificado acima, (20) juntamente com a revisão literária do primeiro tópico, formam a base da teoria da econômica da oferta de crime que geram implicações refutáveis, por isso científica, e que embasarão as especificações das variáveis explicativas o que permitirá expandir o modelo simplificado acima, (21).

Desta forma, pode-se considerar como possíveis determinantes das taxas de crime algumas variáveis econômicas, sociais e demográficas oriundas dos municípios (unidades espaciais estudadas).

Quadro 1 : variáveis esperadas nos modelos econométricos

Código		Significado
Variáveis dependentes		
LCPAT10m	Y	Crime por 100 mil habitantes
Variáveis independentes		
Constante	C	
LCPS10m	X₁	Outro tipo de crime por 100 mil habitantes
LRPC01	X₂	Renda per Capita, 2001
LPRT1	X₃	Percentual da renda proveniente do trabalho
LPRPTG	X₄	Percentual da renda proveniente de transferências governamentais, 2000
LII00	X₅	Intensidade da indigência, 2000
LPCDRM75	X₆	Percentual crianças em domicílios com renda per capita menor que R\$75,50, 1991
LPu_área	X₇	População urbana por área, 2001
LVPO/01	X₈	Variação do produto total de 2000 para 2001.
LIvulner	X₉	Percentual mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos, 1991
LPoll	X₁₀	Eficiência da polícia, % de inquérito policiais inst. / total de boletins de ocorrência.
Dummy	X₁₁	Variáveis Dummy, como outliers dos erros
Lag ou Erro	X₁₂	Estimativas espaciais dos respectivos modelos

Fonte: elaborado pelo próprio autor

A atuação das pessoas na ilegalidade relaciona-se diretamente com o valor monetário dos ganhos do crime e, como já mencionado, vão em desencontro com os custos de oportunidade do crime, dos inoportunos morais e punitivos, caso descoberto e capturado após acometer o delito.

Andrade e Lisboa (2000) atentam que apesar da taxa de homicídio por 100 mil habitantes ser muito utilizada como medida da violência, ela parece não ser adequada, pois esta deveria ser discriminada por faixa etária. Erlich (1973) argumenta que crimes contra pessoa seriam geralmente motivados por ódio, colocando em cheque o uso do homicídio para *proxy* de razões econômicas.

Almeida, Haddad e Hewings (2005) chamam a atenção para uma potencialidade da subestimação dos dados de crime advindos de fontes como as secretarias de segurança pública. Apenas um percentual dos crimes poderia estar representado nas fontes oficiais. As taxas de homicídio teriam uma subnotificação menor, obtendo uma proporção mais precisa o que aprovaria um grande uso deste índice nos trabalhos sobre economia do crime. Este mesmo fato ocorre com o roubo e furto de veículos. A maior proximidade destes números com a realidade seria justificada, assim como para crime contra o patrimônio, pelo fato de ser necessário o registro destes tipos de delitos, nos boletins de ocorrência, para o ressarcimento na forma do seguro.

Cabe ressaltar que crimes contra o patrimônio deveriam estar ligados a fatores econômicos enquanto crime contra pessoa, como as taxas de homicídio, ou seriam derivadas do primeiro tipo de delito ou acionadas por outros fatores não econômicos.

Ehrlich (1973) utiliza a renda familiar como medida das oportunidades de ganhos da atividade criminal. Desta forma, quanto maior a renda média numa dada região, maior também deveria ser o número de vítimas economicamente atrativas. Apesar da renda per capita, variável escolhida neste estudo como benefício do crime, poder apresentar sinal ambíguo³, deve-se considerar que concentração de riqueza nas cidades leva a um maior retorno para o crime.

Existem algumas formas para averiguar o custo de oportunidade do crime. Uma delas seria baseada na *Lei de Okun*⁴, verificando a variação do produto entre o ano anterior ao estudo e o ano de referência. Tal indicador revelaria indiretamente as condições de oportunidade de emprego no ano de análise. A atuação do governo na transferência de renda pode diminuir também a rentabilidade relativa do crime, assim como o percentual da renda advinda do trabalho. Uma outra variável que deve andar na direção oposta ao crime

³ Poderia ser encarada como um custo de oportunidade para a atividade criminal e, esta seria uma questão a ser respondida empiricamente.

⁴ Esta lei relaciona inversamente as flutuações econômicas com variações na taxa de desemprego.

seria o índice de indignância, pois quanto maior a indignância, menor estaria sendo a oportunidade de atuação nas atividades lícitas.

Kume (2004), entre diversos outros autores na literatura como Andrade e Lisboa (2000), identificam que o grau de desigualdade de renda esta diretamente relacionada com as taxas de crime.

Levitt e Dubner (2005), ao explicar a queda da violência americana, encontram uma explicação empírica que demonstra que a aprovação da lei do aborto seria a maior causa da queda dos indicadores criminais nos Estados Unidos no período estudado. A explicação seria que as famílias evitariam filhos indesejados e todo o problema na má formação deste e seu estágio na violência e na ilegalidade. O presente estudo utiliza o percentual mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos também em 1991, assim como o percentual de crianças em domicílios com renda per capita menor de R\$ 75,00 em 1991 como *proxy* da vulnerabilidade, que poderia ser expressa em criminalidade no período adulto.

Almeida, Haddad e Hewings (2005), além de encontrarem uma inércia entre crimes, encontram também uma relação positiva entre a urbanização com os indicadores de crime em Minas Gerais. Para a primeira relação coloca-se o crime contra a pessoa como variável explicativa quando o crime contra o patrimônio estiver sendo explicado.

Oliveira (2005) ressalta que o retorno da atividade ilegal seria maior em cidades maiores, pois estaria a favor dos criminosos: 1) o fato de selecionar melhor as vítimas dada a grande quantidade potenciais das mesmas, 2) de poder esperar as vítimas irem até elas, proporcionando-lhes ganhos de escala, 3) contar com seu próprio anonimato (garantindo a proximidade das vítimas o que permite um estudo das melhores oportunidade) e dos objetos roubados (que propiciaria um mercado consumidor para objetos roubados). Assim a população urbana intensificada pela área teria uma analogia positiva com o crime.

Além dos autores “clássicos”, Fajnzylber e Araújo (2001), Levitt (1995 e 1997), Lobo e Fernandez (2003) e outros encontraram subsídios para a afirmação que a eficiência da polícia tem efeito negativo na criminalidade, como prevê os modelos teóricos. Este trabalho fecha o modelo utilizando como variável de repressão a variável *proxy* de eficiência da polícia o percentual de inquérito policiais instaurados sobre o total de boletins de ocorrência. Espera-se que quanto maior esta percentagem menor a criminalidade.

CAPÍTULO 2: ANÁLISE EXPLORATÓRIA (ESPACIAL) DO CRIME NO ESTADO DE SÃO PAULO

A representação do comportamento de um fenômeno pode ser feito através dos modelos econométricos. Estes conjugam a teoria, dados da economia e recursos estatísticos tratando das interações entre variáveis e, no caso dos modelos econométricos espaciais, retratam influências e estrutura espacial. Porém, antes de especificar os modelos a serem estimados, pode ser interessante fazer uma análise exploratória, ou seja, fazer uso dos recursos da estatística (espacial), permitindo que os dados mostrem, sem o auxílio da teoria, padrões de associação espacial. Este é o papel das ferramentas de análise exploratória, visualizar e descrever distribuição espacial, identificar padrão de associação espacial, (*clusters*), assim como observações discrepantes, (*outlier*).

Lesage (2004) esclarece que a dependência espacial, em uma coleção de dados amostrais, observados na localidade i , depende de outras informações observadas na localidade $j \neq i$ sendo: $y_i = f(y_j)$, para $i = 1, 2, \dots, n$. (22)

Queiroz (2003) destaca que a autocorrelação espacial e a estrutura de covariância buscam descrever como e quanto são semelhantes os atributos dos pontos posicionados geograficamente próximos. Por fim, as técnicas multivariadas incorporam o caráter espacial na modelagem de múltiplas variáveis dependentes.

2.1 Autocorrelação

Os efeitos espaciais exprimem diretamente a lei da geografia, lei de TOBLER, na qual todas as informações são relacionadas entre si, mas que informações mais próximas são mais relacionadas que informações distantes.

Krempi (2004) disserta que, no contexto da estatística clássica, o conceito de correlação diz respeito ao relacionamento de duas variáveis. Se a concentração da variável dependente aumenta quando aumenta a concentração da independente, denota-se aí uma correlação positiva, e caso contrário, correlação negativa. Se, por outro lado, não constatar relação quantificável, pode-se dizer que as variáveis são não-correlatas, ou simplesmente independentes. A informação que se busca através do cálculo da autocorrelação espacial é

de quanto o valor de uma variável em uma área é parecida com o do vizinho mais próximo e quão diferente do vizinho mais distante.

Peixoto, Moro e Andrade (2004) enfatizam que a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) visa identificar e descrever distribuições espaciais, identificar localidades atípicas (*outliers* espaciais), e agrupamento de observações (*cluster*). É muito útil para identificar padrões de autocorrelação espacial. As estatísticas LISA (*Local Indicators of Spatial Association*) desenvolvido por Anselin (1995), são úteis para detectar padrões locais de autocorrelação espacial nas variáveis. As estatísticas LISA fazem a decomposição de indicadores globais em indicadores locais, sendo a soma dos indicadores locais proporcional ao indicador global de associação espacial.

2.1.1 Matriz de pesos espaciais

Segundo Anselin (1992), qualquer variável pode ser espacialmente defasada para qualquer unidade regional. A maneira mais comum para quantificar a estrutura de dependência espacial é, de acordo com Lesage (2004), utilizando a matriz de peso espacial.

Ela é conhecida como matriz de proximidade espacial W , e é usada para representar como a vizinhança influencia cada observação, expressando a estrutura espacial dos dados. Dado um conjunto de n áreas $\{A_1, \dots, A_n\}$, elaboram-se a matriz $W_{(n \times n)}$, em que cada um dos seus elementos (w_{ij}) representa uma relação topológica entre A_i e A_j , relacionada por um critério. A seleção do critério é importante, pois influencia diretamente os cálculos das estatísticas.

Sartoris (2000), ao dissertar sobre os tipos de dados, especificamente sobre “*treliças*” estabelece a matriz de peso espacial com base no Quadro 1.

**Quadro 2 : regiões ligadas
a seus vizinhos**

1	2	3
4	5	6

Fonte: elaboração própria do autor

A região 1 está ligada face as regiões 4 e 2 e ligada pontualmente a 5. Considerando qualquer ligação como vizinhança, a região 5 é vizinha de todas regiões. Assim, segundo Sartoris (2000) a matriz de conectividade que representa as relações de vizinhança é uma matriz como segue w:

Matriz 1: matriz de peso espacial

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

A matriz W seria a matriz w normalizada pelas linhas, ou seja, alterada de tal forma que a soma em cada linha seja igual a 1, linearmente estocástica. A região 1 não é vizinha de 1ª ordem da região 3, mas são vizinhas de 2ª ordem pois estão ligadas a região 2. Para relação de ordem 2 ou mais são necessárias diferentes matrizes.

Matriz 2: matriz normalizada de peso espacial

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1/3 & 0 & 1/3 & 1/3 & 0 \\ 1/5 & 0 & 1/5 & 1/5 & 1/5 & 1/5 \\ 0 & 1/3 & 0 & 0 & 1/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 0 & 0 & 1/3 & 0 \\ 1/5 & 1/5 & 1/5 & 1/5 & 0 & 1/5 \\ 0 & 1/3 & 1/3 & 0 & 1/3 & 0 \end{bmatrix}$$

A matriz utilizada neste trabalho é a matriz torre, rainha e dos k vizinhos mais próximos. A utilização de mais de uma matriz é importante para verificar a robustez dos resultados, ou seja, com o tempo fixo altera-se o número de vizinhos, através da especificação das matrizes, para verificar a consistência dos resultados como no trabalho de Perobelli et al (2005).

A forma da matriz de pesos espaciais de x vizinhos mais próximos pode ser representada por:

$$\begin{cases} w_{ij}(K) = 0 \text{ se } i = j, 1, 2, \dots, n \\ w_{ij}(K) = 1 \text{ se } d_{ij} < D_i(k) = w_{ij} / \sum_j w_{ij}(k) \text{ para } k = 1, 2, \dots, n \\ w_{ij}(K) = 0 \text{ se } d_{ij} > D_i(k) \end{cases} \quad (23)$$

Onde:

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

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

2.1.2 Autocorrelação espacial global

De acordo com Krempf (2004), o valor da autocorrelação espacial pode ser positiva ou negativa. Nos casos de um elevado grau de autocorrelação espacial positivo, os valores observados em uma localidade tenderão a ser similares aos valores de seus vizinhos. Quando existe um elevado nível de autocorrelação espacial negativa, os valores baixos estão rodeados de valores altos, o que significa dizer que a média ponderada é maior para os vizinhos do que o valor observado na própria localização, ou vice-versa, ou seja, a presença de um fenômeno dificulta a presença dele em localidades vizinhas.

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

$$I_t = \left(\frac{n}{S_0} \right) \left(\frac{Z_t' W Z_t}{Z_t' Z_t} \right) \quad (24)$$

Onde:

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

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

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

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

Sendo o valor esperado:

$$E(I) = -\frac{1}{n-1} \quad (25)$$

Quando a matriz de pesos espaciais é normalizada na linha, ou seja, quando a soma dos elementos de cada linha for igual a um a expressão (4) poderá ser reescrita como se segue:

$$I_t = \left(\frac{Z_t' W Z_t}{Z_t' Z_t} \right) \quad (26)$$

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

2.1.3 Autocorrelação espacial local

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

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

Queiroz (2003) enfatiza que, no índice de Moran, a autocorrelação espacial é calculada a partir do produto dos desvios em relação à média, como uma medida de covariância. Assim, valores significativamente altos indicam altas probabilidades de que haja locais de associação espacial. Baixos valores, por outro lado, apontam para um padrão

que pode ser entendido como locais com padrões mais erráticos da variável observada do objeto e seus vizinhos. Perobelli et al (2005) descreve o I_{it} como segue a expressão (12)

$$I_{it} = \left(\frac{(X_{it} - \mu_t)}{m_0} \right) \sum_j W_{ij} (X_{it} - \mu_t) \quad (27)$$

$$M_0 = \frac{1}{n} (X_{it} - \mu_t) \quad (28)$$

Onde:

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

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

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

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

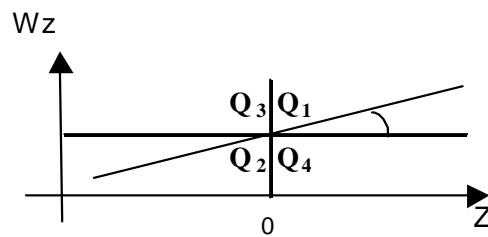
Um aspecto difícil desta estatística é o seu nível de significância, que usa as mesmas técnicas aplicadas para o índice global de Moran, ou seja, verificar se os valores medidos apresentam correlação espacial significativa. Para isso Krempí (2004), remete à seguinte abordagem:

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

2.1.4 Diagrama de dispersão de Moran

O diagrama de dispersão de Moran compara os valores normalizados do atributo numa área com a média normalizada dos vizinhos derivando um gráfico bidimensional de Z (valores normalizados) por WZ (média dos vizinhos). É uma forma de visualizar a dependência espacial e indicar os diferentes regimes espaciais presentes nos dados. O gráfico abaixo representa quatro quadrantes, Q1, Q2, Q3 e Q4 que irão corresponder a quatro padrões de associação local espacial entre as regiões e seus vizinhos.

Gráfico 2: Diagrama de Moran



O coeficiente I de Moran será a inclinação da curva de regressão de WZ contra Z e indicará o grau de ajustamento. O primeiro quadrante, segundo Almeida (2006), Q1, conhecido como alto-alto (AA), ou *High-High* - (HH), mostra região de altos valores para a variável, valores acima de média, assim como seus vizinhos. O terceiro quadrante, Q2 geralmente chamado de baixo-baixo (BB) ou *Low-Low* - (LL), expressa localidades com baixos valores em relação aos atributos analisados acompanhados de vizinhos com também baixos valores. O segundo quadrante, Q3, classificado como baixo-alto (BA) ou *Low-High* - (LH), é constituído por baixos valores dos atributos na região estudada, cercada por vizinhos com altos valores. O último quadrante, Q4, formado por regiões com altos valores para as variáveis estudadas cercadas por regiões com baixos valores. Esse é o quadrante alto-baixo (AB) ou *High-Low* (HL).

As regiões com *clusters* das variáveis em estudo com valores similares ocorrem nos quadrantes Q1 e Q2, AA e BB, apresentando autocorrelação espacial positiva. As regiões identificadas pelos quadrantes Q3 e Q4, logo, BA e AB apresentam, por sua vez, autocorrelação espacial negativa, ou seja, *clusters* com valores diferentes.

2.1.5 Análise para variáveis intensivas (taxas) e a correção Empirical Bayes (EB)

Nas análises exploratórias de dados espaciais, a utilização do total de observações (em números absolutos) de um fenômeno pode ser desapropriado, pois, estes atributos, podem estar correlacionados com variáveis de escala, o que geraria relações espúrias. Nos estudos que envolvem criminalidade tal problema é corrigido pelo uso das variáveis intensivas levando em consideração a população, expressas em taxas de crime por 100 mil habitantes.

Segundo Anselin (2005), quando o I de Moran é computado para taxas proporcionais, como no caso do crime por 100 mil habitantes, o pressuposto básico da estabilidade da variância pode ser violado. Isto pode ocorrer devido a consideráveis diferenças das populações entre as unidades espaciais. Tal instabilidade da variância pode induzir a inferências espúrias para o I de Moran.

De acordo com Beato et al (2001), se o número de pessoas nas áreas observadas é pequeno, qualquer mudança no número de eventos estudados, mesmo que ao acaso, provocará imensas variações nos valores das taxas, e este problema se agrava conforme aumenta a raridade do evento, ou seja, maior a instabilidade das taxas.

A correção, padronização sugerida por Assunção e Reis (1999), foi implementada no GeoDa, *Empirical Bayes* (EB), que é um direcionamento para a padronização da variância. Este está disponível para as análises de autocorrelação global e local.

2.2. Dados

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

Almeida, Haddad e Hewings (2005) chamam a atenção para uma potencialidade da subestimação dos dados de crime advindos de fontes oficiais como as secretarias de segurança pública, este seria um outro tipo de problema a ser considerado, apesar de alguns tipos de crime possuir quase obrigatoriedade de seus registros afim da obtenção de seu valor assegurado.

Peixoto, Moro e Andrade (2004) ao discriminar crime contra pessoa e contra o patrimônio descreve o primeiro como tentados a homicídios, "agressão corporal a vítima com intenção de morte sem efetivação desta", homicídios consumados, "agressão corporal a vítima com a intenção a morte com efetivação desta". Incluem ainda neste tipo de crime os estupros, com motivações psicológicas. Lobo e Fernandez (2003) ressaltam que os crimes contra o patrimônio englobam os furtos e roubos armados ou não, inclusive de

transporte e carga incluindo ainda os crimes envolvendo entorpecentes. Estes dois tipos de crimes são os objetos de estudo deste trabalho, ou seja, são as variáveis explicadas sendo que o crime contra o patrimônio será, no próximo capítulo modelado.

Em relação a estas variáveis explicadas, este estudo utilizará a base de dados do CIS (Consórcio de informações Sociais), ligada ao CAC (Centro de análise Criminal), vinculado, por sua vez à SSP-SP (Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo).

As análises serão realizadas para o ano de 2001 na forma de corte cruzado para os indicadores de crime que neste capítulo serão: homicídio doloso, roubo de veículo, roubo, furto de veículo, furto, crime contra patrimônio e contra pessoa. Todas essas variáveis serão analisadas pela taxa por 100 mil habitantes, e os desagregados também com a correção (EB), para o ano de 2001 utilizando as informações da população estimada extraída do Ipeadata. Para a construção desses índices e números foram agregados os dados dos distritos policiais de São Paulo para o município de São Paulo. Todos os dados estavam discriminados mensalmente havendo a necessidades e agregar por ano, ficando compatíveis com as variáveis explicativas usadas no próximo capítulo para explicar o crime contra patrimônio. A base de dados divide os crimes cometidos por maiores e por menores de idade, que também foram agregados para a análise.

Para as variáveis esperadas no modelo explicativo exposto no segundo tópico do capítulo um e tEstado no capítulo três utiliza-se: os dados de renda (produto) per capita, assim como a variação do produto total, foram construídos a partir dos dados de renda municipal extraído do Ipeadata com base nos dados fornecidos a este instituto pelo IBGE. Assim como para as variáveis de crime, utilizou-se a população estimada também do IBGE para 2000 para o cálculo da rpc01. O percentual da população urbana sobre área de cada município também são oriundos do IBGE. Deve-se considerar que população tende a não sofrer grandes modificações de um ano para o outro e assim o uso desta variável em 2000 nós dá uma boa aproximação para intensificar a renda.

O Percentual da renda oriundas das transferências do governo e do trabalho extraído do Ipeadata. O percentual mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos em 1991, o indicador de vulnerabilidade foi retirado do Atlas do desenvolvimento humano do Brasil, vinculado ao Pnud, ONU.

A *proxy* eficiência da polícia, percentual de inquérito policiais instaurados sobre boletins de ocorrência registrados são oriundos da mesma base das variáveis dependentes, CIS.

2.3 Análise dos resultados dos crimes específicos

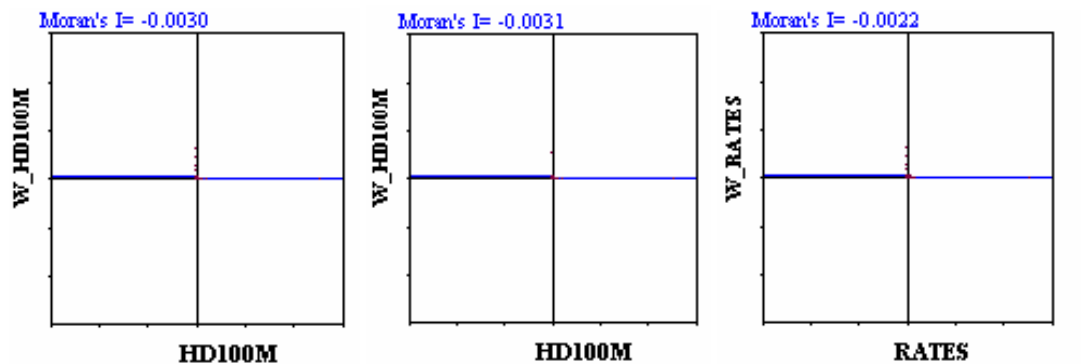
2.3.1 Estatística I de Moran

Para verificar se existe autocorrelação espacial entre crime, ou entre outro fenômeno qualquer, uma das maneiras é avaliar o índice *I* de Moran, que mostra a associação espacial global. Se este indicador for positivo significa dizer que municípios com elevados indicadores de crimes são cercados por cidades que também apresentam elevados números de crimes em suas estatísticas. Ou municípios com baixa criminalidade cercada por iguais unidades também com baixos indicadores criminais.

Alguns autores utilizaram as técnicas de análise exploratória e a taxa de homicídio para fazer a avaliação da violência e da criminalidade, como Messner e Anselin (2001), para dois (*counties*) distritos nos Estados Unidos. Sartoris (2000), para os distritos policiais do Município de São Paulo, assim como Almeida, Haddad e Hewings (2005), para as microrregiões do Estado de Minas Gerais, também utilizaram esta taxa de delito concluindo que existe uma associação espacial do crime no espaço.

Ao observar o comportamento dos números de homicídios dolosos no Estado de São Paulo, considerando os municípios no ano de 2001, para avaliar a associação geográfica através do *I* de Moran, encontra-se um valor de 0,1223 para esta estatística, número relativamente baixo. Ao fazer o teste de pseudo-significância, gerando 999 permutações observa-se que este índice é estatisticamente significativo, com um p-valor a 0,0010, indicando que este valor pode ser considerado um índice de baixa autocorrelação espacial positiva, ou seja, os dados estão pouco concentrados. Quando se muda a matriz de peso espacial e os resultados se mantêm, permitindo dizer que estes são robustos e confiáveis.

Figura 4: Diagrama de Dispersão de Moran
Homicídio doloso por 100 mil habitantes

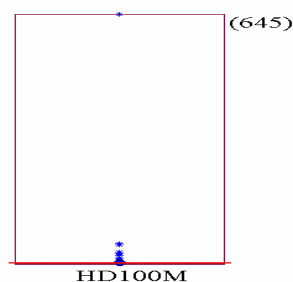


Fonte: elaborado pelo autor utilizando o programa GeoDa.

Ao utilizar a variável intensiva como taxa de homicídio doloso por 100 mil habitantes, índice mais indicado para este tipo de análise, encontra-se um I de Moran igual a $-0,003$ a um p-valor de $0,3040$, o que significa que não há evidência de autorrelação espacial de homicídio doloso. Mudando de matriz de peso espacial para cinco vizinhos mais próximos, o I de Moran ficou em $-0,003$ a um p-valor $0,3020$, confirmando a ausência de autocorrelação espacial da taxa de homicídio doloso no Estado de São Paulo. Tal fato fica evidenciado ao calcular o I de Moran pelo método da normalidade pois o valor fica igual e também não significativo.

Quando se aplica correção, *Empirical Bayes* (EB), para a taxa de homicídio doloso, encontra-se evidências da ausência da autocorrelação espacial pois o I de Moran apresenta um valor de $-0,0022$ com um p-valor de $0,5930$. Modificando a matriz de peso espacial, os resultados ficam bem parecidos, liquidando qualquer possibilidade de interação do homicídio doloso no espaço, contrariando o que se esperava.

Figura 5: Blox Plot



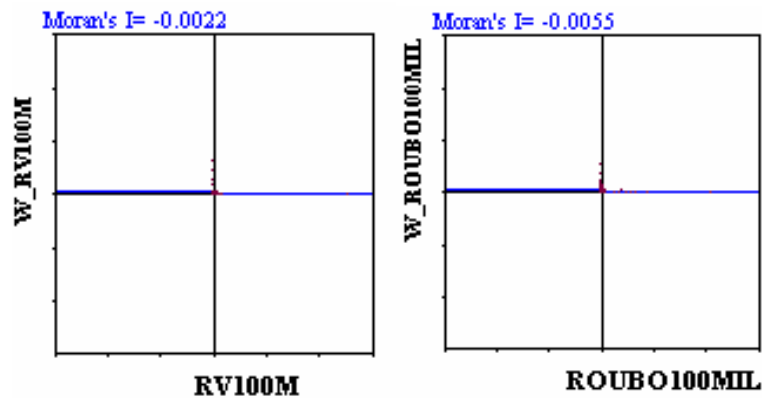
De acordo com o *Blox Plot* acima, pode-se verificar que o município de Óleo é um *outlier*, para taxas de homicídio por 100 mil habitantes, o que poderia estar influenciando significativamente os resultados encontrados. Ao retirar este município, verifica-se que mesmo com as mudanças no *I* de Moran de $-0,0030$ para $-0,0445$ este valor ainda está muito próximo de zero.

No caso da análise da autocorrelação espacial, para o número de roubo de veículos, constata-se que há uma pequena autocorrelação espacial apresentando um *I* de Moran de $0,1165$ a um p-valor de $0,0010$, para 999 permutações. Ao testar a robustez do resultado, gerando um *I* de Moran com a matriz cinco vizinhos mais próximos também rejeita-se a hipótese nula a um mesmo p-valor, porém a um indicador de correlação de $0,064$, o que era de se esperar pois está considerando vizinhos mais distantes, respeitando a primeira lei geográfica de que vizinhos mais próximos influenciam mais que vizinhos mais distantes. Porém, como já havíamos descrito anteriormente não se deve utilizar números absolutos para evitar erro de correlação com variáveis de escala.

Para evitar tal problema, utilizamos a taxa de roubo de veículo por 100 mil habitantes e, encontramos um *I* de Moran com valor igual a $-0,0022$ a um p-valor de $0,6270$. Ao excluir o município de Óleo, este resultado passa para $-0,0111$. Ao mudar a matriz de peso espacial utilizando os cinco vizinhos mais próximos, esta estatística revelou-se $0,0023$ a um p-valor $0,5780$, comprovando a ausência de autocorrelação espacial da taxa de roubo de veículo por 100 mil habitantes em São Paulo.

Com a implementação da correção (EB), o que garante a constância da variância, o indicador de autocorrelação global exibe um valor de $-0,0023$ a um p-valor de $0,60$, o mesmo resultado encontrado quando se modifica a matriz de peso espacial, comprovando a robustez dos resultados encontrados.

Figura 6: Diagrama de Dispersão de Moran
Roubo de veículo e roubo por 100 mil habitantes

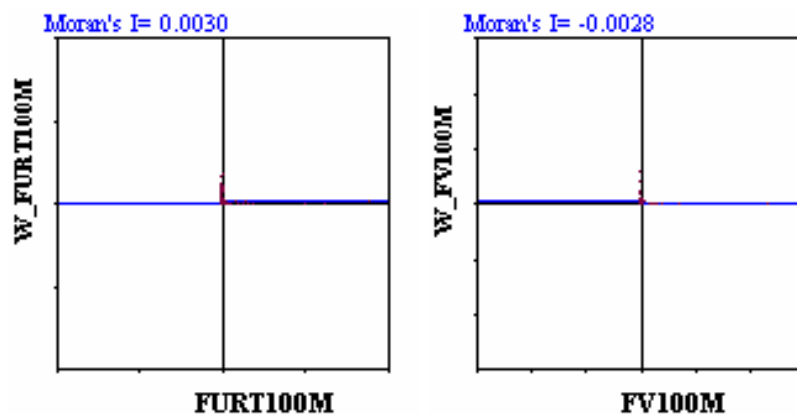


Fonte: elaborado pelo autor com base no GeoDa.

De maneira análoga às análises dos números de homicídio doloso e roubo de veículos observa-se que quando fazemos a análise de autocorrelação espacial para o número de roubo, o p-valor é significativo e mostra uma pequena interdependência espacial entre esta variável no espaço, 0,0671 apresentando consistência ao trocar a matriz de peso espacial. Ao retirar o município de São Paulo, um *outlier* para este tipo de delito, o *I* de Moran passa para 0,4565, o que levaríamos a conclusão de que teria autocorrelação espacial deste tipo de crime. Contudo sabe-se que esta afirmação não pode ser feita uma vez que foi utilizado para tal conclusão os números absolutos. As mesmas conclusões podem ser alcançadas na apreciação dos números de furto e furto de veículo.

Por outro lado, a taxa de roubo por 100 mil habitantes, indicador que deve ser usado, apresentou um *I* de Moran de - 0,0055 e não apresentou modificações ao excluir Óleo, nem mesmo aplicando a correção (EB). Fazendo as mesmas modificações da matriz realizadas para a taxa de roubo de veículo, chega-se a - 0,0023 para o *I* de Moran a 0,5780 de p-valor, evidenciando a falta de autocorrelação espacial para a taxa de roubo por 100 mil habitantes. O mesmo fato é verificado ao calcular este indicador pelo método da normalidade no SpaceStat.

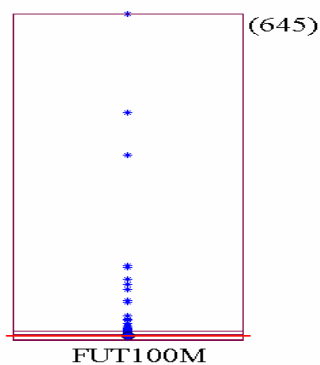
Figura 7: Diagrama de Dispersão e Moran
Furto e furtos veículos por 100 mil habitantes



Fonte: elaborado pelo autor utilizando o programa GeoDa.

Em relação à taxa de furto por 100 mil habitantes, verificou-se outros nove *outliers*, Rinópolis, Gastão Vidigal, Nova Luziânia, Jaborandi, São Simão, Itobi, Jambeiro, outros dois valores mais discrepantes, Braúna e Borebi, além de Óleo, como mostra o *Box Plot* abaixo.

Figura 8: Blox Plot



Fonte: elaborado pelo autor com base no GeoDa.

Retirando os três valores com maior discrepância o *I* de Moran passa de 0,003 com p-valor a 0,2010 para 0,032, valor ainda muito baixo. Ao implementar a correção (EB) tal indicador também apresenta um valor de 0,0030 a um p-valor 0,1820. Fazendo o teste de robustez dos resultados, mudando a matriz de peso espacial considerando os cinco vizinhos mais próximos, verificou-se $-0,0006$ para o *I* de Moran a um p-valor de 0,7650

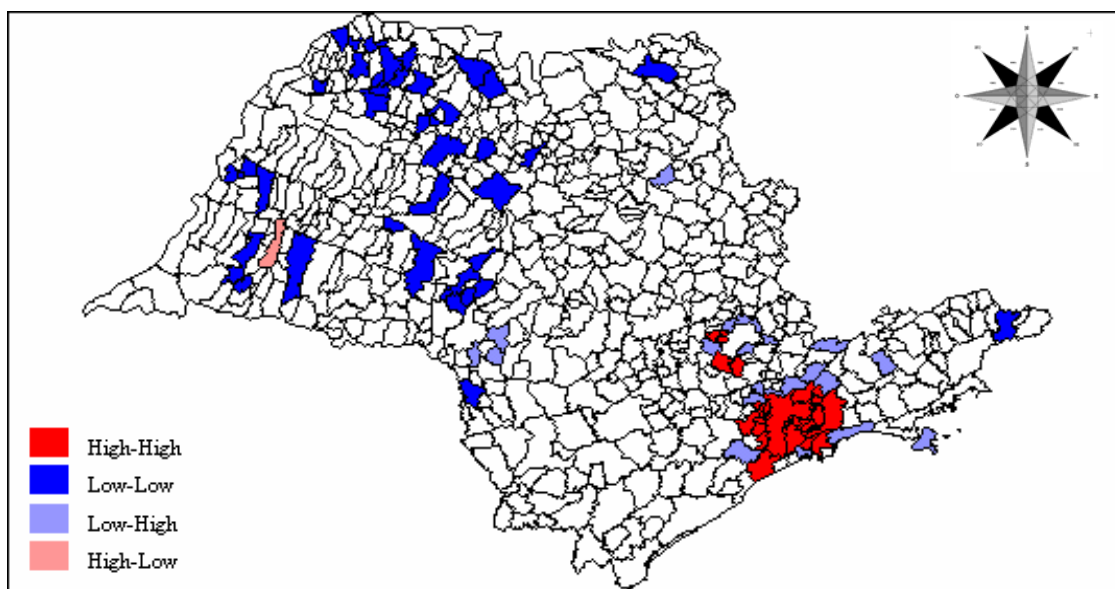
gerado por 999 permutações. Este fato confirma a robustez dos resultados permitindo afirmar que não existe autocorrelação do crime no espaço.

A taxa de furto de veículos apresentou um I de Moran igual a $-0,0028$ a um p-valor igual a $0,7430$. Com a exclusão de Óleo o I de Moran apresenta $-0,0037$. Com a correção de (EB), o índice de Moran fica a $-0,0028$ a um p-valor de $0,7$ o que confirma a ausência de autocorrelação espacial do crime no Estado de São Paulo

2.3.2 Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA), crimes específicos

Ao analisar os mapas de *clusters*, através dos indicadores locais de associação espacial (LISA) para os números de crime, verificou-se que há concentração do número de crimes na Região Metropolitana de São Paulo, ou seja, existe um *cluster* de crime nesta Região. Em relação aos números de homicídios dolosos esta concentração ocorre para um nível de significância de 1%. Observa-se também uma concentração nas proximidades de Campinas como os municípios de Indaiatuba, Itapeva, Sumaré e Hortolândia, a um nível de significância de 5.

Mapa 1: Mapa de Cluster para homicídio doloso 2001

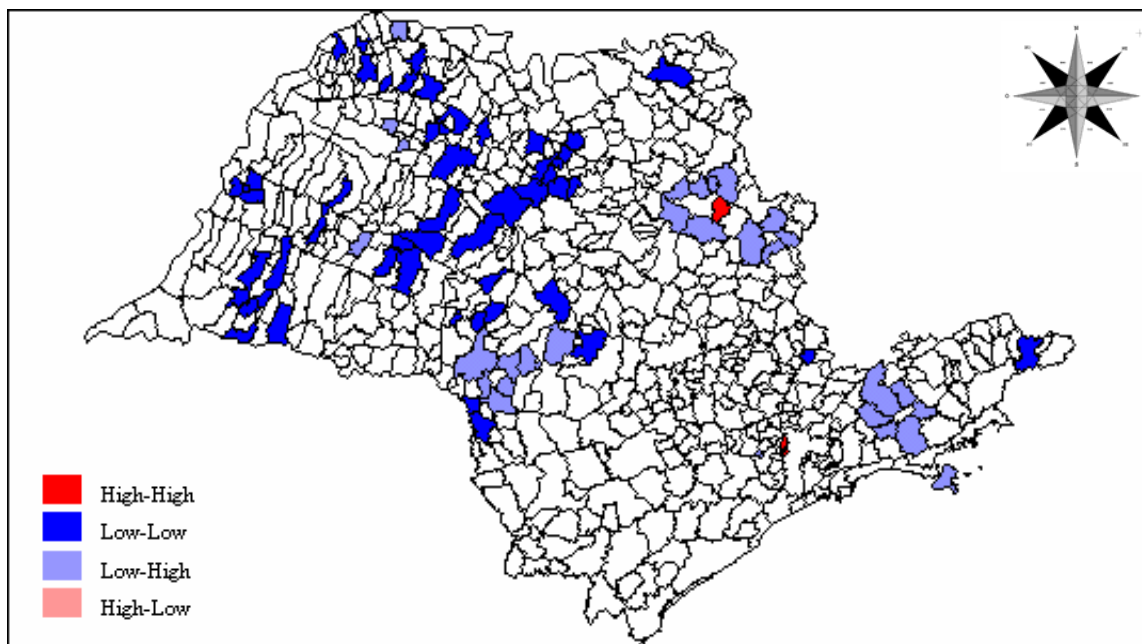


Fonte: elaboração própria do autor

Porém este indicador pode estar diretamente correlacionado com o tamanho da população, e, portanto deve-se utilizar para a análise da existência de *clusters* a variável

intensiva, taxa de homicídio por 100 mil habitantes. A concentração observada nos números de homicídio doloso dispersa-se permanecendo como High-High apenas os municípios de Santa Rosa de Viterbo, Osasco, Embu e Itapecerica de Serra.

Mapa 2: Mapa de Cluster para taxa de homicídio doloso por 100 mil habitantes em 2001

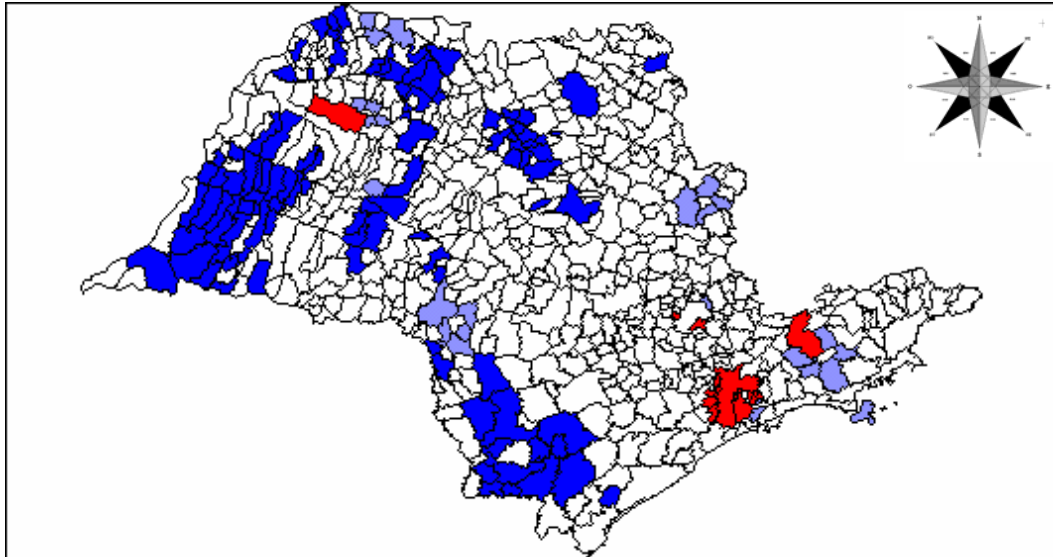


Fonte: elaboração própria do autor

De acordo com Anselin (2005), até mesmo os indicadores locais de associação espacial pode incorrer no problema da inconstância da variância, como previram Assunção e Reis (1999), o que também podem ser solucionados com a utilização do *Empirical Bayes* (EB) já implementado no programa GeoDa.

Ao aplicar tal correção pode-se observar modificações na composição dos *clusters*. A dissipação dos clusters não é fortemente verificada, ou seja, na Região Metropolitana de São Paulo ainda se concentram municípios com altos índices de criminalidade cercados com vizinhos também violentos. Surge outros High-High, como o município de Santo Antônio do Aracanga, e São José dos Campos. Por outro lado, verificou-se o surgimento de uma área com baixos índices de violência no Noroeste e no Sul do Estado de São Paulo, como mostra o gráfico a seguir.

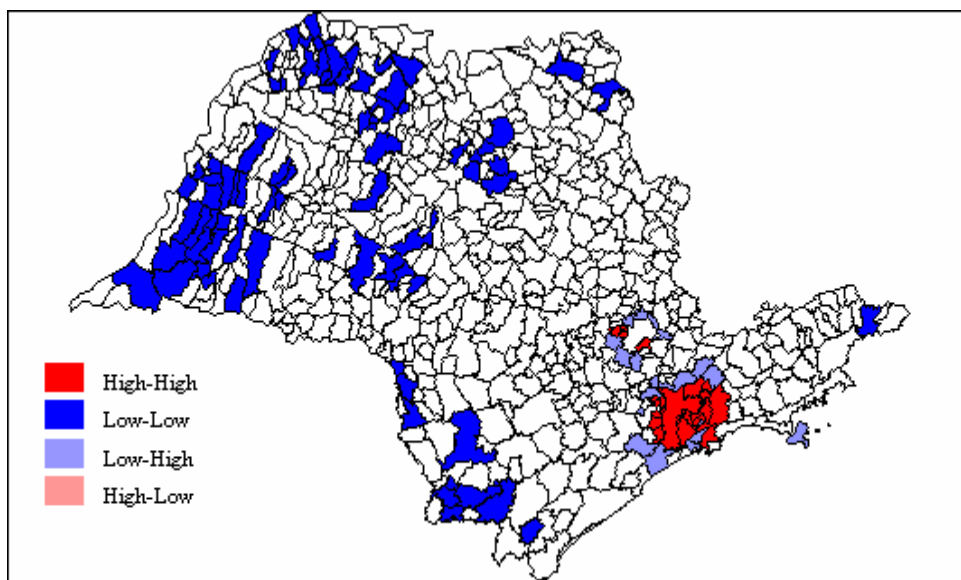
Mapa 3: Mapa de Cluster para taxa de homicídio doloso por 100 mil habitantes em 2001 com a correção *Empirical Bayes* (EB)



Fonte: elaboração própria do autor

Como pode ser visto no mapa a seguir, quando se analisa o número de roubo de veículos constatam-se *clusters* bem definidos. Nesse caso existe concentração de municípios com baixa criminalidade cercados de vizinhos que também observam baixos números de roubo de veículos com níveis de significância abaixo de 5%.

Mapa 4: Mapa cluster para roubo de veículos em 2001

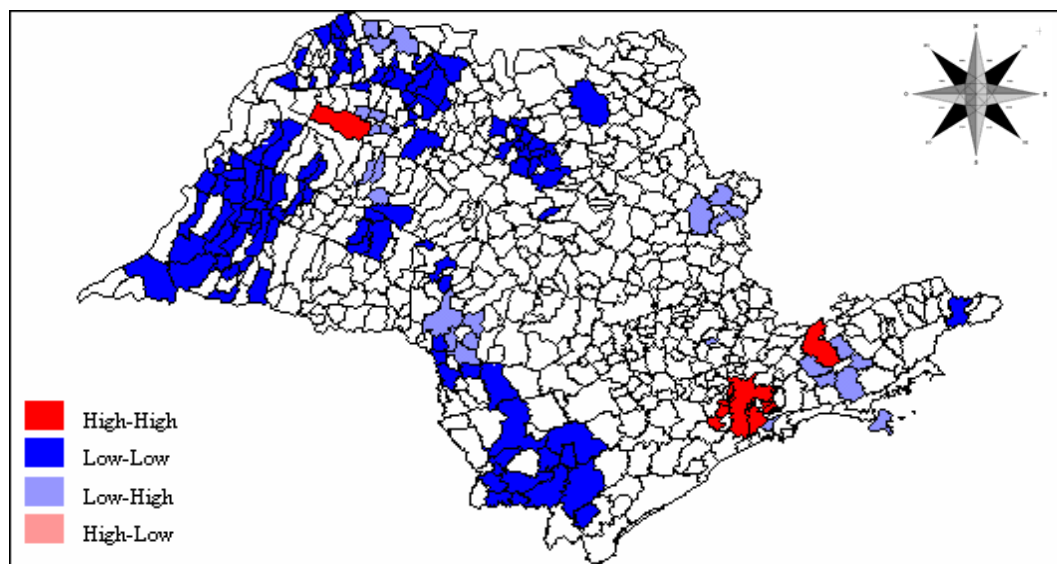


Fonte: elaboração própria do autor

No caso do roubo de veículo, quando é analisada a concentração do crime no espaço percebe-se que a dissipação⁵ dos *clusters* ocorre de forma mais tênue, como mostra o Mapa à frente. Ainda continua existindo uma concentração dos altos índices de roubo de veículos por 100 mil habitantes na Região Metropolitana de São Paulo, porém com um número menor de município com esta característica. Por outro lado, apareceram outros municípios com a característica de High-High, como São José dos Campos, Santo Antônio do Aracangua e Hortolândia.

Os *clusters* com características de Low-High, ou seja, cidades com baixos índices de crime cercados por unidades espaciais com altos indicadores criminais, desapareceram no entorno de Campinas e da Região Metropolitana de São Paulo. Como consequência do surgimento dos índices High-High, surgem *clusters* Low-High no entorno dos municípios de São José dos Campos e Santo Antônio do Aracangua. Também surge Low-High nas proximidades dos municípios de Casa Branca, Santa Cruz do Rio Pardo, assim como no Norte do Estado de São Paulo.

Mapa 5: Mapa cluster para roubo de veículos por 100mil habitantes em 2001

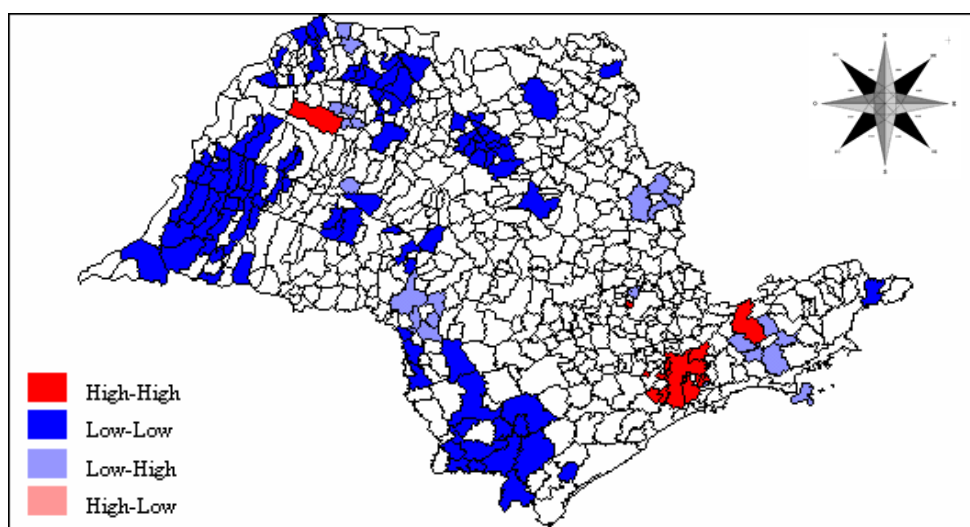


Fonte: elaboração própria do autor

⁵ Este efeito também ocorre quando se utiliza outra matriz de peso espacial, comprovando os resultados obtidos.

Ao aplicar a correção de (EB) para a taxa de roubo de veículos por 100 mil habitantes, não foi verificada modificações significativas para a concentração de crime no espaço em relação a taxa por 100 mil sem a correção, como ocorre para a taxa de homicídio doloso. Os municípios de Presidente Venceslau, Araraquara e Cristais Paulistas apresentam, a partir da correção, características de Low-Low, como pode ser visto no Mapa abaixo.

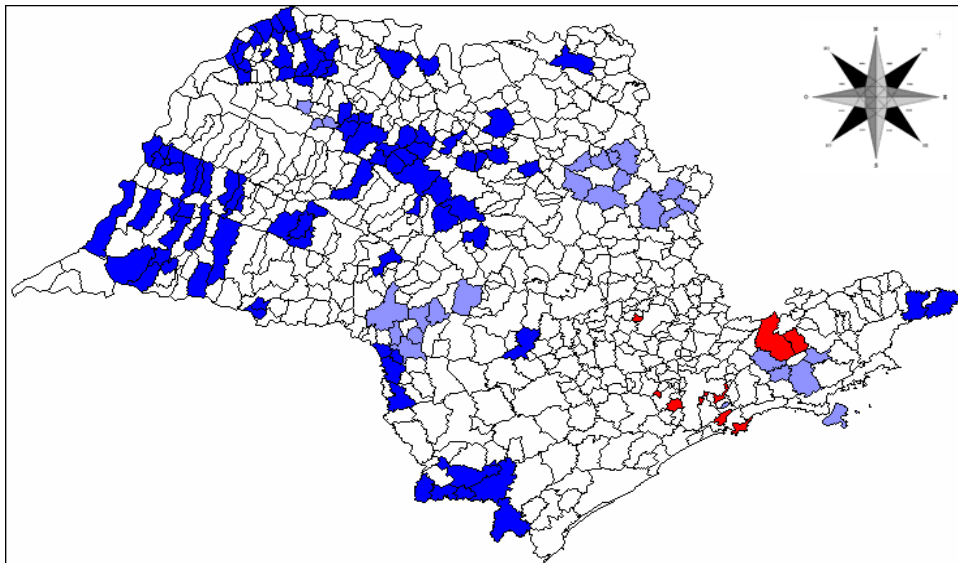
Mapa 6: Mapa de Cluster para taxa roubo de veículos por 100 mil habitantes em 2001 com a correção *Empirical Bayes* (EB)



Fonte: elaboração própria do autor

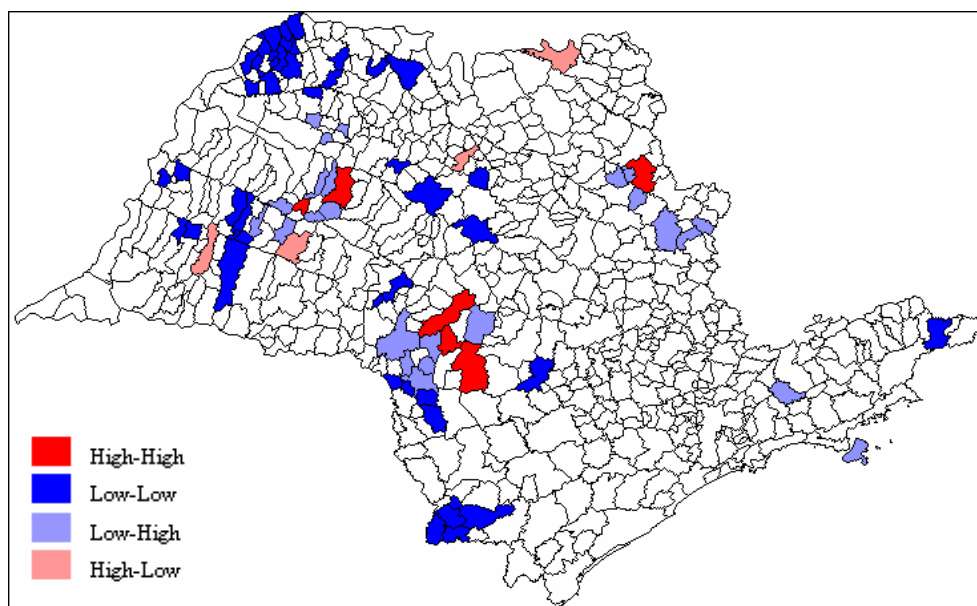
A concentração dos roubos por 100 mil habitantes, que pode ser observado no Mapa de *cluster* que segue adiante, aponta para o surgimento da concentração deste tipo de crime, High-High em Caçapava, Guarujá e Cubatão, além dos municípios Hortolândia, São José dos Campos e algumas cidades da Região Metropolitana de São Paulo todos a um nível de significância igual ou menor a 5%. A correção (EB) também não influenciou significativamente a constituição dos *clusters* para a taxa de roubo por 100 mil habitantes.

Mapa 7: Mapa *Clustes* para roubo por 100mil habitantes em 2001



Fonte: elaboração própria do autor

Mapa 8: Mapa *Cluster* para furto por 100mil habitantes em 2001



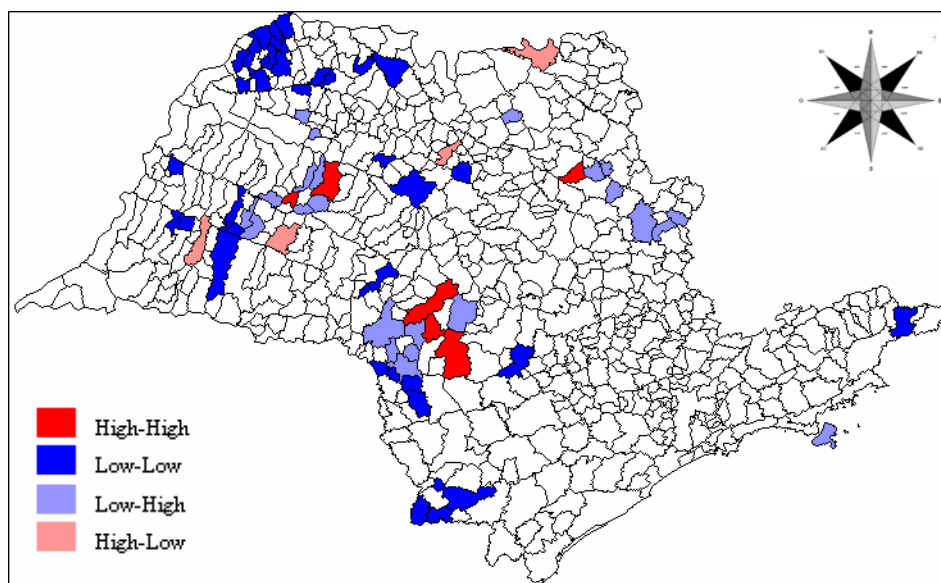
Fonte: elaboração própria do autor

De acordo com a Mapa acima a configuração dos *clusters* de furto apresentam configurações bastante diferentes do esperado, distinguindo dos demais tipos de crime. Não há *clusters* de furto por 100 mil habitantes no entorno de Campinas, na Grande São Paulo, em São José dos Campos e nem no entorno de Santos, como ocorre com o número absoluto de furtos e com os outros tipos de crime.

Por outro lado aparecem *clusters*, High-High em Clementina e Penápolis, ao Noroeste do Estado, Cajuru, ao Nordeste e Agudos, Iaras e Avaré, sendo que estes últimos três municípios são vizinhos de primeira e segunda ordem. Há, ainda outro quatro municípios com altos índices de furto por 100 mil habitantes, porém cercados por vizinhos com baixa criminalidade, High-Low: Presidente Prudente, Tupã, Miguelópolis e Catanduva.

As observações acima são reafirmadas quando se aplica a correção de (EB), o mapa de concentração possui uma forma bem parecida com o mapa verificado para a taxa de furto por 100 mil habitantes. Cabe salientar que o município de Ibitinga que apresentava uma característica de Low-Low torna-se não significativo. O mesmo ocorre com o município de Cajuru, porém esta cidade era um High-High.

Mapa 9: Mapa de Cluster para taxa furto por 100 mil habitantes em 2001 com a correção *Empirical Bayes* (EB)



Fonte: elaboração própria do autor

2.4 Análise dos resultados dos crimes gerais

2.4.1 Estatística I de Moran

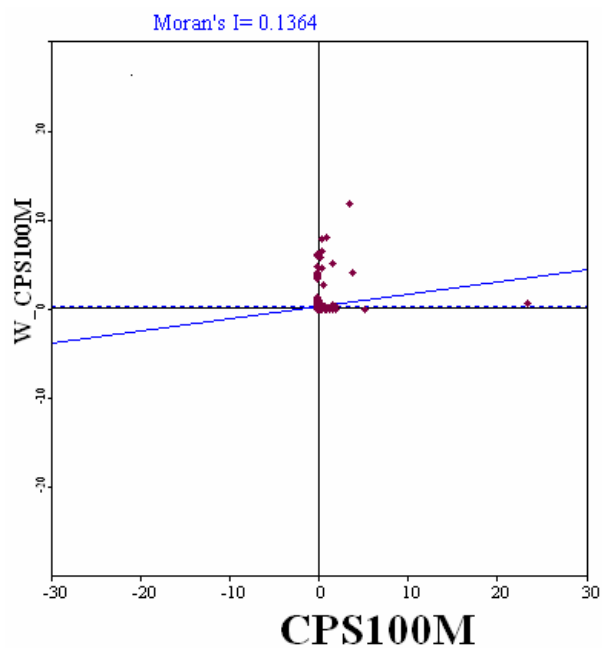
Ao avaliar os dados do item anterior constatou-se a ausência da autocorrelação espacial do crime, e, se após implementar testes para identificar o mesmo fato nos erros e a ausência da heterogeneidade poder-se-ia modelar tal fenômeno através do método dos

mínimos quadrados ordinários e este seria o melhor modelo. Porém estes crimes estavam desagregados. Ao avaliar os crimes sobre outro aspecto, crime contra patrimônio e contra pessoa as mesmas conclusões não podem ser realizadas.

Em relação ao crime contra pessoa por 100 mil habitantes no Estado de São Paulo em 2001, observa-se um I de Moran com um valor de 0,1364. Ao fazer o teste de pseudo-significância, gerando 999 permutações observa-se que este índice é estatisticamente significativo, com um p-valor a 0,0010, indicando que este valor pode ser considerado um índice de autocorrelação espacial positiva. O diagrama de Moran abaixo evidência este resultado.

Figura 9: Diagrama de Moran

Crime contra pessoa por 100 mil habitantes

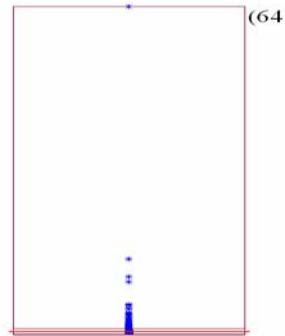


Fonte: elaboração própria do autor

Ao mudar a matriz de peso espacial para 5 vizinhos mais próximos verificou-se que o I de Moran reduziu-se para 0,0706 porém mantendo significativo a 0,0010, o que permite rejeitar a hipótese de que não há autocorrelação espacial, ou seja, estes resultados são robustos.

Como pode ser verificado na Figura 10 abaixo, a análise do Blox Plot revelou quatro informações discrepantes: Diadema, Ribeirão Preto, Guarulhos e São Paulo.

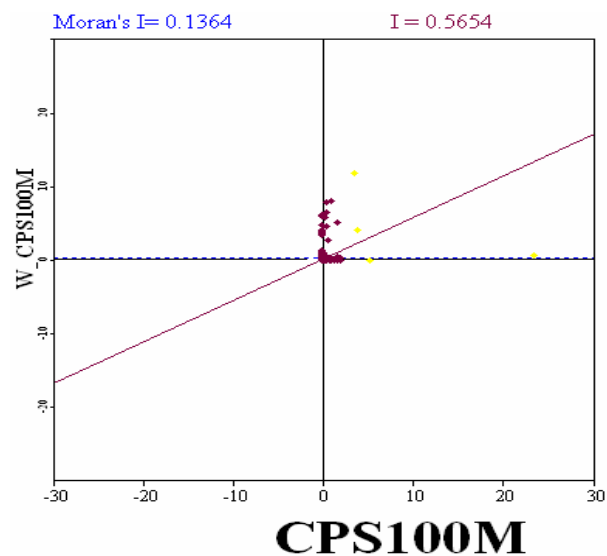
**Figura 10: Blox Plot
Crime contra pessoa**



Fonte: elaborado pelo autor com base no GeoDa.

Para verificar se estes valores discrepantes são as fontes da autocorrelação retirou-se estas observações verificando um aumento do I de Moran para 0,5654, sendo este valor também significativo a 999 permutações como pode ser verificado no Diagrama 11 abaixo. Ao fazer o mesmo teste pelo método da normalidade no programa *SpaceStat* encontrou-se um I de Moran de 0,1366 sendo significativo, ou seja, rejeita-se a hipótese nula da não autocorrelação.

**Figura 11: Diagrama de Moran Crime contra pessoa
por 100 mil habitantes sem os outliers**



Fonte: elaborado pelo autor com base no GeoDa.

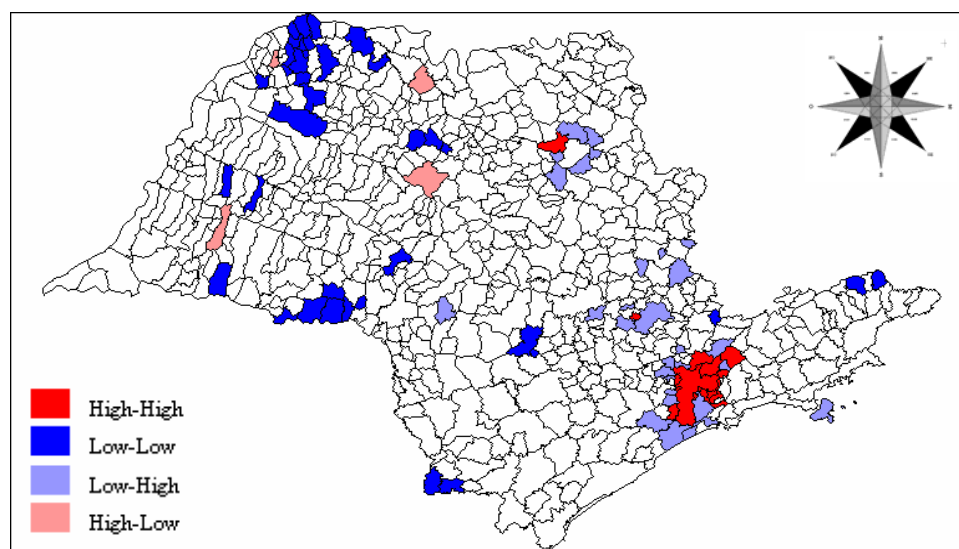
Ao avaliar o crime contra o patrimônio verificou-se, através do I de Moran, 0,1018, que há autocorrelação espacial com significância estatística, 0,0010, mesmo mudando a matriz de peso espacial. O cálculo do I de Moran pelo método da normalidade apresentou o mesmo resultado. Verifica-se ainda, o surgimento dos mesmos *outliers* que também implicam na redução da autocorrelação espacial, como no caso do crime contra pessoa.

Ao colocar em logaritmo natural, forma utilizada posteriormente nas regressões, encontrou-se um I de Moran de 0,2533. Ao modificar a Matriz de peso espacial como torre e 5 vizinhos mais próximos o valor se modifica pouco, a última matriz reproduziu um indicador de autocorrelação de 0,2631, com significância estatística com 999 permutações.

2.4.2 Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA) crimes gerais

Ao analisar os mapas de *clusters*, através dos indicadores locais de Associação Espacial (LISA) para crimes contra pessoa por 100 mil habitantes, verificou-se que há concentração de crimes na Região Metropolitana de São Paulo

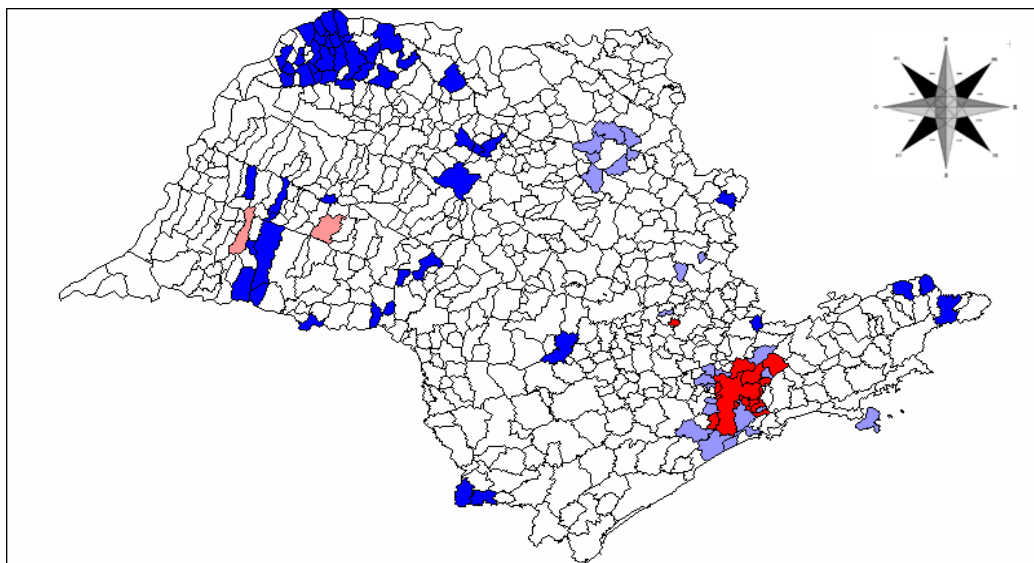
Mapa 10: Mapa Cluster para crime contra pessoa por 100mil habitantes em 2001



Fonte: elaboração própria do autor

O Mapa 10 evidencia uma formação de Cluster de crime contra pessoa na Região Metropolitana de São Paulo.

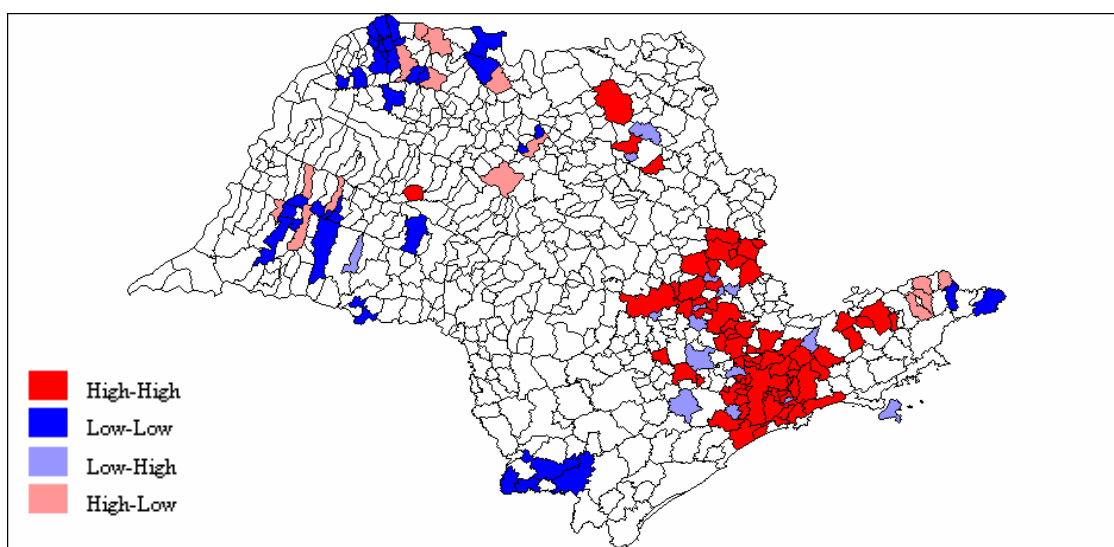
Mapa 11: Mapa Cluster para crime contra patrimônio por 100mil habitantes em 2001



Fonte: elaboração própria do autor

O crime contra o patrimônio assim como o crime contra pessoa também apresenta concentração na Região metropolitana de São Paulo, mesmo estando estas variáveis intensificadas por 100 mil habitantes.

Mapa 12: Mapa Cluster para logaritmo do crime contra patrimônio por 100mil habitantes em 2001



Fonte: Elaboração própria

Conforme é evidenciado do *Mapa 12*, ao colocar em logaritmo a área de *clusters* Alto-alto é ampliada para cidades como Piracicaba e Araras por exemplo.

2.5. Considerações finais do capítulo

Na literatura acerca da economia do crime, quando avaliado o aspecto regional, foram encontradas evidências de autocorrelação espacial da taxa de homicídio doloso por 100 mil habitantes como em Sartoris (2000) e em Almeida, Haddad e Hewings (2005). Ao contrário do que se esperava, a análise exploratória do crime no espaço revelou, quando avaliado o crime desagregado, uma ausência de associação espacial de crime para o Estado de São Paulo. A implementação inédita da correção *Empirical Bayes* em estudos de economia no Brasil pode ser considerada outra contribuição importante deste trabalho.

Todavia, é importante ressaltar que, este estudo é parte de uma investigação mais profunda dos determinantes da criminalidade no Estado de São Paulo que se desdobrará no próximo capítulo. Assim, no segundo momento, buscar-se-á identificar as relações entre crime contra o patrimônio, também utilizado neste capítulo, com variáveis econômicas e sociais implementando as técnicas de econometria espacial.

Iniciou-se este estudo avaliando os números absolutos de homicídio doloso, verificando uma ínfima autocorrelação deste tipo de crime no espaço. Como esta não é a melhor forma de tratar este fenômeno, utilizou-se a taxa de homicídio doloso por 100 mil habitantes. Mesmo trocando a matriz de peso espacial e retirando o *outlier*, verificou-se ausência de associação espacial deste tipo de crime no espaço. Ao implementar a correção *Empirical Bayes*, ainda não implementada nas análises da criminologia, pôde-se confirmar as evidências anteriormente apontadas.

Ao avaliar os roubos por veículos chegam-se as mesmas conclusões, porém, neste caso, a correção (*EB*), não fez diferença. Em relação aos roubos também não foi encontrado autocorrelação espacial e nem mesmo a retirada do *outlier* sendo a correção de (*EB*) significativos. Os furtos, por outro lado, verificou-se a presença de mais valores discrepantes. Quanto à correção (*EB*) estes fizeram diferença nos resultados numéricos, mas as conclusões permaneceram as mesmas, ausência de associação espacial do crime no espaço. O mesmo ocorre com furto de veículos.

No que diz respeito às análises de *clusters*, quando se verifica os números absolutos, observa-se *clusters* bem definidos para todos os tipos de crime na Região Metropolitana de São Paulo. Tal fato fica evidente quando se atenta o caso dos homicídios dolosos. Porém, ao intensificar esta variável, a concentração na RMSP se dissipa.

Assim como para os indicadores globais de associação espacial, a correção (EB) mostrou-se fundamental na avaliação de formação de *clusters* para taxas de homicídio doloso por 100 mil habitantes. Quando este é aplicado, a estrutura de *clusters* modifica-se completamente aparecendo novas concentrações que não haviam sido evidenciadas nem mesmo com a análise dos números absolutos.

A variável roubo de veículos não verificou profundas modificações nem com a intensificação das variáveis, nem mesmo com a correção (EB). O mesmo ocorre com os roubos.

Apesar de apresentar configurações diferentes em seus *clusters*, os delitos furto, também não modifica sua configuração ao aplicar a correção de (EB).

Ao avaliar os crimes de forma mais agregada, contra pessoa e contra patrimônio a autocorrelação espacial se faz presente. Em relação ao crime contra pessoa por 100 mil habitantes, observa-se um *I* de Moran com um valor de 0,1364 sendo este altamente significativo, indicando uma autocorrelação espacial positiva. As mudanças da matriz de peso espacial, forma utilizada para verificar a robustez dos resultados, reduziu o indicador de autocorrelação para 0,0706, porém mantendo-se significativo.

Foram identificados quatro informações discrepantes. Para verificar se estes valores são a fonte da autocorrelação elas foram retiradas, provocondo um aumento do *I* de Moran para 0,5654. Ao fazer o mesmo teste pelo método da normalidade no programa *SpaceStat* encontrou-se um *I* de Moran de 0,1366 sendo significativo, ou seja, rejeita-se a hipótese nula da não autocorrelação.

Em relação ao crime contra o patrimônio verificou-se um *I* de Moran em 0,1018 revelando a existência de autocorrelação espacial e se mantém mesmo mudando a matriz de peso espacial. O cálculo do *I* de Moran pelo método da normalidade apresentou o mesmo resultado. Ocorre o surgimento dos mesmos *outliers* que também implicam na redução da autocorrelação espacial, como no caso do crime contra pessoa.

A análise de *clusters*, revelou a concentração de crimes na Região Metropolitana de São Paulo. O crime contra o patrimônio assim como o crime contra pessoa também apresenta concentração na Região metropolitana de São Paulo, mesmo estando estas variáveis intensificadas por 100 mil habitantes, ao contrário dos crimes desagregados.

A presença da autocorrelação no crime contra o patrimônio implica na impossibilidade de utilizar a regressão clássica a-espacial. Assim, para atingir os objetivos do capítulo três, faz-se necessário a implementação dos modelos de econometria espacial.

CAPÍTULO 3: MODELO EXPLICATIVO DA CRIMINALIDADE NO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ANÁLISE ESPACIAL

O modelo clássico de análise de regressão linear ($Y_c = \beta X + \varepsilon$) não incorpora os componentes espaciais. No estudo de modelos com dados regionais, é comum a constatação de efeitos de interdependência nas diferentes regiões, com fatores explicativos. As variáveis em estudo, em diferentes regiões, estão relacionadas entre si, e esta relação é mais forte quanto mais próxima estiverem uma região da outra. Muitas vezes a explicação de um fato ou comportamento de uma variável em um espaço específico também deve considerar as interações no interior de tal localidade. Segundo Lesage (2004), em alguns casos, o tratamento inapropriado de dados amostrais com dependência espacial pode levar a estimadores ineficientes e (ou) viesados assim como inconsistente.

Pode-se definir econometria espacial como a coleção de técnicas que trabalha com as peculiaridades causadas pelo espaço. O termo “econometria espacial” foi, de acordo com Anselin (1988) apud Sartoris (2000), por Jean Paelinck no início da década de 1970 para denominar a área do conhecimento que lida com a estimação e testes do modelo econométrico multi-regionais.

Almeida (2006) esclarece que os componentes espaciais que são incorporados no modelo a fim de captar os aspectos da interação espacial pode tomar a forma de defasagem na variável dependente (Wy), nas variáveis independentes (Wx) e/ou defasagem no termo de erro (Wu). Tais componentes podem aparecer isoladamente ou em conjunto.

Conforme Figueiredo (2002), esse procedimento busca aprimorar os métodos econométricos tradicionais, incorporando, explicitamente, os efeitos espaciais, a dependência espacial e heterogeneidade espacial. A dependência espacial aparece quando há relação entre o que acontece em uma unidade no espaço e o que acontece nas demais e pode ser oriunda de erros de delimitação geográfica das unidades analisadas, de problemas de agregação ou mais importantes, de externalidades que afetam certas unidades, com efeitos extrapolados para outras geograficamente.

A heterogeneidade espacial se associa com a ausência de estabilidade de certos parâmetros no espaço. Por isto, estes devem variar entre as diferentes localidades, ou ainda, mudar a forma estrutural do modelo. Essas heterogeneidades podem ser vistas como erros

de mensuração oriundos de variáveis ignoradas, ou erros de especificação do modelo, que geram heterocedasticidade.

3.1 Modelo de econometria Espacial

Assim a econometria espacial trata as inter-relações espaciais (autocorrelação espacial) e estrutura espacial (heterogeneidade espacial) em modelos de regressão dando destaque ao alcance global e local da autocorrelação espacial. Neste trabalho utilizaram-se dados de seção cruzada.

3.1.1 Modelo de Defasagem Espacial

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

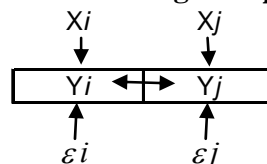
$$y = \rho W y + \varepsilon \quad (29)$$

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

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (30)$$

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

Figura 12: Representação esquemática do modelo de defasagem espacial



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

Ao passar o termo que capta o fenômeno espacial, da equação 30, para a esquerda, separando os termos, obtém-se:

$$y - \rho w y = X\beta + \varepsilon \quad (31)$$

Pode-se a partir daí colocar y em evidência:

$$y(I - \rho w) = X\beta + \varepsilon \quad (32)$$

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

$$Y = (I - \rho w)^{-1} X + (I - \rho w)^{-1} \varepsilon \quad (33)$$

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

Sendo que $(I - \rho w)$ deve ser não-singular⁶ para ser invertida e $(I - \rho w)^{-1}$ representa uma série infinita que envolve os erros em todas as regiões.

$$(I - \rho w)^{-1} = (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots) \varepsilon \quad (34)$$

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

$$E(yy') = \sigma^2 [(I - \rho w)(I - \rho w)']^{-1} \quad (35)$$

Este modelo precisa ser estimado por máxima verossimilhança (MV), procedimento implementado no programa SpaceStat, ou pelo método de variáveis instrumentais (VI) por causa da simultaneidade implicada pela matriz plena.

⁶ Uma matriz W é dita singular quando o determinante desta é nulo, igual a zero.

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

De acordo com Gujarati (1995), o método de Máxima Verossimilhança (MV) possui boas propriedades teóricas e que se o erro é normalmente distribuído os coeficientes deste método serão idênticos ao método dos mínimos quadrados ordinários. O princípio da estimação por (MV) é gerar parâmetros que maximizem a probabilidade, a verossimilhança, que os valores obtidos na amostra sigam a distribuição da população. As propriedades que Gujarati (1995) se referiu como úteis são que estes estimadores são consistentes, têm distribuição assintótica normal e são assintoticamente eficientes, (GREENE, 1997). Para que estas propriedades sejam alcançadas, é necessário expandir o tamanho da amostra tendendo-a ao infinito.

A estimação de modelos espaciais pode por via da otimização da função log-verossimilhança. Tomando o modelo [(30), ($y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$)], com $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$, a função log-verossimilhança para o modelo de defasagem espacial segue, de acordo com Almeida (2006):

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \sum \ln |I - \rho W| - \frac{\varepsilon' \varepsilon}{2\sigma^2} \quad (36)$$

Sendo que:

$$\varepsilon = y - \rho Wy - X\beta \quad (37)$$

Substituindo essa expressão (37) na (36) obtém-se:

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \sum \ln |I - \rho W| - \frac{(y - \rho Wy - X\beta)' (y - \rho Wy - X\beta)}{2\sigma^2} \quad (38)$$

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

para a estimação de diversos modelos econométricos espaciais, pois podem viesar os parâmetros.

3.1.2 Modelo com Erro Auto-Regressivo Espacial

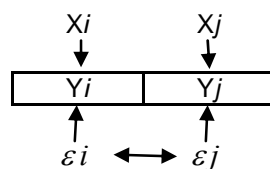
Este modelo captura os efeitos espaciais não modelados e que possui uma tendência de queda nesse efeito ao longo do espaço. Partindo de um modelo de erro auto-regressivo de primeira ordem em que:

$$y = X\beta + u \quad (39)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (40)$$

Em que segundo Kelejian e Prucha (1999), y é um vetor de $N \times 1$ observações de variável dependente, X é uma matriz de $N \times K$ de observações de variáveis explicativas, β é um vetor de parâmetros do modelo a ser estimado. Enquanto u seria o vetor de distúrbios onde o seu coeficiente λ é o parâmetro do erro auto-regressivo espacial menor que 1, e que acompanha a defasagem associada ao peso espacial, Wu .

Figura 13: Representação esquemática do Modelo com Erro Auto-Regressivo Espacial



A Figura 13 mostra a influência das variáveis explicativas e do erro determinando o comportamento da variável explicada, porém, com o erro impactando o comportamento o mesmo termo nos vizinhos. Isto significa que o padrão espacial se manifesta no termo não controlado no modelo e que contém uma estrutura espacial envolvida.

Também não se deve usar o método dos mínimos quadrados ordinários pois, apesar das estimativas serem não viesadas e consistente, os erros não são esféricos, levando as estimativas ineficientes.

A partir da equação (40), pode-se isolar u passando o termo que incorpora a interação espacial para a parte esquerda da equação:

$$u - \lambda Wu = \varepsilon \quad (41)$$

Colocando u em evidência:

$$u(I - \lambda W) = \varepsilon \quad (42)$$

Assim, temos:

$$u = (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (43)$$

Ao substituir a equação acima na (39), chega-se à forma reduzida:

$$Y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (44)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (45)$$

Novamente, $|\lambda| < 1$, e assumindo a matriz de peso espaciais normalizada na linha a expressão Leontief aparece como:

$$(I - \lambda W)^{-1} = I + \lambda W + \lambda^2 W^2 + \dots \quad (46)$$

Como a expansão de Leontief denota uma espécie de multiplicador espacial, fazendo que haja uma propagação do efeito atingindo outras regiões com uma intensidade decrescente à medida que afasta do epicentro do fenômeno.

Para estimar o modelo também pode-se usar a (MV). Supondo a normalidade dos erros, a função log-verossimilhança para o modelo de erro auto-regressivo espacial fica como descreve Almeida (2006):

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln \pi - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \lambda W| - \frac{1}{2\sigma^2} (y - X\beta)' (I - \lambda W)' (y - X\beta) \quad (47)$$

Neste caso também aparece o Jacobiano da transformação $[\det(I - \lambda W)]$ na função (47) acima, o que torna a estimação por MQO inapropriada pois assim como no modelo auto-regressivo, aqui o método clássico não minimiza os resíduos considerando o Jacobiano.

Contudo, quando o modelo apresentar não normalidade nos erros, as estimativas do modelo de erro espacial por MV tornam-se inválidas. (ALMEIDA, 2006). Uma alternativa para realizar tal estimação que prescindir daquele pressuposto foi sugerida por Kelejian e Prucha (1999). Tal processo denominado Método Generalizado de Kelejian e Prucha⁷ emitem estimadores assintoticamente consistente que, em grandes amostras, correspondem

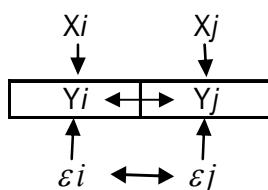
⁷ Este processo está implementado no SpaceStat, programa próprio para tratar econometria espacial utilizado neste trabalho

ao MV. Assim, este estimador deve ser implementado em grandes amostras, como nesse estudo.

3.1.3 Modelo Misto com Defasagem Espacial e Erro Auto-Regressivo Espacial

Nos tópicos anteriores, pôde-se constatar formas de controlar separadamente (dois modelos diferentes) o processo de difusão de uma variável (efeito modelado), e um avanço de um fenômeno não identificado por uma variável explicativa no modelo (efeito não-modelado). Contudo, esses efeitos podem se espalhar por todas as regiões concomitantemente, justificando o uso do modelo apresentado nesta seção representado pela figura abaixo.

Figura 14: Representação esquemática do Modelo com Defasagem Espacial com Erro Auto-Regressivo Espacial



A Figura 14 mostra a influência das variáveis explicativas e do erro determinando o comportamento da variável explicada com ambos influenciando o comportamento dos termos nos vizinhos. Isto significa que o padrão espacial se manifesta nos termos controlados e não controlados no modelo e que contém uma estrutura espacial envolvida.

Partindo do Modelo de Defasagem Espacial, $y = \rho W_1 y + X\beta + u$, (30), e do comportamento do termo do erro autocorrelacionado, $u = \lambda W_2 u + \varepsilon$, (40) dá origem ao modelo:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + u$$

$$u = \lambda W_2 u + \varepsilon \quad (48)$$

Ao juntar os termos do modelo acima e reorganizar, obtém-se o modelo que segue:

$$Y = (I - \rho W_1)^{-1} X\beta + (I - \rho W_1)^{-1} (I - \lambda W_2)^{-1} \varepsilon \quad (49)$$

$$Y = \rho W_1 Y + \lambda W_2 Y - \lambda \rho W_2 W_1 Y + X\beta - \lambda W_2 X\beta + \varepsilon \quad (50)$$

Nota-se que as matrizes W_1 e W_2 ser de características diferentes, Rainha e k- vizinhos mais próximos, por exemplo, e quando essas são iguais, dizemos que é um caso particular.

Este modelo ao ser gerado por MQO implicará em estimativas inconsistentes e ineficientes. Pode-se estima-lo por dois métodos: máxima verossimilhança, que exige a normalidade dos resíduos e pelo método de mínimos quadrados de dois estágios generalizado de Kelejian e Prucha.

Anselin(1988), apud Almeida(2006), ressalta que esse modelo se trata de expressões não lineares e dever-se-ia usar uma notação simplificada. Além disso, a função log-verossimilhança exibiria dois Jacobianos que fariam que a estimação por MQO não seja equivalente à estimação por máximoverossimilhança. Para que seja garantida as propriedades assintóticas da estimação por MV, quando as matrizes forem linearizadas nas linhas, os parâmetros λ e ρ devem ser menor que um, ou seja, assumir comportamento não explosivo.

$$\ln L = -\left(\frac{n}{2}\right)\ln \pi - \ln - \left(\frac{1}{2}\right)\ln \sigma^2 + \ln|A| + \ln|B| - \left(\frac{1}{2}\sigma^2\right)(AY - X\beta)' B(AY - X\beta) \quad (51)$$

A expressão acima representa a função log-verossimilhança simplificada por Anselin (1998), sendo que $|A|$ e $|B|$ são os Jacobianos comentados.

O método proposto por Kelejian e Prucha (1998), adota um procedimento de três passos. Em primeiro lugar estima-se o modelo de defasagem espacial por MQ2E, usando como instrumentos WX , W^2x , W^3X , etc.. Posteriormente utiliza-se os resíduo de MQ2E do passo anterior aplicando no método generalizado dos momentos de Kelejian e Prucha para obter estimativas consistentes de λ . Em seguida utiliza-se esta última estimativa o modelo.

3.2 Identificação dos modelos

Como foi discutido neste mesmo capítulo, a presença de autocorrelação espacial implica que o modelo clássico estimado por MQO não ser o melhor justificando o uso de modelos espaciais estimados por máximoverossimilhança, por exemplo. Para averiguar a validação do modelo assim como para verificar qual é o mais apropriado deve-se recorrer a testes que averigúe a presença de autocorrelação espacial. Tais testes podem ser gerais (difusos) ou específicos (focados).

Os testes gerais são aqueles que a hipótese alternativa não é associada a um modelo. No caso dos testes específicos, por outro lado, permitem a identificação do modelo mais indicado, pois é capaz de indicar o tipo de predominância da autocorrelação na regressão assim como o fator gerador desta.

3.2.1 Testes gerais

3.2.1.1 Teste de I de Moran adaptado

A adaptação do I de Moran para o contexto da análise de regressão linear foi sugerido por Cliff e Ord (1981) apud Almeida (2006). Seria um teste simples sobre autocorrelação espacial entre os vizinhos mais próximos que assume a forma já conhecida:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_0} \right) \left(\frac{Z_t' W Z_t}{Z_t' Z_t} \right) \quad (21)$$

Em que $Z = Y - Xb$, e b é o estimador MQO para β e S_0 é $\sum_i \sum_j W_{ij}$, ou seja, um fator de normalização.

De acordo com Perobelli et al (2005), quando a matriz de pesos espaciais é normalizada na linha, ou seja, quando a soma dos elementos de cada linha for igual a um a expressão (4) poderá ser rescrita como se segue:

$$I_t = \left(\frac{Z_t' W Z_t}{Z_t' Z_t} \right) \quad (23)$$

Nota-se que I é baseada nas somas de produtos cruzados de resíduos para as regiões adjacentes. É importante ressaltar que a hipótese nula deste teste assume que os resíduos da regressão estimada por MQO são distribuídos sem padrão específico no espaço. Desta forma se rejeita H_0 pode-se afirmar que os resíduos são autocorrelacionados no espaço. Esta autocorrelação pode ser derivada da má especificação do modelo, da heterocedestividade e a ausência de normalidade nos resíduos aumentando a significância de tal teste.

Este é um teste não aponta para o tipo de autocorrelação espacial predominante, se é defasagem espacial ou de erro espacial. Tal fato leva a necessidade de utilizarmos os testes específicos.

3.2.1.2 Teste de Kelejian-Robinson (KR).

Este também é um teste geral porém possui uma vantagem em relação ao I de Moran pois mesmo com a presença de heterocedasticidade, não há necessidade de normalidade dos erros. Todavia este procedimento deve ser usado apenas em grandes amostras pois este teste exibe características assintóticas. Este teste, assim como os demais especificados neste estudo, estão implementados no SpaceStat, programa utilizado neste trabalho.

Conforme Almeida (2006), a hipótese nula é que os resíduos são distribuídos aleatoriamente ao longo do espaço, ou seja, rejeitar a hipótese nula corresponde afirmar que há autocorrelação espacial.

3.2.2 Testes específicos

A maior parte dos testes específicos é do tipo Multiplicador de Lagrange. De acordo com Almeida (2006), para construir um teste deste tipo é necessário, inicialmente, construir um vetor escore derivado da função log-verossimilhança:

$$d_{\theta} = \partial \ln L / \partial \theta \quad (52)$$

Sendo θ um parâmetro qualquer e L representando a função verossimilhança.

Posteriormente deve-se obter a matriz de informação:

$$\text{Inf}(\theta) = -E \left(\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta \partial \theta'} \right) \quad (53)$$

Por fim deve-se avaliar o vetor escore e a matriz de informação para $\theta = 0$.

A estatística de teste de multiplicador de Lagrange é dada por:

$$ML = d_{\theta} \cdot \text{Inf}(\theta)^{-1} \cdot d_{\theta} \quad (54)$$

3.2.2.1 Teste Multiplicador de Lagrange (ML _{ρ})

Este é um teste derivado do multiplicador de Lagrange contra a defasagem espacial. É baseado no vetor escore e na matriz de informação e sob a hipótese nula que não há autocorrelação espacial. $H_0: \rho = 0$. Para tal assume-se inicialmente que os erros não sejam espacialmente correlacionados, $\lambda = 0$.

Para obter o vetor escore da função (38), deve-se deriva-la em relação a ρ . Deve-se também verificar tal escore para $\rho = 0$.

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \sum \ln |I - \rho W| - \frac{(y - \rho W y - X\beta)' (y - \rho W y - X\beta)}{2\sigma^2} \quad (38)$$

Derivando encontra-se:

$$d_\rho = -tr(I - \rho W)^{-1} W + \left(\frac{e' W Y}{\sigma^2} \right) \quad (55)$$

Se $\rho = 0$, o primeiro termo da expressão (55) acima é zero porque por convenção $tr(W) = 0$.

Desta forma tem-se que:

$$d_\rho = \left(\frac{e' W Y}{\sigma^2} \right) \quad (56)$$

Agora é necessário obter a matriz de informação.

$$Inf = \begin{bmatrix} \frac{tr[W^2 + W'W] + [WX\beta]' [WX\beta] / \sigma^2}{(X'WX\beta) / \sigma^2} & \frac{(X'WX\beta)' / \sigma^2}{(X'X) / \sigma^2} \end{bmatrix} \quad (57)$$

Com o escore e a matriz de informação substitui-se ambos na equação (54) e chega-se a fórmula de teste.

$$ML_\rho = \frac{(e' W Y / S^2)^2}{\left\{ \frac{(WXb)' M W X b}{S^2} + tr[W'W + W^2] \right\}} \quad (58)$$

De acordo com Almeida (2006), S^2 é a estimativa do erro e b é um vetor $k \times 1$ com as estimativas dos coeficientes MQO.

3.2.2.2 Teste Multiplicador de Lagrange (ML λ)

Outro teste específico unidimensional é o Teste Multiplicador de Lagrange contra a autocorrelação espacial na forma do modelo de erro auto-regressivo espacial. A fórmula de cálculo segue o item anterior. Assume-se como pressuposto que $\rho = 0$ para a hipótese nula que $H_0: \lambda = 0$.

Após os passos do item acima chega-se a estatística:

$$ML_{\lambda} = \frac{\left(e' W Y / S^2 \right)^2}{tr[W' W + W^2]} \quad (59)$$

3.2.3 Testes específicos (robustos de multiplicador de Lagrange)

3.2.3.1 Teste multiplicador de Lagrange (ML_{λ} robusto)

Devido o baixo poder dos teste específicos apresentados acima, problema este proveniente do fato que ML_{λ} seguir uma distribuição qui-quadrada com 1 grau de liberdade, se $\rho=0$. Se houver má especificação local, $\rho \neq 0$, este teste transforma-se numa qui-quadrada não centralizada fazendo que a hipótese nula seja rejeitada frequentemente. (ALMEIDA, 2006).

As versões robustas dos testes específicos são extensões que permitem contornar esse problema. Assumindo a forma para teste:

$$ML_{\lambda}^* = \frac{\left(d_{\lambda}' T \sigma^2 C^{-1} d_{\rho} \right)^2}{\left[T(1 - T \sigma^2 C) \right]} \quad (60)$$

$$C = (WXd)' M(WXb) + T \sigma^2 \quad (61)$$

$$T = tr(WW + W'W) \quad (62)$$

Sendo que d_{λ} e d_{ρ} são respectivamente o escore para o erro e para a defasagem. Nesse teste é incluído um fator de correção da não-centrlidade da distribuição qui-quadrada corrigindo a presença de $\rho \neq 0$ tornando ML_{λ}^* poderoso.

3.2.3.2 Teste multiplicador de Lagrange (ML_{ρ} robusto)

Este teste é similar ao apresenta anteriormente para erro, aqui é tEstado se $\rho=0$ incorporando um fator de correção para lidar com a má especificação local do modelo, neste caso $\lambda \neq 0$. Este teste pode ser considerado como mais poderoso o que é interessante pois ignorar a presença da defasagem espacial pode acarretar estimativas viesadas e inconsistentes. Se for ignorado o erro espacial os estimadores tornam-se apenas ineficientes.

3.2.3.3 Teste Wald

O teste assintótico do tipo Wald pode ser usado para averiguar a dependência espacial tanto na forma da defasagem espacial quanto de erro.

Para a defasagem espacial a formula estatística se da como segue:

$$\text{Wald}_\rho = \frac{\rho}{\sqrt{(\text{asy } \text{Var}[\rho])}} \approx N(0,1) \quad (63)$$

O teste Wald para o erro é dado por:

$$\text{Wald}_\lambda = \frac{\lambda}{\sqrt{(\text{asy } \text{Var}[\lambda])}} \approx N(0,1) \quad (64)$$

As estatísticas seguem uma normal padronizada.

3.2.3.4 Teste Razão de Verossimilhança (RV)

Esse é um teste unidimensional utilizado para verificar a autocorrelação espacial tanto na forma de defasagem quanto erro.

Tais estatísticas são dadas por:

$$\text{RV}_\lambda = 2[LIK_{\text{erro}} - LIK_{\text{MRLC}}] \quad (65)$$

$$\text{RV}_\rho = 2[LIK_{\text{log}} - LIK_{\text{MRLC}}] \quad (66)$$

O LIK_{Lag} é o valor da função log-verossimilhança para modelos de defasagem espacial ao passo que LIK_{erro} é o valor da função log-verossimilhança para o modelo de erro e LIK_{MRLC} é o valor para a função log-verossimilhança para o modelo de regressão linear clássica.

3.3 Identificação e estimação dos modelos: resultados encontrados

A geração de modelos explicativos do crime pode ser importante instrumento para um controle efetivo da criminalidade. A principal preocupação deste estudo foi com base principalmente na abordagem econômica, verificar se os crimes decorrem de situações específicas da atividade econômica, verificando se há padrão de associação espacial entre as variáveis descritas no Quadro 1. Deste modo, pretende-se verificar se tais variáveis têm influência nas taxas de crime nos municípios do Estado estudado, analisando os crimes contra o patrimônio. Para tal recorrerão às técnicas da econometria espacial.

Como geralmente o método dos mínimos quadrados ordinários é tido como o melhor processo desde que atenda algumas hipótese, inicialmente, gerou-se a regressão representada na Tabela 1 utilizando MQO, estando todas as variáveis em logaritmo. Nota-se que grande parte das variáveis apresentaram-se estatisticamente significativas, com exceção do percentual de crianças em domicílio com renda per capita menor que R\$ 75,00, em 1991, da variação do produto total de 2000 para 2001 e do percentual de mulheres chefes de família sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos em 1991.

Tabela 1: Primeira regressão

Código	MQO		
	Sinal esperado	Valor do coefic	Sign.
Constante		-4,41	0,0000001
LCPS10m	+	1,03	0,0000001
LRPC01	+	0,41	0,0000040
LPRPTG	-	-0,04	0,0000010
LII00	+	0,44	0,0000010
LPCDRM75	+	0,41	0,8700000
LPu_área	+	0,04	0,0600000
LVP0/01	-	0,02	0,2500000
LIVulner	+	-0,03	0,7943780
LPoll	-	0,18	0,0000010

Fonte: elaborado pelo próprio autor a partir do SpaceStat

Em relação ao sinal esperado, duas variáveis mostraram-se destoante da teoria econômica. Espera-se que quanto maior a variação da renda, menor deveria ser a criminalidade, pois baseado na *Lei de Okun* variação da produção associa-se a incremento no emprego e assim, conforme Andrade et al (2003), estaria aumentando o retorno líquido da atividade lícita. Seria relativamente mais oneroso do ponto de vista econômico atuar nas atividades criminais. Contudo, conforme foi o parágrafo anterior, esta variável não foi estatisticamente significativa. Além disso como verifica-se adiante, esta primeira regressão apresenta alta multicolinearidade, fato que pode afetar o sinais esperados dos estimadores. O contraste entre os sinais também é verificado para Livulner e Lpoll.

O modelo obteve alto grau de ajustamento, R^2 em 0,94 e muito significativo, pois o valor de prob ficou em 0,00000001. Desconsiderando a constante, a eficiência de polícia,

apesar do sinal contrário do esperado, apresentou o maior coeficiente, 1,85 acompanhado do componente inercial, crime contra pessoa por 100 mil habitantes, 1,03. Índice de indigência verificou um β igual a 0,44, enquanto a renda per capita obteve um β igual a 0,41.

Tabela 2: Diagnósticos da primeira regressão

MQO		
Teste	Valor	Sign.
Diagnóstico da regressão		
Multicolinearidade	115.04	
Teste de normalidade de erros		
Jarque Bera	64.26	0,00000
Diagnóstico da heterocedasticidade		
Koenker-Bassett	25.03	0,00010
Teste especificação robusta(White)	129	0,00000
Diagnóstico de dependência espacial		
Moran's I (Erro)	7,37	0,00000
Multiplicador de Lagrange (Erro)	50,95	0,00000
Multip. de Lagr. robusto (Erro)	36,57	0,00000
Kelejian-Robinson (Erro)	70,41	0,00000
Multiplicador de Lagrange (Lag)	21,3	0,00040
Multip. de Lagr. robusto (Lag)	7,88	0,00498
Multiplicador de Lagrange (Sarma)	57,87	0,00000
AIC=922; SC=962		Lik =452,2 R²=94,9

Fonte: elaborado pelo próprio autor a partir do SpaceStat

Quanto aos outros diagnósticos da regressão pode-se verificar no quadro acima que o indicador de multicolinearidade apresentou um número muito elevado 115, segundo os critérios de Anselin (1992). Tal fato torna o grau de ajustamento do modelo pouco confiável. O pressuposto da normalidade dos erros foi refutada pelo teste de Jarque-Bera, rejeitando H_0 de que os erros são normais com um p-valor de 0,000001. Além disto o teste de Koenker-bassett aponta que o modelo é heterocedástico.

Além dos problemas apontado anteriormente, os erros revelaram, através do I de Moran, ser autocorrelacionados, pois o valor de prob. ficou muito baixo 0,000001. Tal fato gera estimadores dos parâmetros não viesados porém não eficientes. Como as variâncias

dos parâmetros são subestimadas os testes de hipóteses apresentarão problemas. Deve-se, desta forma, buscar modelos alternativos para representar o fenômeno criminal.

O diagnóstico de dependência espacial indicou ainda que o modelo de erro espacial como o melhor. O Multiplicador de Lagrange para o modelo de Erro foi significativo com um valor de prob igual a 0,000000. Este teste robusto ficou em 0,000000, assim como o teste de Kelejian-Robinson para o Erro.

Rodou-se uma segunda regressão retirando o crime contra pessoa, a constante, as demais variáveis sem significância estatística acrescentando o indicador de vulnerabilidade, agora estatisticamente significativa, assim como uma *dummy* dos *outliers* dos resíduos (tentativa de controlar a não normalidade dos resíduos). O logaritmo do índice de indigência foi retirado pois este foi detectado como fonte de multicolinearidade.

Os resultados da estimação do modelo revelam que todas as variáveis são significativas. Os sinais da regressão também foram compatíveis com a teoria econômica. Contudo o grau de ajustamento do modelo diminuiu para um R^2 igual a 41,46, o que é de se esperar uma vez que o modelo torna-se homocedástico e sem multicolinearidade.

Como pode ser verificado na Tabela 3, o coeficiente da *dummy* dos valores discrepantes dos resíduos foi considerado significativa no modelo. No entanto, de acordo com a Tabela 4 à frente, a inclusão desta variável não foi capaz de resolver o problema da não normalidade dos resíduos. A hipótese desta normalidade foi refutada pelo teste de Jarque-Bera.

Tabela 3:segunda regressão

Código	MQO		
	Sinal esperado	Valor do coefic	Sign.
LRPC01	+	1,55	0,000000
LPRPTG	-	-0,9	0,002109
LPu_área	+	0,31	0,000000
LIvulner	+	0,75	0,000800
LPoll	-	-0,55	0,000010
Dummy		3,46	0,000000

Fonte: elaborado pelo próprio autor a partir do SpaceStat

O problema da multicolinearidade foi controlado como mostra seu valor, 37, próximo do número recomendado por Anselin (1992), 30, contra 115 da primeira regressão.

Tabela 4: Diagnóstico da segunda regressão

MQO		
Teste	Valor	Sign.
Diagnóstico da regressão		
<hr/>		
multicolinearidade	37	
<hr/>		
teste de normalidade de erros		
Jarque Bera	107	0,00000
<hr/>		
Diagnóstico da heterocedasticidade		
Koenker-Bassett	6,7	0,33544
teste especificação robusta(White)	60	0,00014
<hr/>		
Diagnóstico de dependência espacial		
Moran's I (Erro)	3,6	0,00018
Multiplicador de Lagrange (Erro)	12,6	0,00038
Multip. de Lagr. robusto (Erro)	4	0,01486
Kelejian-Robinson (Erro)	15,7	0,02474
Multiplicador de Lagrange (Lag)	6,8	0,00902
Multip. de Lagr. robusto (Lag)	0,99	0,75000
Multiplicador de Lagrange (Sarma)	12,3	0,00170
<hr/>		
AIC=249; SC=2519	Lik = 1240	R²= 46

Fonte: elaborado pelo próprio autor a partir do SpaceStat

Quanto o problema da heterocedasticidade, como já foi salientado, também não ocorre nesta nova regressão sendo o valor o teste de Koenker-Bassett não significativo aceitando a hipótese da homocedasticidade.

Em relação aos diagnósticos de dependência espacial, o teste *I* de Moran, Kelejian-Robinson (erro), teste que prescinde da homocedasticidade, e os teste assintóticos indicam a presença de autocorrelação espacial nos resíduos. Este fato se esclarece ao observar que K-R erro, LM-erro e LM robusto-erro serem mais significativos que os indicadores de teste do modelo de Lag espacial.

O diagnóstico de dependência espacial aponta o modelo de Erro Espacial como sendo o melhor. Como existe a presença da não normalidade dos erros, gerou-se a terceira regressão pelo Método dos Momentos Generalizados de Kelejian e Prucha (1999).

O modelo de Erro Espacial apresentou estimativas com os sinais esperados de acordo com a teoria, contudo, nem todas as variáveis foram significativas. O logaritmo do percentual da renda oriunda do trabalho, pela primeira vez neste estudo testada como componente explicativo, não foi significativa. Entretanto, o sinal esperado para este foi compatível com a teoria econômica, ou seja, quanto maior o retorno da atividade legal, menor seria o incentivo para o indivíduo atuar no campo ilícito. O logaritmo do percentual da renda proveniente das transferências governamentais foi significativo a 10 % mas não a 5%.

Tabela 5: Terceira regressão

Código	Modelo de erro - MMG		
	Sinal esperado	Valor do coefic	Sign.
LRPC01	+	1,621	0,0000
Lprt	-	-0,355	0,3950
LPRPTG	-	-0,586	0,0850
LPu_área	+	0,441	0,0000
Livulner	+	0,75	0,0008
LPoll	-	-0,58	0,0020
Lambda		0,1911	

Fonte: elaborado pelo próprio autor a partir do SpaceStat

Retirou-se a primeira variável citada como não significativa estatisticamente (LPRT), gerando outro modelo econométrico pelo mesmo método. Os resultados podem ser verificados na Tabela 6 a seguir.

Tabela 6: quarta regressão

Código	Modelo de erro - MMG		
	Y	Sinal	Valor do
Lcpat10m	esperado	coefic	Sign.
LRPC01	+	1,39501	0,000
LPRPTG	-	-0,65987	0,045
LPu_área	+	0,46279	0,000
Llvulner	+	0,731357	0,002
LPoll	-	-0,61661	0,000
Lambda		0,192068	0,000

Fonte: elaborado pelo próprio autor a partir do SpaceStat

Podem-se retirar deste modelo algumas conclusões interessantes. Glaser e Sacerdote (1999) mostram uma correlação positiva entre tamanho das cidades e taxas de crime per capita. Segundo os autores, as cidades podem criar retornos extensos para o crime pela densidade de vítimas em áreas urbanas. De fato esta foi uma das constatações deste estudo. Como pode-se verificar no quadro acima, o logaritmo da população urbana intensificada por área mostrou-se diretamente relacionada com o delito desta regressão.

Andrade e Lisboa (2000) encontraram a existência de uma inércia nas taxas de homicídio. As gerações que possuem altas taxas de homicídio quando jovens tenderiam a apresentar altas taxas de homicídio por todo o seu ciclo de vida. Levitt e Dubner (2005) identificaram que a maior causa da queda dos indicadores criminais nos Estados Unidos no período estudado foi devido à diminuição da vulnerabilidade oriunda da lei do aborto. Estes resultados são compatíveis com a regressão gerada neste trabalho.

A diminuição da vulnerabilidade, assim como um incremento na transferência do governo como percentual da renda, são ambos mais eficientes na diminuição da criminalidade que os demais fatores, com exceção ao logaritmo da renda per capita. Não seria desejado por nenhuma sociedade políticas de retração de renda para combater o número de crimes, portanto, deve-se ater às outras variáveis.

Como o índice de vulnerabilidade é uma variável defasada, sua redução faria que o Estado de São Paulo percebesse num período subsequente um arrefecimento no crime contra o patrimônio. Uma maior parcela de transferência do governo em relação à renda,

por sua vez, teria um efeito imediato na redução deste tipo de crime. Por fim, o lambda, apesar de não poder ser omitido, revelou o menor coeficiente, ou seja, as variáveis identificadas no modelo possuem maiores influência na determinação do crime contra o patrimônio do que a influência da vizinhança não determinada.

3.5 Considerações finais do capítulo

Conhecer os determinantes do crime e a relação entre a variável dependente com as explicativas, sinal esperado e a grandeza dessas interações, pode ser relevante para controlar o fenômeno criminal. Baseado na abordagem econômica construiu-se um modelo implicativo do crime contra o patrimônio, averiguando a decorrência dos delitos em decorrência de situações específicas através das técnicas da econometria espacial.

Estimou-se por MQO um primeiro modelo, em logaritmo. Grande parte das variáveis apresentaram-se estatisticamente significativas, porém algumas apresentaram sinais contrário do esperado. Este fato pode ser derivado da presença da alta multicolinearidade (GREENE, 1997). Este fato também pode explicar o alto grau de ajustamento, R^2 em 0,94. Constatou-se ainda, o problema da não normalidade dos erros e da heterocedasticidade contendo também erros autocorrelacionados. Os diagnósticos de dependência espaciais indicaram para o modelo de erro espacial como o mais indicado.

Rodou-se uma segunda regressão retirando o crime contra pessoa, a constante, as demais variáveis sem significância estatística acrescentando o indicador de vulnerabilidade assim como uma *dummy* dos *outliers* dos resíduos (tentativa de controlar a não normalidade dos resíduos). Os resultados da estimação do modelo revelam que todas as variáveis são significativas. Os sinais da regressão também foram compatíveis com a teoria econômica. Contudo, o grau de ajustamento do modelo diminuiu para um R^2 igual a 41,46, o que é de se esperar uma vez que o modelo torna-se homocedástico e sem multicolinearidade. No entanto, a inclusão da *dummy* dos valores discrepantes dos resíduos não foi suficiente para resolver o problema da não normalidade dos resíduos. Como o modelo descrito foi estimado por máximoverossimilhança, os diagnósticos da dependência espacial em todos os testes apontaram para o modelo de Erro Espacial. Cabe ressaltar que a persistência da não normalidade dos erros exigiu gerar uma terceira regressão pelo Método dos Momentos Generalizados.

O novo modelo de Erro Espacial apresentou-se significativo e em consonância com a teoria econômica. O logaritmo do percentual da renda oriunda do trabalho, pela primeira vez, neste estudo, testada como componente explicativo, não foi significativa. Entretanto, o sinal esperado para este foi compatível com a teoria econômica. O logaritmo do percentual da renda proveniente das transferências governamentais foi significativo a 10 % mas não a 5%.

Retirou-se a primeira variável gerando outro modelo econométrico pelo mesmo método. O logaritmo da população urbana intensificada por área mostrou-se diretamente relacionada com o delito desta regressão. Outro resultado interessante foi que com a diminuição da vulnerabilidade, assim como um incremento na transferência do governo como percentual da renda, diminuiriam a criminalidade e de forma mais eficaz que outros fatores, com exceção ao logaritmo da renda per capita. A diminuição da vulnerabilidade traria conseqüências a longo prazo, enquanto um controle imediato do crime estaria ligado a transferências do governo como percentual da renda. Como lambda revelou-se com menor coeficiente, a influência da vizinhança, não identificadas na forma de variáveis, que estavam causando problemas no modelo como omissão de variável, possuem menores influências na determinação do crime contra o patrimônio em relação as demais variáveis.

4. CONCLUSÃO

A sociedade contemporânea tem se deparado com um problema antigo que começa a sair de seu controle. A violência crescente tem levado a um conjunto de perdas, seja através dos custos com segurança pública e privada, com despesas hospitalares, ou com a incerteza geradora do mal estar, da sensação generalizada de insegurança.

As mudanças de fisionomia e de escala da violência podem ser atribuídas, pelas mudanças inerentes à sociedade, nas quais também mudam a administração de todos os aspectos da vida social, tecnológicos etc. A violência tornou-se um fato presente na sociedade atual a ponto de constituir um verdadeiro desafio para a consciência moral de nossos tempos.

O problema dos registros e conservação de dados é sempre mencionado. Devido alguns interesses dos governantes e da diferenciação de registro entre Estados, por exemplo, coloca em cheque a confiabilidade dos números relativos ao crime. Estes problemas se altera dependendo do contexto histórico. Em períodos de ditaduras, guerras e em anos de eleições. O viés do pesquisador também é importante na concepção dos trabalhos que tratam do assunto.

A compreensão da violência sempre estará ligada a pontos de vista institucionais, jurídicos, sociais e/ou pessoais segundo a fragilidade física e psicológica dos indivíduos. Portanto é de se esperar que surjam diferentes teorias que tentem elucidar a dinâmica da violência e do crime.

As teorias focadas nas patologias individuais distribui-se em natureza biológica, psicológica e psiquiátrica. A teoria da desorganização social é uma abordagem sistêmica que enfoca as comunidades locais avaliando as relações de amizade, ou outras relações do processo de socialização e aculturação do indivíduo, reportando-se aos fatores estruturais, ao *status* econômico, heterogeneidade étnica e mobilidade residencial além de fatores como degradação familiar e desorganização urbana. A teoria do controle social diz que quanto maior for o envolvimento do cidadão nos sistemas sociais, quanto maiores forem os seus elos com a sociedade e maior os graus de concordância com os valores e normas vigentes, menores seriam as chances desse ator tornar-se um criminoso. Há ainda diversas outras teorias explicativas como da associação diferencial, do autocontrole, da teoria internacional, entre outras.

A identificação de políticas preventivas para garantir a paz social a partir da conjugação de políticas sociais pode ser estrutural ou compensatória. A focalização das políticas regionais leva a uma maior eficiência ao combate ao crime. A representação do comportamento de um fenômeno pode ser feito através dos modelos econométricos. Estes conjugam a teoria com os dados da economia juntamente com recursos estatísticos tratando das interações entre variáveis e, no caso dos modelos econométricos espaciais, retratam influências e estrutura espacial.

Em vários trabalhos na literatura da economia do crime envolvendo as interações espaciais foram encontradas evidências de autocorrelação espacial. Este trabalho encontrou, ao contrário do que se esperava, através da análise exploratória do crime no espaço uma ausência de associação espacial de crime (desagregado) para o Estado de São Paulo. A implementação inédita da correção *Empirical Bayes*, em estudos de economia no Brasil, pode ser considerada outra contribuição importante deste trabalho.

Contudo, ao avaliar os crimes de forma mais agregada, contra pessoa e contra patrimônio, a autocorrelação espacial se fez presente nos indicadores calculados pelo processo da aleatoriedade implementado no GeoDa, ou baseado na normalidade, implementado no SpaceStat sendo estes altamente significativos e robustos dado a mudança na matriz de peso espacial quanto na análise retirando as informações discrepantes.

A análise de *clusters* revelou a concentração de crimes na Região Metropolitana de São Paulo. Os crimes contra o patrimônio, assim como o crime contra pessoa, apresentam concentração na Região Metropolitana de São Paulo, mesmo estando estas variáveis intensificadas por 100 mil habitantes, ao contrário dos resultados encontrados quando se analisou os crimes desagregados.

A presença da autocorrelação no crime contra o patrimônio implica na impossibilidade de utilizar a regressão clássica a-espacial. Assim, para atingir os objetivos do trabalho, foi necessário incorrer nos modelos de econometria espacial.

Estimou-se por MQO um primeiro modelo, em logaritmo obtendo variáveis estatisticamente significativas, mas contendo algumas com sinais contrário do esperado. O grau de ajustamento deste modelo revelou-se alto. O conjunto destes fatos é apontado pela literatura como uma derivação da alta multicolinearidade, evidência devidamente

diagnosticada. Constatou-se também uma não-normalidade dos erros, além da heterocedasticidade e dos erros autocorrelacionados.

Rodou-se uma segunda regressão, retirando as possíveis variáveis causadoras destes problemas: crime contra pessoa, a constante, as demais variáveis sem significância estatística e acrescentou-se o indicador de vulnerabilidade, assim como uma *dummy* dos *outliers* dos resíduos para controlar a não normalidade dos resíduos.

Alguns dos problemas foram solucionados. Contudo o grau de ajustamento do modelo diminuiu para um R^2 igual a 41,46, o que é de se esperar uma vez que o modelo torna-se homocedástico e sem multicolinearidade. No entanto a inclusão da *dummy* dos valores discrepantes dos resíduos não foi suficiente para resolver o problema da não normalidade dos resíduos. Apontou-se ainda o modelo de Erro Espacial como o melhor, diante da presença da autocorrelação dos erros. Cabe ressaltar que a persistência da não normalidade dos erros exigiu uma terceira regressão pelo método dos Momentos Generalizados.

No novo modelo, o logaritmo do percentual da renda oriunda do trabalho não foi significativo estatisticamente. No entanto o sinal esperado para este foi compatível com a teoria. O logaritmo do percentual da renda proveniente das transferências governamentais foi pouco significativo, menos de 10 %.

Retirou-se, então, o percentual da renda oriunda do trabalho, gerando outro modelo econométrico pelo mesmo método, chegando-se a um novo modelo teoricamente consistente e estatisticamente significativo.

Os outros fatores advindo da vizinhança na forma de erro possuem menor influência na criminalidade, conforme mostra o coeficiente do Lambda. Contudo, são importantes pois sem estes aparecem os problemas causados pela omissão de variável.

A *proxy* de urbanização mostrou-se diretamente relacionada com o delito desta regressão. Por outro lado, a diminuição da vulnerabilidade e um aumento do percentual da renda derivado das transferências do governo, reduziriam o crime contra o patrimônio de forma mais enérgica que outros fatores, com exceção ao logaritmo da renda per capita. A diminuição da vulnerabilidade, política estrutural, traria conseqüências a longo prazo enquanto um controle imediato do crime estaria ligado a transferências do governo como percentual da renda, política compensatória.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G.J.S. **The spatial patters of crime in Minas Gerais: an exploratory analisys**. Economia Aplicada, São Paulo, vol.9, nº1, 2005.
- ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Juiz de Fora, (Mimeo), FEA/UFJF, 2006.
- ALMEIDA, M.A.S.; ALMEIDA, E. S.; SARTORIS, A. Criminalidade no Estado de São Paulo: uma análise espacial. In: IV Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, Foz do Iguaçu, 2006. **Anais do Encontro**.
- ANDRADE, M. V., LISBOA, M. B. Desesperança de vida: homicídio em Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo - 1981 a 1997. In; SEMINÁRIO SOBRE ECONOMIA MINEIRA, 9, Diamantina, 2000. **Anais ...** Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2000, vol 2, p 775-808.
- ANDRADE, M.V. MACHADO, A. F. Guimarães.C.TELLO, R. **Perfil ocupacional das vítimas e criminosos no município de Belo Horizonte: Um estudo exploratório**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2003. (Texto para discussão, 195).
- ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht, Netherlands, 1988.
- ANSELIN, L. **Spacestat tutorial: a workbook for using Spacestat in the analysis of spatial data**. Illinois: Urbana, 1992.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**. v 27 (2), p 93-115, apr. 1995.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics**. Dalas: Bruton Center, University of Texas at Dallas, 1999.
- ANSELIN, L.; SYABRI, I.; SMIRNOV, O. **Visualizing multivariate spatial correlation with dynamically linked windows**. Mimeo., University of Illinois, 2003.
- ANSELIN, L. **Exploring Spatial Data with GeoDa™: a Workbook**. University of Illinois, Urbana-Champaign, 2005.
- ASSUNÇÃO, R.; REIS, E.A. A new proposal to ajust Moran's *I* for populational density. **Statistics in Medicene**. V.18, p 2147-2161, 1999.
- BARCELAR, T. Dinâmica regional brasileira nos anos noventa: rumo a desintegração competitiva? **Redescobrimdo o Brasil: 500 anos depois**. Rio de Janeiro: Ed. Bernard Brasil, FAPERJ, 2000.
- BEATO, C. Determinantes da criminalidade em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 13, n.37, p 74-89, jun. 1998.
- BEATO, C. REIS, I. A. **Desigualdade, desenvolvimento sócio econômico e crime**. Mimeo. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. (Seminário: Desigualdade e pobreza no Brasil).

- BECKER, G. S. crime and punishment: an economic approach. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 1, p. 169-217, 1968.
- BLOCK M.K.; HEINEKE, J.M. A labor theoretic analysis of criminal choice. **The American Economic Review**. v. 65, (3) p 314-325, Jun- 1975.
- BRASIL. Ministério do Trabalho. Bases estatísticas RAIS/CAGED. Brasília: Secretaria de Políticas de Emprego e Salário. Disponível em : <http://www.mte.gov.br/EstudiososPesquisadores/PDET/Acesso/RaisOnLine.asp>. Acesso em: 14 jun. 2005.
- CERQUEIRA, D. LOBÃO, W. **Determinantes da criminalidade**: uma resenha dos modelos teóricos e resultados empíricos. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para discussão, 956).
- DADOUN, R. **Ensaio acerca do *homo violentus***. Ed. Difel. Rio de Janeiro, 1998.
- DEDECÇA, C. Absorção de mão-de-obra e qualificação. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.22, n. 2, p. 79-81, abr.-jun. , 2002.
- DINIZ, C. C; SANTOS, F. B. T. **Sudeste: Heterogeneidade estrutural e perspectiva**. Desigualdade regional e desenvolvimento. São Paulo: Editora da Unesp, 1995.
- EHREBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A moderna economia do trabalho, teoria e política aplicada**. São Paulo: Makron, 2000.
- EHRlich, I. Participation in illegitimate actives: a theoretical and empirical investigation. **Jornal of Political Economy**, v. 81, p. 521- 563, May,1973.
- FAJNZYLBER, P. ARAÚJO, A.F. **O que causa a criminalidade violenta no Brasil? Uma análise a partir do modelo econômico do crime. 1981 a 1996**. Mimeo, 2001.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. **Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology**. Regional Science and Urban Economics. V. 33, n.5, p.557-79, 2003.
- FREGUGLIA, R. S; ALMEIDA, M. A. S.; SANTOS, D. M. A transição dos trabalhadores no mercado de trabalho formal: um estudo aplicado à indústria de transformação de Minas Gerais e Rio de Janeiro nos anos 90. Rio de Janeiro: **Revista de Economia Contemporânea**, v. 8, n. 2, p. 377-412, jul.-dez., 2004.
- GLASER, E.; SACERDOT, B. Why is there more crime in cities? **Journal of Political Economy**, 107 (6), p 225-258, 1999.
- GLASER, E. L.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J.A. Crime and Social Interaction. **The Quartely Journal of Economics**, v 111. p 507-548, may, 1996.
- GOMES, F. A. R.; PAZ, L. S. **The determinants of criminal victimization in São Paulo State**. ANPEC, 2004. Disponível em www.anpec.org.br. Acesso em 2 de ago 2006.

- GUIMARÃES NETO, L. **Desigualdade regional e federalismo**. Desigualdade regional e desenvolvimento. São Paulo: Editora da Unesp, 1995.
- GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. Terceira edição. Makroon Books, 2000.
- GREENE, W. **Econometric Analysis**. Prentice Hall, 3 ed. 1997.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized moments Estimator for the autoregressive parameter in spatial model. **International Economic Review**. V. 40, n 2 may 1999.
- KREMPI, A P. **Explorando recursos de estatística espacial para análise da acessibilidade da cidade de Bauru**. Dissertação de mestrado. USP. São Carlos, 2004. Disponível em: www.teses.usp.br/teses/disponiveis/18/18/37. Acesso em: 13 jun. 2005.
- KUME, L. **Uma Estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico**. ANPEC, 2004. Disponível em www.anpec.org.br Acesso em 2 de ago 2006.
- LEVIT, S. The effect of prison population size rate: evidence from prison overcrowding litigation. **Quarterly Journal of Economics**. 111, p. 319-352, 1995.
- LEVIT, S. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. **American Economic Review**, 87, p.270-290, 1997.
- LEVIT, S. D.; DUBNER, S. J. **Freakonomics, o lado oculto e inesperado de tudo que nos afeta**. Ed. Elsevier, Rio de Janeiro, 2005.
- LESAGE, J.P. **An Introduction to Econometrics**. Livro texto não publicado disponível em: <http://jpl.econ.utoledo.edu/faculty/lesage/econ4810/econ4810.html>. Acesso em: 04 de agosto de 2005.
- LOBO, L. F; FERNANDEZ, J. C. **A Criminalidade na Região Metropolitana de Salvador**. Anais do XXXI Encontro Nacional De Economia da ANPEC. Disponível em: www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/D26.pdf. Acesso em: 19 de set. 2005.
- MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G.; AZZONI, C. **Spatial dependence and regional convergence in Brazil**. Working Paper Real 00-T-11, Urbana, 2000.
- MCCANN, P. **Urban and Regional Economics**. Nova York: Oxford, 2005.
- MENDES, S. M. V. **Análise econômica do crime e o seu contributo para a definição de uma política penal**. Dissertação de Mestrado. Universidade do Minho, Braga, out. 1997.
- MENDONÇA, M. J. C. LOUREIRO, P.R.A. **Criminalidade e interação social**. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para discussão, 968).
- MESSNER, S.F.; ANSELIN, L.; **Spatial analyses homicide with areal data**. University of Illinois, 2001. Mimeo-grafado.
- MICHAUD, Y. **A violência**. Ed. Ática. São Paulo, 1998.

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

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

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

PERO, V. **Mobilidade dos trabalhadores desligados da indústria.** Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Série Seminário n. 25/97).

PEROBELLI, F.S. ALMEIDA, E. S. ALVIN, M. I. S.A. FERREIRA P. G. C. Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003. Juiz de Fora: NUPE/FEA/UFJF, 2005. (**Texto para discussão, 19**).

PIZZIN, L. **Criminalidade urbana e crise econômica.** São Paulo: IPE/USP, 1986.

QUEIROZ, M. P. **Análise espacial dos acidentes de trânsito do município de Fortaleza.** Dissertação de mestrado. UFC. Fortaleza, 2003. Disponível em: www.def.ufc.br/petran/teses/tese27pdf. Acesso em: 15 jun. 2005.

RAMOS, C. A; ARAUJO, H. **Fluxo migratório, desemprego e diferenciais de renda.** Rio de Janeiro: IPEA, 1999. (Texto para discussão, 657).

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

REY S.; MONTOURI, B. **US regional income convergence: a spatial econometric Perspective.** Regional Studies Association 33, 1999, 146-156.

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

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

Anexo 1- Resultado das regressões finais

SAR ERROR MODEL - GM ESTIMATION

ITERATED

DATA SET	LDI6		SPATIAL WEIGHTS MATRIX	RAINHA
DEPENDENT VARIABLE	LCPAT10M		OBS 645	VAR 6
R2	0.3401	Sq. Corr.	0.3436	R2(Buse) 0.3007
SIG-SQ	3.0454	(1.7451)		

Convergence after 6 iterations

VARIABLE	COEFF	S.D.	z-value	Prob
LRPC01	1.6212	0.322956	5.019888	0.000001
LPRPTG	-0.586329	0.340773	-1.720586	0.085326
LPRT	-0.355599	0.418087	-0.850537	0.395027
LPU_AREA	0.444156	0.0689033	6.446076	0.000000
LIVULNER	0.750026	0.243539	3.079689	0.002072
LPOLL_1	-0.580727	0.157777	-3.680685	0.000233
LAMBDA	0.191199	0	0.000000	0.000000

=====

SAR ERROR MODEL - GM ESTIMATION

ITERATED

DATA SET	LDI6		SPATIAL WEIGHTS MATRIX	RAINHA
DEPENDENT VARIABLE	LCPAT10M		OBS 645	VAR 5
R2	0.3342	Sq. Corr.	0.3428	R2(Buse) 0.2997
SIG-SQ	3.0487	(1.7460)		

Convergence after 6 iterations

VARIABLE	COEFF	S.D.	z-value	Prob
LRPC01	1.39501	0.183946	7.583796	0.000000
LPRPTG	-0.659879	0.329604	-2.002036	0.045281
LPU_AREA	0.462797	0.0654066	7.075702	0.000000
LIVULNER	0.731357	0.242729	3.013066	0.002586
LPOLL_1	-0.616615	0.152181	-4.051856	0.000051
LAMBDA	0.192068	0	0.000000	0.000000