

Universidade Federal do Rio Grande do Sul  
Faculdade de Ciências Econômicas  
Programa de Pós-Graduação em Economia

**Ricardo Capra Schuch**

**Determinantes da Criminalidade na Região  
Metropolitana de Porto Alegre-RS: Teorias e  
Evidências**

**Porto Alegre  
2017**

Ricardo Capra Schuch

**Determinantes da Criminalidade na Região  
Metropolitana de Porto Alegre-RS: Teorias e  
Evidências**

Dissertação defendida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Giácomo Balbinotto Neto  
(PPGE-UFRGS)

Coorientador: Prof. Dr. Daniel de Abreu Pereira Uhr  
(PPGOM-UFPeI)

Porto Alegre

2017

---

Ricardo Capra Schuch

Determinantes da Criminalidade na Região Metropolitana de Porto Alegre-RS: Teorias e Evidências/ Ricardo Capra Schuch. – Porto Alegre, 2017-

66 p. : il. (algumas color.) ; 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Giacomo Balbinotto Neto (PPGE-UFRGS)

Coorientador: Prof. Dr. Daniel de Abreu Pereira Uhr (PPGOM-UFPel)

Dissertação – Universidade Federal do Rio Grande do Sul

Faculdade de Ciências Econômicas

Programa de Pós-Graduação em Economia, 2017.

1. Direito e Economia 2. Direito criminal. 3. Econometria Espacial. I. Prof. Dr. Giacomo Balbinotto Neto (PPGE-UFRGS). II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. III. Faculdade de Ciências Econômicas. IV. Dissertação.

---

**Ricardo Capra Schuch**

**Determinantes da Criminalidade na Região Metropolitana de  
Porto Alegre-RS: Teorias e Evidências**

Dissertação defendida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da UFRGS como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Trabalho aprovado. Porto Alegre, 10 / 07 / 2017 :

---

Prof. Dr. Giacomo Balbinotto Neto - orientador (UFRGS)

---

Prof. Dr. Adelar Fochezatto (PUC-RS)

---

Prof. Dr. Cristiano Aguiar de Oliveira (FURG)

---

Prof. Dr. Gabrielito Rauter Menezes (FURG)

## **Agradecimentos**

Gostaria de agradecer a algumas pessoas especiais em minha vida e que sem dúvidas foram presentes na realização dessa pesquisa. Em primeiro lugar, a minha família que suportou todos os momentos difíceis nessa caminhada. Aos meus orientadores que tiveram muita paciência e dedicação para que pudéssemos ter construído essa pesquisa. Aos meus colegas e amigos do mestrado da turma de 2015, que compartilharam todos os conhecimentos adquiridos em aula e tornaram essa caminhada mais agradável. A todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Economia, pelos ensinamentos. À equipe da secretaria do PPGE que sempre estava disposta a ajudar em todas as questões levantadas. Aos ensinamentos dos professores da banca do projeto, Cristiano Oliveira e Luiz Marcelo Berger, que ajudaram muito para a dissertação estar assim como está hoje. Ao pessoal que participou e contribuiu da minha apresentação na *2016 Conference on Empirical Legal Studies*. E, em geral, a todas as pessoas que já cruzaram o meu caminho, tanto nas horas boas como nas ruins, por me ensinar tudo que sei até hoje.

"I am saying that the economic approach provides a valuable unified framework for understanding all human behaviour."

Gary Becker (1992)

## Resumo

Essa dissertação tem como objetivo analisar os determinantes sociais e transbordamentos espaciais do comportamento criminal para os diferentes tipos de crimes (homicídios, furtos, roubos e latrocínios) na Região Metropolitana de Porto Alegre durante o período de 2008 a 2014. Assim, considera-se mais adequado utilizar o modelo de migração da análise econômica dos crimes e os métodos de econometria espacial. Os dados disponíveis para essa região são dados municipais de diferentes órgãos governamentais. A metodologia de estimação leva em conta apenas a heterogeneidade espacial, que foi testada previamente, e, então, estima-se o Modelo de Erros Espaciais para dados longitudinais, devido à estrutura dos dados, via efeitos fixos e efeitos aleatórios. Os resultados encontrados indicaram que: presença de heterogeneidade espacial nos erros; densidade demográfica apresenta efeito positivo sobre os furtos, efeito negativo sobre os latrocínios e não apresenta efeito nos demais crimes; a remuneração média dos trabalhadores indica efeito positivo nos crimes de furtos e roubos, mas não apresenta efeito significativo para os demais crimes; o mercado de drogas não apresenta efeitos significativos sobre os crimes analisados; o efetivo policial também não teve efeito significativo sobre os indicadores criminais; os divórcios apresentou um efeito significativo e negativo sobre os homicídios; a capacidade dos estabelecimentos penais indica efeito dissuasor nos roubos; o indicador de distorção idade série mostra um efeito positivo para os homicídios e furtos; a proporção de jovens homens na população não apresenta evidências para os crimes; o desemprego também não apresenta efeitos nos crimes analisados; a escolaridade apresenta dissuasão nos homicídios e furtos; a arrecadação municipal de impostos apresenta efeito positivo sobre os homicídios; as instituições bancárias tem efeito negativo sobre os homicídios, mas efeito positivo para os latrocínios. Em conclusão, os determinantes tradicionais do modelo de migração são corroborados nessa realidade e, ainda, adicionamos variáveis importantes para entender o comportamento dos criminosos, como: divórcios e instituições bancárias.

**Palavras-chave:** Direito e Economia, Economia do Crime, Econometria espacial.

**Classificação JEL:** D3, R2, K14.

## Abstract

This dissertation has as its main purpose to understand the determinants and spillovers of criminal behavior for different kind of crimes (homicides, thefts, robberies and thefts following murders) at the metropolitan area of Porto Alegre city in the period from 2008 to 2014. So, the more proper is the criminal migration model and methods of spatial econometrics. The database we are use county data from different government bureau. The methodology use only spatial heteroskedasticity hypothesis and, thereby, we estimate the Spatial Errors Model for panel data with fixed effects and random effects. The results are: presence of spatial heteroskedasticity; the population density shows positive effect about thefts, but negative effect about thefts following murders and does not show effects on other crimes; the drugs market does not indicate significative evidences about the analysed crimes; the police officer also does not do evidences for crime indicators; the divorces rate shows a negative effect on homicides; the capacity in prisons indicates negative effect on robberies; the distortion to age and schooling grade shows a positive effect on homicides and thefts; the proportion of young men in population does not do evidences about the crimes; the unemployment rate also does not do evidences about crimes; the schooling grade shows negative effects on homicides and thefts; the county tax shows positive effect about homicides; the presence of banking places shows a negative effect on homicides, but the positive effect on thefts following murders. In conclusion, the classic determinants of criminal migration model are corroborated in this data and, moreover, we used the new variables to understand the criminal migration how: divorces rates and banking places.

**Keywords:** Law and Economics, Economics of Crime, Spatial econometrics.

**JEL Codes:** D3, R2, K14.



## Lista de ilustrações

Figura 1 – Resumo do referencial empírico internacional . . . . .	26
Figura 2 – Resumo do referencial empírico nacional . . . . .	29
Figura 3 – Mapas de localização . . . . .	30
Figura 4 – Participação da Região Metropolitana por tipo de crime . . . . .	31
Figura 5 – Evolução temporal da criminalidade entre 2008 e 2014 . . . . .	32
Figura 6 – Evolução das variáveis exógenas no período analisado . . . . .	55
Figura 7 – Evolução das variáveis exógenas no período analisado (Continuação) . . . . .	56
Figura 8 – Teste de dependência espacial local na taxa de homicídios - Diagrama de Moran . . . . .	58
Figura 9 – Teste de dependência espacial local na taxa de furtos - Diagrama de Moran . . . . .	59
Figura 10 – Teste de dependência espacial local na taxa de roubos - Diagrama de Moran . . . . .	60
Figura 11 – Teste de dependência espacial local na taxa de latrocínios - Diagrama de Moran . . . . .	61
Figura 12 – Teste de dependência espacial local na densidade demográfica - Diagrama de Moran . . . . .	62
Figura 13 – Teste de dependência espacial local na taxa de desocupação - Diagrama de Moran . . . . .	63
Figura 14 – Teste de dependência espacial local na remuneração média dos trabalhadores - Diagrama de Moran . . . . .	64
Figura 15 – Teste de dependência espacial local nos vínculos policiais ativos - Diagrama de Moran . . . . .	65

## Lista de tabelas

Tabela 1	– Estatísticas descritivas . . . . .	35
Tabela 2	– Resultados dos estimadores . . . . .	48
Tabela 3	– Correlações entre as variáveis . . . . .	57
Tabela 4	– Correlações entre as variáveis (continuação) . . . . .	57

## Sumário

1	<b>INTRODUÇÃO</b> . . . . .	12
2	<b>MODELOS TEÓRICOS DO CRIME</b> . . . . .	14
2.1	Modelo de Becker (1968) . . . . .	15
2.2	<b>Modelos recentes de comportamento racional</b> . . . . .	16
2.2.1	Modelos de alocação ótima do tempo . . . . .	16
2.2.2	Modelos de Portfólio . . . . .	17
2.2.3	Modelos comportamentais . . . . .	17
2.2.4	Modelos de migração . . . . .	19
2.3	Modelo de Migração de Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002) . . . . .	19
2.3.1	Suposições . . . . .	19
2.3.2	Implicações . . . . .	22
3	<b>REFERENCIAL EMPÍRICO</b> . . . . .	24
3.1	Literatura empírica internacional . . . . .	24
3.2	Literatura empírica nacional . . . . .	25
4	<b>DADOS</b> . . . . .	30
4.1	Fatos Estilizados . . . . .	30
4.2	Descrição dos Dados . . . . .	33
4.3	Análise Econômica dos Dados Espaciais . . . . .	36
5	<b>METODOLOGIA</b> . . . . .	39
5.1	Modelos estimados . . . . .	39
5.1.1	Modelo de efeitos fixos . . . . .	40
5.1.2	Modelo de efeitos aleatórios . . . . .	41
5.2	Procedimento de estimação . . . . .	42
6	<b>RESULTADOS E DISCUSSÕES</b> . . . . .	45
7	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> . . . . .	49
	<b>REFERÊNCIAS</b> . . . . .	50
	<b>ANEXO A – EVOLUÇÃO DAS VARIÁVEIS SOCIOECONÔMICAS</b> . . . . .	55
	<b>ANEXO B – MATRIZ DE CORRELAÇÕES</b> . . . . .	57

<b>ANEXO C – TESTE DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL LOCAL (LISA) NAS VARIÁVEIS UTILIZADAS . . . . .</b>	<b>58</b>
<b>ANEXO D – COMPLEMENTOS DO ESTIMADOR DE EFEITOS FI- XOS . . . . .</b>	<b>66</b>

## 1 Introdução

O objetivo desta dissertação é analisar os mecanismos de incentivo e de propagação da criminalidade na Região Metropolitana de Porto Alegre<sup>1</sup>. Primeiramente, por criminalidade, estamos abordando os principais indicadores criminais disponíveis<sup>2</sup> para a região estudada, que estão previstos no Código Penal Brasileiro. Em segundo, os mecanismos de incentivos do comportamento criminoso são abordados aqui como as variáveis sociais que são determinantes para que os cidadãos, agindo racionalmente, decidam migrar de sua atividade lícita para a atividade criminosa. (BECKER, 1968) Em terceiro lugar, os mecanismos de propagação dos crimes são tratados como o quanto que essas atividades em regiões vizinhas se propagam para determinada região e o quanto das características não observáveis das regiões vizinhas influenciam na atividade criminosa de determinada região.

Este trabalho se justifica pela importância que a Região Metropolitana de Porto Alegre (RMPA) tem na economia do Estado do Rio Grande do Sul, sendo a grande responsável pela produção de bens e serviços e, ainda, por concentrar em torno de 50% dos acontecimentos criminais do Estado. Assim, entender como os criminosos potenciais agem nessa região pode ser importante para entender os números e dados referentes à criminalidade gaúcha, visto que a participação dessa região na criminalidade do Estado é em torno de 50% para todos os crimes utilizados e em todos os anos considerados. Também, esse problema é importante e atual devido ao recente aumento, a partir de 2012, em todos indicadores criminais do Estado e da RMPA. Além disso, essa região metropolitana é amplamente urbanizada e conectada entre seus municípios, o que torna plausível a hipótese dos transbordamentos criminais para essa análise.

Além disso, a verificação das variáveis socioeconômicas que afetem os indicadores criminais pode ser uma aliada para os formuladores de políticas públicas no combate a esses crimes, que tanto geram perdas para a sociedade; assim como identificar as variáveis que incentivem a atividade criminosa podem ajudar no entendimento dos canais que geram tais crimes. Portanto, estudos que identificam os determinantes e os dissuasores da criminalidade são extremamente úteis para embasar políticas públicas consistentes e baseadas em evidências, porque analisam os custos e benefícios da atividade criminosa.

As hipóteses dessa dissertação, que serão abordadas na estrutura longitudinal para o período de 2008 a 2014, imputam a questão de quais seriam os determinantes sociais do comportamento criminoso na RMPA. As hipóteses a serem testadas surgem dos seguintes questi-

---

<sup>1</sup> Região com 37% da população do seu estado, com relevância econômica fortíssima na produção estadual e que compreende as seguintes cidades: Alvorada, Araricá, Arroio dos Ratos, Cachoeirinha, Campo Bom, Canoas, Capela de Santana, Charqueadas, Dois Irmãos, Eldorado do Sul, Estância Velha, Esteio, Glorinha, Gravataí, Guaíba, Igrejinha, Ivoiti, Montenegro, Nova Hartz, Nova Santa Rita, Novo Hamburgo, Parobé, Portão, Porto Alegre, Rolante, Santo Antônio da Patrulha, São Jerônimo, São Leopoldo, São Sebastião do Caí, Sapiranga, Sapucaia do Sul, Taquara, Triunfo e Viamão.

<sup>2</sup> Os indicadores criminais utilizados são: homicídios, furtos, roubos e latrocínios.

onamentos: qual o efeito de dissuasão na criminalidade da presença de policiais nas ruas; há, na criminalidade dessa região, o processo de propagação para outras regiões; qual o efeito do mercado de drogas sobre esses dados criminais; qual o efeito da remuneração dos trabalhadores sobre os crimes; qual o efeito da densidade demográfica sobre os crimes; e, por fim, qual o efeito dos divórcios nos crimes. Essas hipóteses são importantes porque incluem à literatura de análise econômica dos crimes questionamentos interessantes acerca da realidade criminal atual da RMPA com dados atualizados.

Além dessa introdução aos temas abordados, essa dissertação está dividida em mais seis capítulos: no primeiro capítulo abordaremos como que a atividade criminal é tratada segundo a abordagem econômica e, então, estudaremos a ideia dos modelos teóricos de migração criminal de comportamento racional; no capítulo dois, apresentam-se os trabalhos empíricos relevantes do tema de criminalidade a nível nacional e internacional; o capítulo três apresenta os dados utilizados nesse trabalho tal como a descrição e fonte originária, além dos fatos que motivam a importância dessa região metropolitana no Estado do Rio Grande do Sul e, também, uma análise econômica dos dados espaciais testando os diferentes processos que podem estar presentes; o capítulo quatro trata da metodologia utilizada para estimar os modelos propostos no campo teórico abordando a ideia de como tratar os efeitos espaciais supostamente presente nos dados; o capítulo cinco apresenta os resultados dessa dissertação, os testes aplicados sobre esses resultados e ainda como que esses resultados podem nos ajudar a entender o comportamento criminoso da região; o capítulo seis apresenta as considerações finais desse trabalho, tratando: o que se sabe até hoje do problema da criminalidade, como que esse trabalho ajudou nesse entendimento, como isso pode ajudar os formuladores de políticas públicas e, por fim, quais as limitações desse trabalho e quais as sugestões de pesquisas futuras a ser desenvolvidas.

## 2 Modelos teóricos do crime

Esse capítulo aborda como a teoria econômica trata as questões criminais. Para isso, faz-se aqui uma apresentação de diversos modelos teóricos que tiveram influência no tema da criminalidade; além de tratar das definições jurídicas para os crimes abordados nesse trabalho.

Crime é uma transgressão a lei vigente na sociedade que, através de seus representantes, decide o que é um ato ilegal tal como define sua legislação e seu código penal. (BRENNER, 2009, p. 26) Os atos que são considerados ilícitos por praticamente todas as sociedades são os crimes predatórios, tais como roubos, furtos, assaltos e homicídios.

Segundo Cooter e Ulen (2008, p. 487-490), os fatores que compõe um crime conforme o direito criminal são: intenção criminal (decisão do agente), prejuízo público ou privado, sanção punitiva e prova. Além disso, o Código Penal da legislação brasileira<sup>1</sup>, no artigo 155, define os crimes contra patrimônio como o ato de subtrair, para si ou para outrem, qualquer bem móvel classificando os furtos como a pura e simples subtração do bem móvel sem violência empregada e roubos pressupõe o uso de violência ou ameaça contra a vítima. Além disso, a legislação penal brasileira trata como crime de homicídio no artigo 121, contra pessoas, o ato de suprimir a vida humana sendo esse ato intencional ou mesmo por imperícia ou negligência. Também, está tipificado no artigo 157 do código penal, o crime de latrocínio, que é um crime de roubo qualificado seguido de morte da vítima, homicídio. Outro crime previsto no código penal brasileiro, artigo 158, é o crime de extorsão, que é o ato de constranger alguém, por violência ou ameaça, com intuito de obter para si ou para um terceiro envolvido indevida vantagem econômica. Por fim, o artigo 171 do código penal prevê crime de estelionato, intitulado crime contra patrimônio, o ato de obter para si ou para outro vantagem ilícita, em prejuízo alheio, induzindo ou mantendo alguém em erro, mediante qualquer artifício fraudulento.

As atividades ilegais, tais como crimes de qualquer natureza, são considerados casos presentes na história da humanidade, e sua real medida é o mal causado para a sociedade. (BECCARIA, 1764) Dessa forma, sua motivação atraiu, desde cedo, a atenção dos economistas para esse problema. Dentre esses, Smith (1776, p. 670) foi o primeiro a escrever sobre crimes e a demanda da sociedade por proteção contra eles, salientando que isso era motivado pela acumulação de ativos de propriedade. Outro notável economista, o pai do utilitarismo, Bentham (1789) focou seus esforços em temas como o comportamento criminoso e a resposta ótima das autoridades legais para desestimular os crimes. Novos métodos da análise econômica fizeram economistas no final dos anos 1960 voltarem ao tema da economia do crime com uma análise do mercado das ofensas em que os criminosos, potenciais vítimas, compradores do mercado ilegal e as autoridades do sistema legal estariam, todos, respeitando as regras de comportamento ótimo

<sup>1</sup> Decreto de lei 2.848 de 07 de dezembro de 1940 disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/decreto-lei/Del2848.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/Del2848.htm)>

dos agentes. (EHRlich, 1996; BECKER, 1968; TULLOCK, 1969)

## 2.1 Modelo de Becker (1968)

O artigo do Becker (1968) foi o trabalho seminal que analisou o comportamento dos criminosos usando abordagem do mercado de ofensas. Seu modelo ficou amplamente conhecido por ser uma análise simples e robusta dos mercados ilícitos e, assim, foi reutilizado em inúmeros outros trabalhos posteriores. Para que isso fosse possível, Becker (1968) preocupou-se em definir o crime como qualquer atividade ilícita que causasse uma perda de bem estar para a sociedade, seguindo a definição de Beccaria (1764). E, ainda, sua preocupação concentrou-se nos custos da perda de bem-estar para a sociedade. Assim, definiu que o número de ofensas (crime) seria uma função tal que

$$O_i = O_i(p_i, f_i, u_i) \quad \forall i \quad (2.1)$$

Onde:  $O_i$  é o número de ofensas cometidas em algum determinado tempo  $i$ ;  $p_i$  é a probabilidade de condenação por ofensa cometida;  $f_i$  é o equivalente monetário da punição por ofensa;  $u_i$  é um vetor de variáveis com todas as outras influências possíveis.

Nessa equação 2.1, mostra-se que as derivadas primeiras em relação tanto a  $p_i$  como  $f_i$  são negativas<sup>2</sup> indicando que os criminosos são racionais e não gostam de punições e sanções legais. Outra equação importante desse modelo é a utilidade esperada em cometer um crime, expressa como

$$E[U_i] = \underbrace{p_i U_i(Y_i - f_i)}_{\text{Cenário 1}} + \underbrace{(1 - p_i) U_i(Y_i)}_{\text{Cenário 2}} \quad (2.2)$$

Onde:  $Y_i$  é a renda monetária e física de uma ofensa;  $U_i(Y_i)$  é a utilidade gerada pela ofensa;  $U_i(Y_i - f_i)$  é a utilidade de uma ofensa descontado a punição sofrida.

A equação 2.2 da utilidade esperada do criminoso é a soma de dois cenários: se o criminoso for pego cometendo tal ato ilícito sua utilidade considera a punição sofrida e é multiplicada pela probabilidade de ter sido pego; e, se ele não for pego, sua utilidade considera apenas o valor dos bens furtados e é multiplicada pela probabilidade dele não ser pego. Assim, essa equação tem um resultado importante para a literatura da teoria econômica do crime, porque indica que tanto o aumento da punição esperada pelo infrator como a probabilidade de que ele acabe preso diminuem os ganhos esperados com a atividade ilícita<sup>3</sup> e, assim, acabam por desestimular tal atividade.

Outros trabalhos também utilizaram a ideia do mercado das ofensas como uma ideia de agentes racionais para analisar a criminalidade e outras atividades ilícitas. (FLEISHER, 1966; ROTTENBERG, 1968; POSNER, 1973; STIGLER, 1971; EHRlich, 1996; TULLOCK, 1969)

<sup>2</sup> Formalmente, temos que  $\frac{\partial O_i}{\partial p_i} < 0$  e  $\frac{\partial O_i}{\partial f_i} < 0$ .

<sup>3</sup> Formalmente,  $\frac{\partial E[U_i]}{\partial p_i} = U_i(Y_i - f_i) - U_i(Y_i) < 0$  e  $\frac{\partial E[U_i]}{\partial f_i} = -p_i U_i'(Y_i - f_i) < 0$ .



## 2.2 Modelos recentes de comportamento racional

Baseados em [Becker \(1968\)](#), os modelos econômicos da criminalidade que usam o comportamento racional dos agentes podem ser classificados em quatro grandes grupos distintos segundo a definição de [Fernandez e Lobo \(2003\)](#): os modelos de alocação ótima do tempo para indivíduos que escolhem quanto tempo vão alocar na atividade criminosa, os modelos de portfólio que definem agentes que escolhem entre pagar seus impostos ou sonegá-los, os modelos comportamentais são modelos de equilíbrio geral para um cenário com vários tipos de agentes (vítima, criminoso e agentes do governo), e os modelos de migração que consideram agentes que podem migrar de atividades lícitas e ilícitas dependendo de seu custo moral na sociedade. Vamos ver cada um desses mais detalhadamente nas próximas seções.

### 2.2.1 Modelos de alocação ótima do tempo

Os modelos de alocação ótima do tempo assumem que os indivíduos escolhem dedicar parte do seu tempo na atividade criminal dependendo de sua utilidade e, para isso, os indivíduos maximizam sua utilidade para o consumo de um período em um dado estado do mundo  $s$ . [Ehrlich \(1973\)](#) definiu esse problema e o resolveu supondo, inicialmente, que a função de utilidade para um dado estado é dada por,

$$U_s = U(X_s, t_c) \quad (2.3)$$

Onde:  $X_s$  é o consumo no mercado de bens tanto de atividades legais quanto ilegais;  $t_c$  é o tempo gasto para a ocorrência desse consumo.

A utilidade esperada do indivíduo será o somatório do produto entre as utilidades nos diversos estados e a probabilidade do estado ocorrer. Aqui, é assumido existirem apenas dois estados (a, b). Assim, a utilidade esperada é definida como,

$$EU(X_s, t_c) = (1 - p_i)U(X_b, t_c) + p_i U(X_a, t_c) \quad (2.4)$$

Resolve-se o modelo típico do consumidor individual e, agregando a solução por meio das suposições do mercado de ofensas de [Becker \(1968\)](#), chega-se na equação empiricamente testável que segue.

$$\ln \left( \frac{Q}{N} \right)_i = \alpha + \beta_{1,i} \ln(\widehat{P}_i) + \beta_{2,i} \ln(T_i) + \beta_{3,i} \ln(W) + \beta_{4,i} \ln(X) + \beta_{5,i} \ln(NW) + \varepsilon_i \quad (2.5)$$

Onde:  $\left( \frac{Q}{N} \right)_i$  é a taxa de crimes;  $\widehat{P}_i$  é o número de criminosos presos em relação ao número de criminosos conhecidos, estimado por uma equação em outro passo desse procedimento;  $T_i$  é a média do tempo de pena pego por criminoso condenado;  $W$  é a renda média das famílias;  $X$  é a proporção de famílias abaixo da média das rendas;  $NW$  é a proporção de não-brancos na população.

Analogamente, outros trabalhos também abordaram essa questão de alocação do tempo na atividade lícita e ilícita implicando, esses trabalhos, em concluir que as atividades de cumprimento de leis têm efeitos dissuasórios em todos os crimes e, também, que a desigualdade está correlacionada positivamente com os crimes contra a propriedade. (EHRlich, 1981; EHRlich, 1975; EHRlich; BROWER, 1987; WITTE, 1980; LANG; BELL, 1987; DAVIS, 1988; TRUMBULL, 1989; KIM et al., 1993; SAH, 1991; GROGGER, 1995)

### 2.2.2 Modelos de Portfólio

Os modelos de portfólio assumem que as decisões dos agentes econômicos estão pautadas na sua escolha como pagador de impostos e a atividade criminosa em questão é a sonegação de impostos, ou seja, avalia-se a decisão do indivíduo em declarar corretamente sua renda ou declarar menos que ele ganha. Assim, segundo Allingham e Sandmo (1972), o indivíduo terá um problema de maximizar sua utilidade esperada que é a soma das utilidades entre pagar impostos ou não e, então, será ponderada pela probabilidade que ele tem de pagar os impostos ou sonegar conforme segue.

$$EU = (1 - p)U(W - \theta X) + pU(W - \theta X - \pi(W - X)) \quad (2.6)$$

Onde:  $\theta$  é a penalidade sofrida em caso de não pagamento;  $\pi$  é o benefício individual gerado pelo pagamento do imposto.

Esse modelo introduz uma questão teórica essencial que é a teoria da tributação ótima e a política de incentivos para a sonegação dos impostos, ou seja, crimes tributários.

As implicações desse modelo sugerem que os impostos de renda têm maior probabilidade de serem sonegados do que os impostos sobre o consumo. Porém, também indicam que políticas punitivas para sonegadores funcionam melhor no caso da taxaço sobre a renda. Por fim, outro campo interessante desse modelo seria qual o impacto sobre a oferta de trabalho da escolha de evasão fiscal.

### 2.2.3 Modelos comportamentais

Os modelos comportamentais buscam explicar a atividade criminal através do relacionamento social de subgrupos distintos de agentes, fundamentado em interações sociais, através de modelos de equilíbrio geral. Furlong (1987) adota um modelo de equilíbrio geral entre os criminosos, as vítimas e as agências de cumprimento legal e, com isso, supõe que uma vítima sofrerá um crime em algum período do tempo com uma probabilidade tal que,

$$P = P(\alpha, \beta) \quad (2.7)$$

Onde:  $\alpha$  é o número de criminosos dessa sociedade; e  $\beta$  é o número de agentes da força policial.

O modelo supõe, ainda, algumas interações entre os agentes e, desse total de interações, os policiais observam apenas  $M$ . Então, a probabilidade da vítima ser roubada durante todo o tempo das interações é a soma das probabilidades de cada interação, ou seja,

$$P = \sum_{i=1}^K \phi(1 - \phi)^{i-1} = 1 - (1 - \phi)^K \quad , \text{ onde } \phi = \alpha(1 - pi) \quad (2.8)$$

Onde:  $\phi$  é a probabilidade da vítima ser roubada na primeira interação; a soma  $P$  é encontrada por progressão geométrica;  $\pi$  é a probabilidade da interação ser observada.

Além disso, o modelo supõe que a taxa de salários no setor privado é normalizada para ( $W = 1$ ); os impostos são pagos antes das interações acontecerem e, se roubada, a vítima perde toda sua renda descontados impostos ( $1 - \tau$ ); todos agentes são neutros ao risco. Assim, a renda esperada da vítima representativa será:

$$EL = (1 - \tau)(1 - P) \quad (2.9)$$

Já, a renda do criminoso representativo é o total da renda roubada dividido pelo número de criminosos, ou seja,

$$EC = \frac{(1 - \tau)(1 - \alpha - \beta)P}{\alpha} \quad (2.10)$$

Como o setor de cumprimento das leis é um mercado de trabalho, então a renda esperada pelos policiais é a receita total de impostos dividida pelo número de policiais como segue.

$$EP = \frac{(1 - \alpha - \beta)\tau}{\beta} \quad (2.11)$$

Dadas as três equações principais do modelo e supondo que há livre mobilidade do mercado de trabalho do setor legal para o ilegal, a possibilidade de especialização na área de atuação, neutralidade dos agentes ao risco e, ainda, a possibilidade de ganhos não pecuniários, o equilíbrio desse modelo ocorrerá quando

$$EC = EL = EP \quad (2.12)$$

Os resultados desse modelo simples é que a dissuasão de crimes só pode ser produzida a um custo positivo e, esse resultado é independente de pressupostos institucionais alternativos em relação às potenciais vítimas de crimes e de tributação. Outros trabalhos que abordam essa questão das interações sociais entre os agentes também modelam os comportamentos por meio de equilíbrio geral. (GLAESER; SACERDOTE; SCHEINKMAN, 1996; BENOIT; OSBORNE, 1995)

## 2.2.4 Modelos de migração

Os modelos de migração estabelecem que os indivíduos avaliam as oportunidades disponíveis no setor legal e ilegal e migram para a atividade criminal se os ganhos esperados superarem os custos de migração, podendo, ainda, ser incluída uma posição moral do indivíduo como medida de custo para o agente migrar para a atividade ilícita. [Lemos, Filho e Jorge \(2005\)](#) encontram como resultado da derivação teórica do problema individual do agente, que é um potencial criminoso que age racionalmente, a seguinte equação possível de ser testada empiricamente.

$$\text{Crime} = f(u, y, g, m, \text{Infra}, \text{Conf}, E_{\text{etria}}, \text{Dens}) \quad (2.13)$$

Onde:  $u$  é a taxa de desemprego;  $y$  é o nível de renda;  $g$  é o índice de concentração de renda;  $m$  é a posição moral do agente na cidade; *Infra* é a infraestrutura da cidade; *Conf* é a confiança das pessoas nas instituições;  $E_{\text{etria}}$  é a estrutura etária da população; *Dens* é a densidade demográfica da região.

Esse modelo de migração pode ser assim testado tanto para a realidade socioeconômica das regiões quanto para nível individual de escolha dos agentes. Diversos trabalhos foram feitos e diferentes hipóteses testadas com esse modelo e serão expostos em capítulo próprio de literatura empírica dessa dissertação.

Os quatros modelos apresentados nas seções anteriores resumem de modo breve a teoria econômica do crime, importante corrente de pensamento econômico, que reconhece a prática de crimes, principalmente os lucrativos, como uma atividade da economia, assim como as atividades tradicionais e lícitas. Especificamente nessa dissertação, utilizou-se o modelo de migração de [Fajnzylber, Lederman e Loayza \(2002\)](#) para, assim, analisar-se os incentivos sociais que os agentes econômicos têm para migrar para as atividades ilícitas. Na próxima seção, apresentaremos as suposições do citado modelo e as derivações necessárias para chegar à equação empírica estimável.

## 2.3 Modelo de Migração de [Fajnzylber, Lederman e Loayza \(2002\)](#)

Essa seção tem por objetivo expor as suposições e implicações dos efeitos esperados do modelo proposto por [Fajnzylber, Lederman e Loayza \(2002\)](#), que se assemelha ao modelo que será proposto nessa dissertação. As eventuais diferenças para o modelo dessa dissertação serão apresentadas e discutidas em capítulo específico.

### 2.3.1 Suposições

[Fajnzylber, Lederman e Loayza \(2002\)](#) analisam quais variáveis são determinantes para gerar atividades criminosas e, para isso, faz uso da análise racional dos crimes e baseado no trabalho de [Becker \(1968\)](#). O modelo assume que os agentes econômicos são neutros a riscos

e, todos agentes da sociedade são potenciais criminosos que decidem se cometem ou não um crime baseado nos custos e benefícios da ação criminal, porque estão livres para migrar entre as duas atividades. Logo, para um dado indivíduo, é vantagem cometer um crime se o benefício líquido esperado da ação for positivo, ou seja,

$$be > 0 \quad , \text{ onde } be \text{ é o benefício líquido esperado.} \quad (2.14)$$

Por sua vez, a função de benefício líquido esperado da ação penal será função de

$$be = \underbrace{(1 - p_r).l}_{\text{Ganho esperado do crime}} - c - w - p_r.pu \quad (2.15)$$

Onde:  $(1 - p_r)$  é a probabilidade de não ser pego,  $l$  é o valor subtraído da ação,  $c$  é o custo total associado com a execução e o planejamento do crime,  $w$  é o salário perdido de atividades lícitas, e  $(p_r.pu)$  é a punição esperada caso seja pego.

A ideia do indivíduo cometer um crime quando o benefício líquido for positivo ainda pode ser irrealista devido a algum grau de aversão moral. Assim, se o indivíduo cometer um crime, o benefício líquido deve ultrapassar algum limite de moralidade do indivíduo na sociedade. Então, a decisão dos potenciais criminosos será

$$\begin{cases} d = 1 & \text{quando } be > m \\ d = 0 & \text{quando } be < m \end{cases} \quad (2.16)$$

Onde  $d$  é a variável decisória para a ação criminal, ou seja, cometer ou não um crime,  $be$  é o benefício líquido esperado e  $m$  é o custo moral do crime.

Então, substituindo a equação 2.15 na equação 2.16, temos que a decisão de cometer um crime será dada por

$$\begin{cases} d = 1 & \text{quando } (1 - p_r).l - c - w - p_r.pu > m \\ d = 0 & \text{quando } (1 - p_r).l - c - w - p_r.pu < m \end{cases} \quad (2.17)$$

Significando que o agente potencialmente criminoso poderá cometer um crime caso o benefício esperado da ação supere seus custos de cometê-la em um valor maior que o valor precificado pelo agente como sua posição moral na sociedade.

Em um âmbito social, as variáveis decisórias do modelo individual da equação 2.17, no qual se confronta os agentes, serão funções conforme segue.

$$\begin{aligned} d = 1 \text{ se } & (1 - p_r).l(PIB, INEQ, e, DRUGS, JUST) \\ & - c(d_{t-1}, D_{t-1}, e, outros) - w(PIB, d_{t-1}, e) \\ & - p_r(JUST, D_{t-1}).pu(JUST) - m(d_{t-1}, D_{t-1}, INEQ, e, outros) > 0 \end{aligned} \quad (2.18)$$

Onde:  $PIB$  é a variável que indica o nível ou a taxa de crescimento da economia que estamos;  $INEQ$  é o indicador de desigualdade social dessa economia;  $e$  é o nível médio de

educação ou escolaridade dos agentes; *DRUGS* é um indicador do tamanho do comércio de drogas ilícitas; *JUST* é o indicador de eficiência jurídica dessa economia;  $d_{t-1}$  é o histórico criminal individual no período anterior;  $D_{t-1}$  é o passado criminal da sociedade.

O efeito das variáveis socioeconômicas sobre a decisão criminal corresponde as primeiras derivadas na equação 2.18, conforme analisado nos parágrafos posteriores.

O ganho esperado da ação criminosa responde proporcionalmente: ao nível da atividade econômica da sociedade, pois esta aumenta a quantidade de produtos potenciais a serem subtraídos; à desigualdade social, que induz a um componente de inveja social entre os agentes; ao nível educacional, por estar ligado com o nível de riqueza, o que gera maior montante a sofrer uma ação; ao nível do comércio de drogas, pois esse comércio é a principal atividade criminal rentável. Também responde de forma inversa ao nível de eficiência jurídica, porque este aumentará a probabilidade de apreensão dos criminosos ( $p_r$ ). Formalmente, temos que:

$$\frac{\partial ge}{\partial PIB} > 0 \quad \frac{\partial ge}{\partial INEQ} > 0 \quad \frac{\partial ge}{\partial e} > 0 \quad \frac{\partial ge}{\partial DRUGS} > 0 \quad \frac{\partial ge}{\partial JUST} < 0 \quad (2.19)$$

Os custos associados à atividade criminal respondem inversamente: às atividades criminais individuais anteriores devido ao aprendizado dos criminosos em busca de ações mais eficientes, ou seja, *Learning by Doing* do bandido; ao passado criminal da sociedade, porque se tem a ideia de que os criminosos trocam informações entre eles; ao nível educacional, pois isso pode gerar criminosos mais bem preparados para planejar os custos das ações. Assim, expressamos esses efeitos como:

$$\frac{\partial c}{\partial d_{t-1}} < 0 \quad \frac{\partial c}{\partial D_{t-1}} < 0 \quad \frac{\partial c}{\partial e} < 0 \quad (2.20)$$

Os salários nas atividades lícitas são vistos como um custo de oportunidade para o agente ingressar nas atividades criminais. Assim, o custo de oportunidade responde proporcionalmente: ao nível da atividade econômica, pois quando o mercado de trabalho está aquecido ou o desemprego é baixo, os salários também estão crescendo, o que aumenta o custo de oportunidade do criminoso; ao nível educacional, pois os trabalhadores acumularam educação com a finalidade de buscar melhores salários. Além disso, os salários respondem inversamente ao passado criminal individual devido à perda de reputação dos agentes. Assim, temos a formalização como:

$$\frac{\partial w}{\partial PIB} > 0 \quad \frac{\partial w}{\partial e} > 0 \quad \frac{\partial w}{\partial d_{t-1}} < 0 \quad (2.21)$$

A probabilidade de a polícia apreender um criminoso responde de forma direta à efetividade da justiça, pois quanto mais efetiva a justiça, mais criminosos ela consegue julgar. Também, responde de forma inversa ao passado criminal da sociedade, pois, quanto mais agentes cometem crimes, menor será a capacidade de apreensão da polícia. Isso pode ser representado

por:

$$\frac{\partial p_r}{\partial JUST} > 0 \quad \frac{\partial p_r}{\partial D_{t-1}} < 0 \quad (2.22)$$

A punição recebida pelos criminosos é uma função crescente do nível de justiça, porque quanto mais efetiva é a justiça, mais os agentes perceberão a punição. Assim, temos que:

$$\frac{\partial pu}{\partial JUST} > 0 \quad (2.23)$$

A posição moral dos indivíduos na sociedade responde inversamente: ao passado criminal individual, pois se ele já cometeu um crime, por preconceitos sociais, ele terá uma menor posição social a defender; ao passado criminal da sociedade, pois quanto mais criminalizada for a sociedade, menos moralizada ela será; a desigualdade de rendas, pois a desigualdade afeta a inveja entre os indivíduos, o que reduz o grau de moralidade. Também, responde diretamente ao nível de educação, pois a escola pode ser vista como uma formadora moral de seus alunos. Aqui, podemos ter outros efeitos sobre a moralidade, como religião, formação e composição familiar, entre outros. Assim, a formalização será:

$$\frac{\partial m}{\partial d_{t-1}} < 0 \quad \frac{\partial m}{\partial D_{t-1}} < 0 \quad \frac{\partial m}{\partial INEQ} < 0 \quad \frac{\partial m}{\partial e} > 0 \quad (2.24)$$

### 2.3.2 Implicações

Dessa forma, a equação 2.18 pode ser reescrita como função, apenas, das variáveis sociais conforme 2.25, onde os efeitos totais dependerão das suposições feitas e suas magnitudes.

$$f(\underbrace{PIB}_{?}, \underbrace{INEQ}_{+}, \underbrace{d_{t-1}}_{+}, \underbrace{D_{t-1}}_{+}, \underbrace{e}_{?}, \underbrace{DRUGS}_{+}, \underbrace{JUST}_{-}, \text{outros}) = f(\psi) > 0 \quad (2.25)$$

Onde  $\psi$  é o vetor de determinantes da decisão pela criminalidade.

Os efeitos das variáveis sociais sobre a decisão criminal podem ser expressos como funções combinadas das suposições 2.19, 2.20, 2.21, 2.22, 2.23 e 2.24. Assim, temos que:

$$\frac{\partial f}{\partial PIB} = \frac{\partial ge}{\partial PIB} - \frac{\partial w}{\partial PIB} = ? \quad (2.26)$$

$$\frac{\partial f}{\partial INEQ} = \frac{\partial ge}{\partial INEQ} - \frac{\partial m}{\partial INEQ} > 0 \quad (2.27)$$

$$\frac{\partial f}{\partial d_{t-1}} = -\frac{\partial c}{\partial d_{t-1}} - \frac{\partial w}{\partial d_{t-1}} - \frac{\partial m}{\partial d_{t-1}} > 0 \quad (2.28)$$

$$\frac{\partial f}{\partial D_{t-1}} = -\frac{\partial c}{\partial D_{t-1}} - \frac{\partial p_r}{\partial D_{t-1}} \cdot pu - \frac{\partial m}{\partial D_{t-1}} > 0 \quad (2.29)$$

$$\frac{\partial f}{\partial e} = \frac{\partial ge}{\partial e} - \frac{\partial c}{\partial e} - \frac{\partial w}{\partial e} - \frac{\partial m}{\partial e} =? \quad (2.30)$$

$$\frac{\partial f}{\partial DRUGS} = \frac{\partial ge}{\partial DRUGS} > 0 \quad (2.31)$$

$$\frac{\partial f}{\partial JUST} = \frac{\partial ge}{\partial JUST} - \frac{\partial p_r}{\partial JUST} \cdot pu - p_r \cdot \frac{\partial Pu}{\partial JUST} < 0 \quad (2.32)$$

Dadas as suposições e implicações do modelo de migração de [Fajnzylber, Lederman e Loayza \(2002\)](#), vamos, no capítulo da metodologia, propor o modelo que será testado empiricamente nessa dissertação.



### 3 Referencial empírico

Esse capítulo apresenta os trabalhos nacionais e internacionais sobre a criminalidade que utilizaram a econometria espacial e o modelo de migração. Os trabalhos citados nessa seção são das últimas duas décadas e estão organizados nas tabelas 1 e 2. Destaca-se aqui, as principais ideias e conclusões desses trabalhos nas próximas seções, que separam estes em nacionais e internacionais.

#### 3.1 Literatura empírica internacional

Essa seção cita somente os trabalhos internacionais sobre o tema da migração criminal abordando principalmente os trabalhos norte-americanos e europeus, que estão expostos na tabela 1.

[Baller et al. \(2001\)](#), com o instrumental da análise espacial, verificou a diferença de regimes espaciais entre os estados do norte e sul dos EUA, além de verificar uma cultura de violência nos estados do sul. Isso significa que os estados do sul dos EUA têm vizinhanças mais violentas do que os do norte, ou seja, o aumento dos crimes em uma região tende a aumentar os crimes nas regiões vizinhas. O trabalho utilizou, para isso, os principais indicadores criminais do país nos anos 1960, 1970, 1980 e 1990. Também, outros trabalhos verificaram a existência desses regimes espaciais distintos nas regiões dos EUA. ([COLLINS; BABYAK; MOLONE, 2006](#); [ERDOGAN et al., 2011](#); [MESSNER; ANSELIN, 2004](#)) Esses resultados representam que há culturas distintas nos EUA e que os estados do sul têm vizinhanças mais violentas, enquanto os estados do norte têm vizinhanças mais cordiais.

Nos trabalhos europeus, [Lauridsen et al. \(2013\)](#) testou a ideia do modelo de migração para a atividade ilícita e verificou, além da hipótese de correlação espacial entre os diferentes países, que a renda e o nível educacional têm efeitos negativos na atividade criminal e que a inflação, a capacidade de emprego e a taxa de urbanização têm efeitos positivos nos crimes. Isso indica uma confirmação dos determinantes sociais da criminalidade. Para isso, o trabalho utilizou dados de 2000 a 2007 para os países da União Europeia e estimou a metodologia de painel espacial tanto para efeitos fixos quanto para efeitos aleatórios.

[Pavlo \(2011\)](#), por sua vez, destacou os indicadores de pobreza como um dos determinantes da criminalidade nas regiões ucranianas mostrando também forte diferença de regimes criminais entre as regiões leste e oeste do país, mas ainda não encontrou evidências para a renda, o crescimento da renda e desigualdade social. Porém, indicou forte relação no combate criminal do indicador de justiça usado, a eficiência policial. Além disso, destacou que o tráfico de drogas está concentrado em regiões economicamente mais desenvolvidas. Em sua análise, utilizou os estimadores de painel espacial para um período de 2001 a 2008.

Nos trabalhos da Itália, especificamente, [Cracolici e Uberti \(2009\)](#) encontraram a presença do crime organizado nas regiões dominadas pela máfia e que há dependência espacial, para isso, utilizaram dados de crimes divulgados pelas autoridades italianas e a metodologia espacial para os anos de 1999 e 2003. [Daniele e Marani \(2011\)](#) fizeram uma análise do investimento estrangeiro direto e suas relações com a criminalidade através de um painel dos períodos de 2002 a 2006 com controles espaciais e o modelo de migração e, assim, encontraram uma correlação negativa entre os investimentos e os indicadores criminais.

Em um trabalho da África do Sul, [Breetzke \(2008\)](#) traçou o perfil dos criminosos, de crimes violentos, econômicos e sexuais, na Região Metropolitana de Tswane, e encontrou o perfil médio como sendo: homens, negros, jovens e não qualificados. Utilizou, para isso, análise de dados espaciais e um modelo de migração para 2006, verificando que há, também, correlação espacial dos crimes.

No Japão, [Kakamu, Polasek e Wago \(2008\)](#) fizeram uma análise de dezoito tipos de crimes diferentes da agência de polícia japonesa para o período de 1990 a 2001 e estimaram via simulação bayesiana o modelo de migração criminal para dados em painel espacial. Seus resultados não encontram correlação espacial em nenhum tipo de crime além de terem encontrado efeitos negativos em: desemprego, renda e taxa de apreensão; por outro lado, os efeitos positivos são: taxa de estrangeiros, efetivo policial e número de hotéis. Cabe salientar a dificuldade de comparação da realidade criminal japonesa com a brasileira por diversas diferenças entre os dois países e, no quesito espacial, ao fato do país ser uma ilha.

Em conclusão, os trabalhos internacionais nos confirmaram os determinantes teóricos da criminalidade, como renda, desemprego, educação, proporção de jovens homens e, em alguns casos, pobreza e tráfico de drogas. Também, exceto o Japão, os trabalhos estavam preocupados com a dimensão espacial da criminalidade para casos de vizinhanças violentas ou cordiais.

### **3.2 Literatura empírica nacional**

Essa seção apresenta os trabalhos brasileiros para a questão da análise econômica da criminalidade conforme expostos na tabela 2, focando no modelo de migração e no uso da econometria espacial.

[Pezzin e Macedo \(1986\)](#) testaram hipóteses da influência da urbanização na criminalidade baseados no modelo de migração. Sua análise levou em consideração os dados criminais e socioeconômicos da Região Metropolitana de São Paulo no período de 1980 a 1984 e teve como um dos pontos a se destacar a ideia de que a posição social do indivíduo importa para sua escolha e isso faz com que haja um efeito moral nas atividades criminosas.

[Neto \(2011\)](#), por sua vez, fez um modelo de migração com econometria espacial para explicar os determinantes sociais da criminalidade na cidade de São Paulo no ano de 2001 e encontrou correlação espacial para homicídios, mas não para os crimes contra o patrimônio.

Figura 1 – Resumo do referencial empírico internacional

Autores	País	Tipo dos Dados	Método	Variáveis endógenas	Variáveis exógenas
Baller et al (2001)	Estados Unidos	Dados municipais dos anos de 1960, 1970, 1980 e 1990.	Modelo de migração de cross-section espacial.	(1) Homicídios	(1) Percentual de negros, (2) Renda média familiar, (3) Desigualdade, (4) Pobreza, (5) Famílias lideradas por mulheres, (6) Idade média, (7) Desemprego, (8) Divórcios e (9) Dummy para estados do Sul
Messner e Anselin (2004)	Estados Unidos	Dados municipais dos anos de 1960, 1970, 1980 e 1990.	Modelo de migração de cross-section espacial.	(1) Homicídios	(1) Média de idade da população, (2) Divórcios, (3) Desemprego, (4) Dummy de sul e (5) População
Kakamu, Polasek e Wago (2008)	Japão	Dados municipais do período de 1990 a 2001.	Modelo de migração de dados em painel espacial.	(1) Homicídios, (2) Roubos, (3) Incêndios intencionais e (4) Estupros	(1) PIB municipal, (2) Desemprego, (3) Número de estrangeiros, (4) Efetivo policial, (5) Taxa de apreensão e (6) Número de hotéis
Cracolici e Uberti (2009)	Itália	Dados regionais do período de 1999 a 2003.	Modelo de migração de dados em painel espacial.	(1) Homicídios, (2) Roubos, (3) Fraude e (4) Extorsões	(1) Severidade da pena, (2) Compartilhamento de experiências entre criminosos, (3) Crimes de pessoas desconhecidos, (4) Desemprego masculino, (5) PIB, (6) Jovens, (7) Idade e (8) Estrangeiros
Daniele e Mariani (2011)	Itália	Dados regionais do período entre 2002 e 2006.	Modelo de investimentos externos e crimes para dados em painel.	(1) Investimento estrangeiro direto	Crimes defasados (Extorsão, Associação, Ataques e Incêndios culposos)
Pavlo (2011)	Ucrânia	Dados regionais do ano de 2001.	Modelo de migração de cross-section espacial.	(1) Homicídios, (2) Roubos, (3) Furtos e (4) Estupros	(1) Urbanização, (2) Efetivo policial, (3) Jovens homens, (4) Escolaridade, (5) Crescimento do PIB, (6) Desigualdade, (7) Pobreza, (8) Desemprego e (9) Taxa de mães solteiras
Lauridsen et al (2013)	União Europeia	Dados nacionais de 15 países do período de 2000 a 2007.	Modelo de migração de dados em painel espacial.	(1) Crimes totais reportados pela polícia	(1) Crescimento do PIB, (2) População ativa, (3) Escolaridade, (4) População urbana e (5) Inflação

Fonte: Elaborado pelo autor (2017).

Também, não encontrou evidências quanto à presença de favelas nos aumentos da criminalidade; destacou, por fim, a importância da eficiência policial para reduzir a criminalidade contra a propriedade.

Gaulez e Maciel (2015) avaliaram os determinantes dos crimes associados ao patrimônio e às pessoas para o Estado de São Paulo por meio de um modelo de migração e técnicas espaciais para o ano de 2011, mostrando que há correlação espacial tanto nos dados criminais quanto nos erros e, assim, encontraram efeitos positivos em renda, urbanização e na densidade

demográfica.

Nos trabalhos do Estado de Minas Gerais, [Peixoto, Moro e Andrade \(2003\)](#) fizeram uma análise espacial da Região Metropolitana de Belo Horizonte para o ano de 2001, que identificou diferenças na estrutura espacial para os diferentes tipos de crimes utilizados, ou seja, os regimes distintos das vizinhanças mudam dependendo do crime analisado.

[Almeida, Haddad e Hewings \(2005\)](#) fizeram uma análise dos homicídios com os determinantes sociais do Estado de Minas Gerais para o ano de 1995 e encontraram além de evidências claras de correlação espacial nos dados, também diferentes regimes para a criminalidade dividindo o estado entre norte e sul, como no caso americano citado na seção anterior.

Já, [Scalco, Amorim e Gomes \(2012\)](#) criaram um índice de efetividade técnica da polícia em cada município do Estado de Minas Gerais para o ano de 2005 usando a análise envoltória dos dados e destacaram que há um baixo nível de eficiência técnica da polícia e, ainda, uma grande heterogeneidade existente entre os municípios e que isso poderia ser usado para que houvesse uma troca de informações entre as sedes das autoridades.

[Almeida e Guanzioli \(2013\)](#) questionaram o fato de existirem diferentes taxas de crimes não poderia ser pela existência de convergência entre os índices criminais nos diferentes municípios mineiros, ou seja, o fato de haver municípios com altos índices de crimes significaria que o crescimento dessas estatísticas seria menor do que em municípios onde houvesse menores valores criminais. Isso foi testado durante a década de 2000 e o estudo apontou que há essa convergência usando a econometria espacial. [Santos e Filho \(2011\)](#) também fizeram uma análise de convergência, mas agora, para todo território nacional por microrregiões e, então, encontraram convergência nos indicadores de homicídios para o período entre 1990 e 2000.

[Loureiro e Carvalho \(2006\)](#) usaram dados estaduais para o Brasil entre 2001 e 2003 para ressaltar que os gastos com assistência social têm um efeito dissuasor importante nos crimes, porém não encontraram efeitos dos gastos com segurança pública na redução da criminalidade usando, para isso, estimadores de dados em painel e econometria espacial.

[Sachsida et al. \(2010\)](#) fez uma aplicação do modelo de migração com dados de 1981 a 1995 apenas para homicídios dolosos e salientou, dentre os determinantes clássicos observados na literatura à luz da metodologia de dados em painel, a questão da inercial criminal, ou melhor, o efeito moral dos criminosos.

[Uchoa e Menezes \(2014\)](#) salientaram a questão da impunidade como determinante principal dos aumentos dos crimes contra pessoas e propriedades nos diversos estados brasileiros, utilizando metodologias de painel de dados para o período de 2005 a 2009, controlando o efeito de dependência espacial entre as regiões vizinhas. Há outros trabalhos que também fizeram análises espaciais do modelo de migração e, por diferentes métodos, corroboraram os determinantes clássicos da criminalidade em suas análises. ([FERNANDEZ; LOBO, 2003](#); [CRUZ; MENEZES; JÚNIOR, 2013](#); [FAJNZYLBER; LEDERMAN; LOAYZA, 2002](#); [JUNIOR; SILVA, 2015](#))

Shikida et al. (2006) aplicou questionários nas penitenciárias da cidade de Piraquara-PR para analisar o comportamento dos criminosos presos, usando modelos de escolha binária e, assim, sua principal contribuição foi indicar que a posição moral é o principal determinante para a migração para atividades ilícitas. Também encontrou que o perfil de jovens, homens e sem religião é o perfil mais propenso à violência na atividade criminosa. Além disso, ressaltou que os criminosos que não acreditam no poder das autoridades judiciárias são mais violentos.

Para o Estado do Rio Grande do Sul, Oliveira (2008) fez uma análise espacial de homicídios, furtos e roubos para todos os municípios no ano de 2000 e encontrou evidências de dependência espacial apenas para os furtos e roubos e destacou, ainda, o papel da família e da escola como meio de dissuadir a atividade criminal.

Mariani (2011), em sua análise espacial para o período de 2000 a 2008, destacou a dependência espacial dos municípios pertencentes à RMPA. Brunet et al. (2008) introduziu uma análise de correlação dos determinantes sociais clássicos com a criminalidade na RMPA para o ano de 2000. Já, Oliveira e Junior (2009) analisaram os determinantes de organização social do crime para a Região do Corede da Produção nos períodos de 1997 a 2005 através de estimadores de painel para os crimes de homicídio, roubo, furto e lesão corporal. Com isso, destacaram que não houve evidências de dependência espacial nos crimes utilizados.

Por fim, Cortes (2016) fez uma análise de todos tipos de crimes divulgados pela Secretaria de Segurança Pública do Estado do RS para os anos de 2002 a 2014, através da análise dos componentes principais, com o intuito de construir um indicador de criminalidade para o estado. Assim, seu índice, com base nos fatores comuns, explicou que, apenas um pouco mais de 30% da variabilidade total dos crimes do Estado do RS têm determinantes comuns.

Com isso, podemos concluir que os trabalhos brasileiros, assim como os trabalhos internacionais, corroboraram as principais hipóteses da teoria econômica do crime para os principais determinantes da atividade: renda, desemprego, desigualdade, urbanização, efetivo policial, densidade demográfica, escolaridade, tráfico de drogas, proporção de jovens e, também, que é necessário considerar os efeitos espaciais nos modelos empíricos. Por conta disso, o modelo empírico testado nessa dissertação considera todos esses determinantes na análise. No próximo capítulo, trata-se dos dados que serão utilizados no modelo.

Figura 2 – Resumo do referencial empírico nacional

Autores	País	Tipo dos Dados	Método	Variáveis endógenas	Variáveis exógenas
Peixoto, Moro e Andrade (2003)	Brasil	Dados municipais da Região Metropolitana de Belo Horizonte do ano de 2001.	Modelo de migração de cross-section espacial.	(1) Homicídios e (2) Roubos	(1) Acabamento de residências, (2) Efetivo policial, (3) Urbanização, (4) Matrículas no ensino médio, (5) Índice de serviços privados, (6) Oferta de educação e (7) Disponibilidade da rede de esgotos
Loureiro e Carvalho (2006)	Brasil	Dados estaduais do período entre 2001 e 2003.	Modelo de migração de dados em painel espacial.	(1) Homicídios, (2) Roubos, (3) Furtos e (4) Sequestros	(1) Desigualdade, (2) Pobreza, (3) Renda domiciliar, (4) Desemprego, (5) Domicílios uniparentais, (6) Jovens homens, (7) Escolaridade, (8) Gastos de segurança e (9) Gastos sociais
Shikida et al (2006)	Brasil	Dados primários de questionários da penitenciária de Piraquara-PR em 2003.	Modelo de escolha binária (Logit).	(1) Decisão de cometer crimes violentos	(1) Características pessoais, (2) Socioeconômicas, (3) Herança familiar, (4) Fatores catalisadores, (5) Religiosos e de (6) Hábitos e gostos
Oliveira (2008)	Brasil	Dados municipais do Estado do Rio Grande do Sul do ano de 2000.	Modelo de migração de cross-section espacial.	(1) Homicídios, (2) Furtos e (3) Roubos	(1) Desigualdade, (2) Densidade, (3) Escolaridade, (4) Famílias comandadas por mulheres e (5) Pobreza
Oliveira e Junior (2009)	Brasil	Dados municipais do corede da produção do RS do período entre 1997 e 2005.	Modelo de migração de dados em painel espacial.	(1) Homicídios, (2) Lesões corporais, (3) Roubos e (4) Furtos	(1) Densidade e (2) PIB per capita
Sachsida et al (2010)	Brasil	Dados estaduais do Brasil do período de 1981 a 1995.	Modelo de migração de dados em painel dinâmico.	(1) Homicídios intencionais	(1) Pobreza, (2) Desigualdade, (3) Urbanização, (4) Desemprego, (5) Gasto de segurança e (6) Escolaridade
Neto (2011)	Brasil	Dados municipais da cidade de São Paulo do ano de 2001.	Modelo de migração de cross-section espacial.	(1) Homicídios, (2) Roubos e (3) Furtos de veículos	(1) Renda, (2) Desigualdade, (3) Proporção de jovens, (4) Prisões e (5) Áreas de favelas
Uchoa e Menezes (2014)	Brasil	Dados estaduais do período entre 2005 e 2009.	Modelo de migração de dados em painel espacial.	(1) Homicídios	(1) Impunidade, (2) Efetivo policial, (3) Gasto de segurança, (4) PIB per capita, (5) Analfabetismo, (6) Desemprego, (7) Desigualdade, (8) Densidade, (9) Expectativa de vida, (10) Homens, (11) Fecundidade, (12) Urbanização e (13) Jovens
Gaulez e Maciel (2015)	Brasil	Dados municipais do Estado de São Paulo do ano de 2011.	Modelo de migração de cross-section espacial.	(1) Furtos e (2) Roubos	(1) Renda, (2) Instituições financeiras, (3) Densidade demográfica, (4) Proporção de jovens, (5) Número de médicos e (6) Urbanização

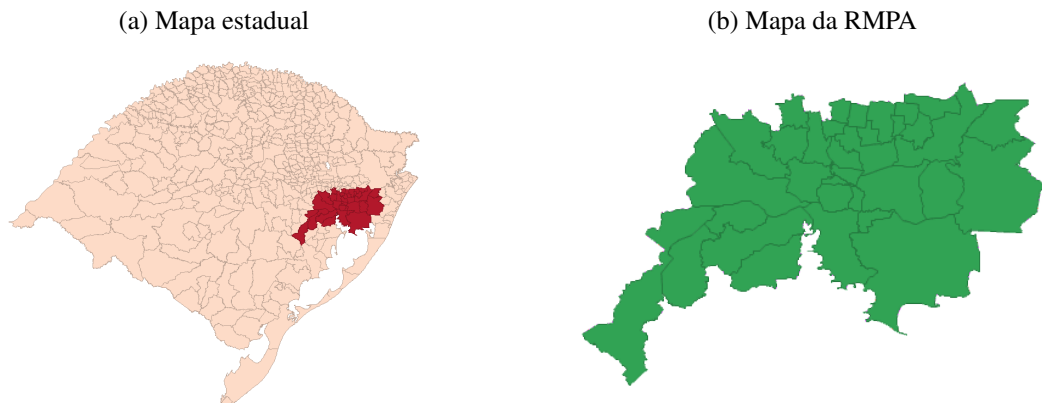
## 4 Dados

Esse capítulo da dissertação foi dividido em três seções para a melhor exposição da natureza dos dados aplicados ao modelo proposto. Na primeira seção, abordamos a evolução dos indicadores usados. Na segunda seção, são apresentadas as informações das bases de dados governamentais. E, na última seção, fazemos uma análise espacial dos dados para então conseguir definir qual o melhor modelo para o processo de estimação.

### 4.1 Fatos Estilizados

A RMPA é uma região formada por trinta e quatro municípios, que estão interligados por diversos meios de transporte e urbanização, o que faz desta uma região proporcionalmente pequena em relação ao Estado do RS, porém extremamente densa populacionalmente. A figura 3 mostra o mapa do Rio Grande do Sul destacando os municípios que compõe a RMPA<sup>1</sup>.

Figura 3 – Mapas de localização



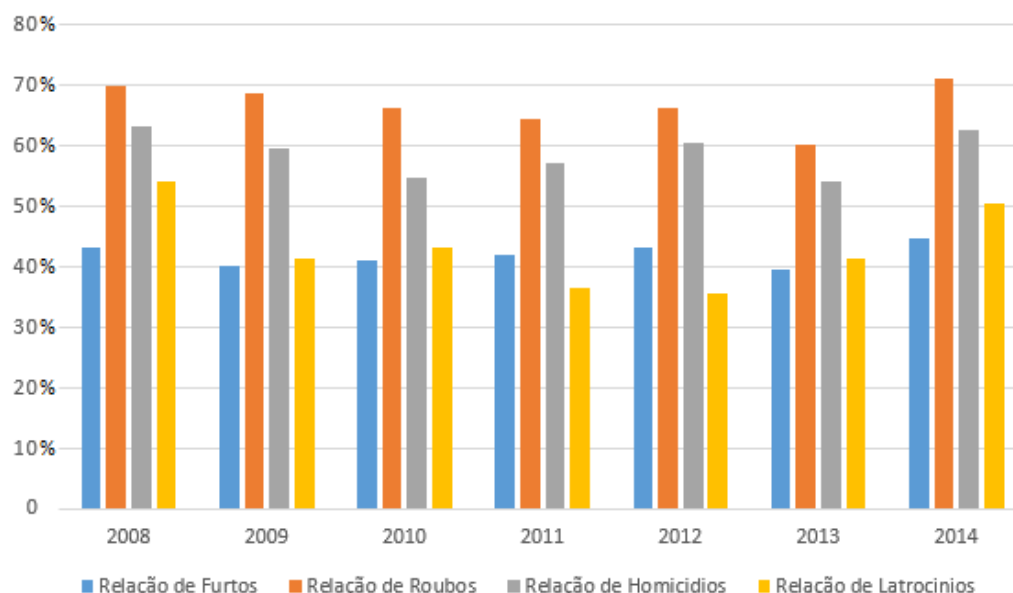
Fonte: Elaborado pelo autor com o software Geoda<sup>®</sup> (2017).

Visto que a RMPA é uma região extremamente urbanizada em torno da capital do Estado, constata-se através da figura 4, a evolução da participação dessa região sobre o total de crimes cometidos no Estado do RS para cada tipo de crime analisado. Primeiro, os crimes de furtos cometidos na região metropolitana correspondem em torno de 40% dos furtos totais do Estado em todos os anos analisados; segundo, os roubos cometidos nessa região correspondem a quase 70% dos roubos do Estado em todos os anos; terceiro, os homicídios ocorridos na região metropolitana representam quase 60% do total estadual, oscilando nesse patamar no período

<sup>1</sup> As cidades que compõe essa região são: Alvorada, Araricá, Arroio dos Ratos, Cachoeirinha, Campo Bom, Canoas, Capela de Santana, Charqueadas, Dois Irmãos, Eldorado do Sul, Estância Velha, Esteio, Glorinha, Gravataí, Guaíba, Igrejinha, Ivoti, Montenegro, Nova Hartz, Nova Santa Rita, Novo Hamburgo, Parobé, Portão, Porto Alegre, Rolante, Santo Antônio da Patrulha, São Jerônimo, São Leopoldo, São Sebastião do Caí, Sapiranga, Sapucaia do Sul, Taquara, Triunfo e Viamão.

entre 2008 e 2014; e quarto, os latrocínios ocorridos na RMPA variam entre 40% e 50% dos latrocínios totais no período de 2008 a 2014. Esses indicadores de crimes estão em conformidade com o portal CrimeVis<sup>2</sup> da Fundação de Economia e Estatística do Estado RS.

Figura 4 – Participação da Região Metropolitana por tipo de crime



Fonte: Elaborado pelo autor com os dados da SSP-RS (2017).

Na figura 5, temos a evolução dos registros de crimes no período de 2008 a 2014 para furtos, roubos, homicídios e latrocínios, respectivamente. Como podemos constatar, havia uma estabilidade no número de crimes, e até mesmo tendência de queda, de furtos e roubos até 2013, quando houve uma reversão da tendência de todos indicadores apresentados.

Como os gráficos 4 e 5 também sugerem, a RMPA é uma importante e significativa região do Estado do RS e sua criminalidade vai de 40% a 60% da criminalidade do Estado do RS, dependendo do indicador criminal analisado. Assim, isso nos fornece evidências para abordar esse tema como objeto de estudo.

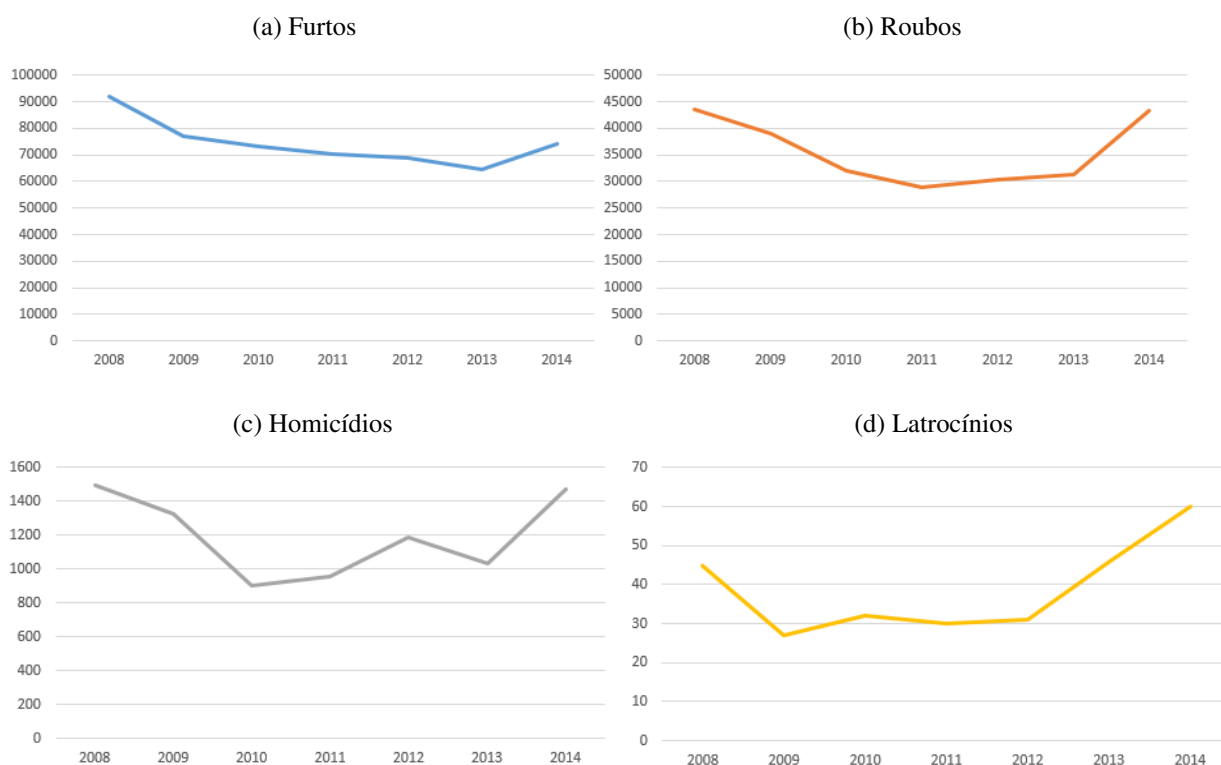
Além disso, cabe destacar algumas comparações socioeconômicas<sup>3</sup> entre os dados da RMPA e os do Estado do RS. Primeiramente, segundo o Censo do IBGE de 2010, a taxa de urbanização média da RMPA é de 88,33%, havendo uma redução para 55,54% quando consideramos os outros municípios do RS. Ou seja, a RMPA é altamente urbanizada, o que pode ser importante na inclusão da hipótese de dependência espacial dos crimes. Segundo, conforme o gráfico 7a, a região estudada em torno de Porto Alegre tem uma população que situa-se em torno de 38% da população total do estado para todos os anos analisados. Quanto à comparação das remunerações médias dos empregados no setor formal, nota-se, no gráfico 7b, que os salários são mais altos na região metropolitana do que a média estadual, mas essa diferença vem se reduzindo com o tempo. Agora, vendo a taxa de presença e tráfico de drogas ilícitas no gráfico

<sup>2</sup> Disponível em: <<http://shiny.fee.tche.br/CrimeVis/>>.

<sup>3</sup> Com os respectivos gráficos citados expostos em seção anexa A dessa dissertação.



Figura 5 – Evolução temporal da criminalidade entre 2008 e 2014



Fonte: Elaborado pelo autor com os dados da SSP-RS (2017).

7c, percebe-se que, além da taxa média dos municípios da RMPA ser mais elevada que a média estadual, ainda essa diferença aumentou no período recente. O gráfico 7d mostra que, embora a participação dos vínculos policiais da RMPA seja muito elevada em relação aos vínculos estaduais, mais de 90%, essa relação está em queda com a elevação maior dos vínculos no interior do Estado. Quanto aos registros de divórcios no gráfico 7e, tem-se que a taxa média da RMPA é estruturalmente maior que a média estadual, sendo de 85 casos para uma população fixa de 100 mil pessoas contra apenas 40 casos de média estadual para cada 100 mil pessoas no ano de 2014. Agora, o saldo total de detentos em estabelecimentos penais do gráfico 7f é deficitário nas duas regiões, ainda assim, o déficit da RMPA é sempre menor que o do Estado, porém o déficit estadual reduziu de maneira mais rápida, em alguns dos anos analisados, diminuindo a diferença.

Dentre outras variáveis do nosso modelo, a figura 7g mostra um índice de distorção da idade e série no ensino médio escolar, no qual vemos uma leve tendência declinante em todos os casos. Mesmo o indicador médio da região metropolitana sendo constantemente maior que a média estadual. Outra variável que mede o nível de escolaridade está expressa na figura 6b, onde temos que o nível médio de escolaridade dos trabalhadores formais é sempre mais alto na região metropolitana, porém a diferença entre esses e a média estadual vem caindo entre 2008 e 2014. Também, a proporção de jovens homens mantém-se em torno de 18% para o Estado do RS, porém a figura 7h mostra uma tendência declinante indicando que, mesmo tendo mais

jovens na RMPA proporcionalmente ao Estado, essa diferença de jovens homens vem caindo com o tempo.

Um bom indicador do mercado de trabalho municipal está expresso na figura 6a, onde temos a razão entre as taxas médias de desocupação do mercado formal. Esse gráfico nos mostra que a taxa média da região metropolitana é sempre mais alta que a taxa estadual e, ainda, essa diferença está aumentando com o tempo.

Por fim, temos duas medidas da atividade econômica municipal: a primeira está no gráfico 6c, em que temos a arrecadação do imposto municipal sobre serviços, o ISSQN. No agregado, temos a região metropolitana responsável por cerca de 55% do total; a segunda medida é a taxa de estabelecimentos de instituições financeiras em cada município, que está expresso na figura 6d, e mostra a taxa média estadual acima da taxa média da RMPA, o que significa maior presença média de bancos no interior do Estado.

Todas essas medidas salientam alta urbanização e a importância da região estudada no contexto do Estado do Rio Grande do Sul.

## 4.2 Descrição dos Dados

Essa seção trata da fonte dos dados extraídos para a posterior aplicação dos métodos propostos nessa dissertação. De início, vamos abordar as variáveis que essa dissertação aponta como objeto de estudo, os indicadores criminais. Para isso, usamos os quatro principais indicadores criminais registrados pela autoridade competente: a taxa de homicídios, a taxa de furtos, a taxa de roubos e a taxa de latrocínios.

Os crimes de homicídios são os atos de suprimir a vida humana seja esse ato intencional ou mesmo por imperícia ou negligência e estão previstos na legislação penal brasileira<sup>4</sup>. Há, também, os furtos e roubos que são crimes contra o patrimônio e que ocorrem por subtração indevida de bens móveis e diferenciam-se pelo não uso ou uso da violência e/ou ameaças, respectivamente<sup>5</sup>. Os crimes de latrocínio são roubos qualificados seguidos de morte da vítima por violência do agressor e, por isso, são os crimes mais complexos, por ser tanto um crime contra o patrimônio como um crime contra a vida<sup>6</sup>. Todos esses indicadores foram extraídos das estatísticas oficiais da Secretaria de Segurança Pública do Estado do Rio Grande do Sul em números absolutos de delitos cometidos no determinado ano. A posterior transformação dessas variáveis em taxas básicas segundo a inferência clássica foi inspirada em [Carvalho et al. \(2011\)](#), onde temos:

$$TB_i = \frac{Y_i}{P_i} 100000 \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (4.1)$$

<sup>4</sup> Segundo o artigo 121 do Código Penal Brasileiro.

<sup>5</sup> Segundo o artigo 155 do Código Penal Brasileiro.

<sup>6</sup> Segundo o artigo 157 do Código Penal Brasileiro.

Em que  $Y_i$  é o número absoluto de delitos registrados pelo órgão;  $P_i$  é a população sob risco de tal delito;  $TB_i$  é a taxa resultante para tal crime sob a referência de uma população fixa de 100 mil habitantes.

Dada a apresentação da variável endógena, concentramo-nos nas variáveis explicativas para testar o modelo de migração criminal. Inicialmente, abordamos a *proxy* para o sistema judiciário, como forma de medir a efetiva ação pública para inibir as atividades criminosas e a capacidade do Estado de manter os criminosos presos, e, para isso, utilizamos duas variáveis: os vínculos policiais ativos em cada município e a capacidade total em estabelecimentos prisionais. O número de vínculos policiais ativos foi obtido do relatório anual de informação social (RAIS) do mercado de trabalho e compreende as seguintes ocupações: delegado, escrivão, investigador, papiloscopista, guarda civil municipal e agente de segurança. A capacidade em estabelecimento prisional refere-se à quantidade total de detentos que estão presos nas penitenciárias existentes na RMPA e foi obtida através dos dados estatísticos da Superintendência de Serviços Penitenciários do Estado (Susepe-RS).

O próximo passo é definir a *proxy* utilizada para a ideia do custo de oportunidade para a atividade ilícita e, para esse fim, estabeleceu-se a variável de remuneração média dos trabalhadores empregados nas atividades formais e, essa variável está disponível nos microdados do relatório anual de informação social (RAIS) do Ministério do Trabalho e Previdência Social do Brasil. Nela encontra-se a faixa salarial, em salários mínimos, de cada indivíduo por município e cabe aqui um tempo computacional para agrupar os trabalhadores e fazer a remuneração média em salários mínimos dos municípios.

A próxima variável relacionada ao modelo de migração é a do mercado de drogas e, para isso, o indicador construído nesse estudo conta com o número de registros da Secretaria de Segurança Pública do Estado do RS relacionados à posse e ao tráfico de entorpecentes e utilizou a metodologia das taxas da inferência clássica conforme a equação 4.1.

A seguir, tratamos da hipótese da atividade criminosa estar ligada à atividade econômica da região e, para isso, extraímos duas variáveis: a arrecadação do imposto municipal sobre serviços de qualquer natureza (ISSQN), que é uma medida atrelada à atividade econômica municipal dos serviços prestados; e o número de estabelecimentos de instituições financeiras, que também pode ser pensado como uma medida da atividade econômica. Essas variáveis estão disponíveis nos dados estatísticos dos seguintes órgãos: Tribunal de Contas do Estado do RS e do Banco Central do Brasil, respectivamente.

Também, a hipótese de desordem social é testada através de três variáveis: a densidade demográfica, a proporção de jovens homens na população e a taxa de desemprego do mercado de trabalho. As primeiras duas foram extraídas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística do Brasil (IBGE) e a terceira da razão entre vínculos ativos e vínculos totais do relatório da RAIS. Sendo as duas primeiras variáveis contabilizadas pela população do município dividida pela unidade de área, e a população masculina na faixa dos 15 aos 24 anos dividida pela po-

pulação total, respectivamente. Além disso, testamos a hipótese de moralidade dos indivíduos através do registro de divórcios ocorridos em determinado ano, registrado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e, posteriormente, transformado em taxas básicas para uma população fixa de 100 mil habitantes.

Sobre a hipótese de educação, extraímos duas variáveis: a escolaridade média dos trabalhadores e a taxa de distorção idade e série do ensino médio. A escolaridade média foi construída com os microdados da RAIS e a taxa de distorção é contruída pelo Instituto de Estudos e Pesquisas educacionais (INEP) através da idade dos alunos e seu desempenho escolar.

Cabe notar que em muitas dessas variáveis utilizamos a relação sobre a população, que foi extraída do IBGE, ou seja, utilizamos as variáveis no formato denso ou intensivo. Anselin (2005) indica que esse é o melhor método para a análise espacial do modelo, porque comumente as variáveis extensivas<sup>7</sup> estão correlacionadas espuriamente com a área ou a população total da região, podendo levar a resultados enganosos. Para resumir as variáveis utilizadas nesse trabalho e apresentar suas estatísticas descritivas inclui-se a tabela 1 nessa seção.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Descrição	Média	Desv Pad	Mínimo	Máximo	Sinal esp.
Homicídios	por 100 mil habitantes	17,99	13,85	0	74,37	
Furtos	por 100 mil habitantes	1393,34	499,34	500,21	3509,89	
Roubos	por 100 mil habitantes	422,62	345,76	61,09	1695,30	
Latrocínios	por 100 mil habitantes	0,79	1,60	0	13,52	
População	pessoas	119.898,40	242.453,90	4.710,00	1.480.967,00	
Drogas	por 100 mil habitantes	215,20	164,71	0	1036,57	+
Vínculos policiais ativos	número de policiais ativos	352,29	1874,86	0	11552,00	-
Densidade demográfica	pessoa / km <sup>2</sup>	760,74	987,84	20,55	3129,41	+
Divórcios	por 100 mil habitantes	80,50	69,39	0	287,00	?
Remuneração média	por salário mínimo	2,61	0,72	1,66	6,02	?
Capacidade em estabelecimento penal	número de vagas para detentos	266,65	808,43	0	3647,00	-
Distorção Idade-série	índice	0,28	0,14	0	0,58	?
Jovens homens	proporção da população	0,0864	0,0046	0,0729	0,1087	+
Desocupação	proporção de vínculos	0,37	0,04	0,25	0,61	+
Escolaridade média	anos de estudo	10,33	1,04	8,04	12,61	-
Arrecadação ISSQN	em reais	326.820,30	1.450.823,00	939,64	18.400.000,00	+
Instituições financeiras	por 100 mil habitantes	10,38	5,48	0	27,89	+

Fonte: Elaborado pelo autor com o software Stata<sup>®</sup> (2017).

Com intuito de verificar as correlações entre essas variáveis, temos as tabelas 3 e 4, expostas na seção anexa B. Essas tabelas de correlação podem adiantar alguns resultados e alguns comportamentos conjuntos das variáveis que serão aplicadas no modelo proposto. Então, constata-se que os crimes que mais têm correlação entre si são os homicídios e os roubos, visto que os roubos são crimes que pressupõem a violência e que podem vir a levar ao óbito. Também, cabe destacar que o tráfico de drogas tem uma certa relação positiva, mesmo que baixa, com homicídios, furtos e roubos. Porém, essa mesma relação não se mantém para os crimes de latrocínio.

<sup>7</sup> Variáveis extensivas são as estatísticas brutas extraídas e que não estão divididas pela população local.

### 4.3 Análise Econômica dos Dados Espaciais

Essa seção busca definir qual modelo espacial é mais adequado para o caso estudado e quais suas consequências. O uso da metodologia espacial pode ser justificado pela lei espacial de Tobler (1970) segundo a qual todos os dados, como os dados econômicos, têm alguma correlação entre si, porém dados de regiões mais próximas estão mais conectados do que o de regiões mais distantes. Ou, ainda, a literatura empírica de economia do crime mostra a atividade criminal como aglomerada espacialmente entre as regiões.

Os modelos econômico-espaciais sofrem de um problema causado pela conjunção de dois processos espaciais: a dependência e a heterogeneidade. Este problema deve ser sanado pela correta identificação do processo espacial dos dados, e, para isso, existem diversas estatísticas e procedimentos a serem seguidos. Primeiramente, precisamos definir qual a matriz de pesos espaciais mais adequada para a análise de crimes e, como inúmeros trabalhos apontam, as matrizes de contiguidade são mais fidedignas a vizinhança física entre os municípios. Posteriormente, entre as matrizes de contiguidade<sup>8</sup> e considerando que a RMPA não tem fronteiras em formato de ponta entre seus municípios, definimos a matriz de contiguidade do tipo *Queen*<sup>9</sup>. Segundo Moran (1948) e Geary (1954), essas matrizes do tipo *Queen* são as primeiras que foram utilizadas em estudos e podem ser representadas como abaixo.

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ e } j \text{ são contíguos.} \\ 0, & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos.} \end{cases} \quad (4.2)$$

Onde:  $w_{ij}$  é o elemento da matriz  $W$  correspondente à contiguidade dos municípios  $i$  e  $j$ .

Após essa escolha, um procedimento essencial para tornar essa matriz utilizável no contexto de análises espaciais é a normalização na linha dessa matriz. Formalmente, essa normalização pode ser escrita como:

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad (4.3)$$

$$\sum_j w_{ij}^* = 1 \quad (4.4)$$

O resultado da matriz normalizada na linha indica, geralmente, assimetria dos pesos espaciais, significando que a região  $i$  exerce influência sobre a região  $j$  de forma distinta à influência que a região  $j$  exerce sobre a região  $i$ , ou seja,  $(w_{ij} \neq w_{ji})$ . Outra vantagem que a normalização permite é a suavização espacial dos dados e, ainda, facilita a interpretação dos pesos espaciais, pois os coeficientes normalizados indicam qual o percentual da influência é exercida por cada região.

<sup>8</sup> Existem basicamente três tipos de matrizes de pesos por contiguidade e são elas: *Rook* que não considera as tríplexes fronteiras em formato de pontas; *Queen* que considera todos tipos de fronteira física; e *Bishop* que considera somente as fronteiras em formato de pontas.

<sup>9</sup> Como já colocamos, pela ausência de fronteiras do tipo tríplex fronteira nos municípios da RMPA, as três diferentes matrizes de contiguidade são iguais.

Também, as matrizes normalizadas respeitam em maior número as propriedades 4.5 desejadas, o que as torna tratáveis no contexto de econometria espacial. Cabe ressaltar que a última condição exige que os pesos não sejam correlacionados com o termo de erro, ou seja, os pesos devem ser exógenos. Isso claramente é uma vantagem para as matrizes binárias desenvolvidas por posições geográficas que em nada influenciam a variável dependente. Por isso, deve-se ter muito cuidado ao trabalhar com as matrizes do tipo socioeconômicas para que essa propriedade seja garantida.

$$0 \leq w_{ij} < \infty \quad (4.5)$$

$$\sum_j w_{ij}^* \neq 0 \quad (4.6)$$

$$w_{ij} = 0 \quad \forall i = j \quad (4.7)$$

$$E[w_{ij} \cdot \varepsilon] = 0 \quad (4.8)$$

Agora, definida a matriz a ser utilizada, precisamos testar quais dos processos espaciais são evidentes na natureza dos dados utilizados e, para isso, precisamos utilizar alguma medida de autocorrelação espacial. As medidas de autocorrelação, no geral, dependem de uma medida de autocovariância e da variância das variáveis analisadas. Diversas medidas de autocovariância captam de forma distinta o comportamento da variáveis e dão origem a diferentes índices de autocorrelação espacial. As principais maneiras de se medir a autocovariância são as seguintes: produto cruzado, quadrado da diferença e módulo da diferença.

O índice mais utilizado e conhecido na literatura foi proposto por Moran (1948), que usou a medida de autocovariância do produto cruzado. As equações 4.9 e 4.10 mostram essa ideia para uma variável qualquer ( $z$ ) seguida da matriz de pesos espaciais escolhida ( $W$ ) no âmbito algébrico e matricial, respectivamente.

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i \cdot z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (4.9)$$

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z' W z}{z' z} \quad (4.10)$$

Uma abordagem alternativa, e já bem conhecida, para visualizar a autocorrelação espacial é o diagrama de dispersão de Moran que é representado pelo gráfico que mostra a defasagem espacial da variável de interesse no eixo vertical e o valor dessa variável no eixo horizontal, porém cabe destacar que ambos valores são padronizados para ter média zero e variância unitária. O diagrama, então, é obtido por meio de uma regressão linear com esses valores padronizados. Dado o diagrama, suas posições indicam o tipo de associação linear espacial que existe nas variáveis, a saber, Baixo-Baixo (BB), Alto-Alto (AA), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

Também, temos a medida de autocorrelação espacial proposta por Geary (1954) que considera, agora, o quadrado da diferença como medida de autocovariância e é algebricamente

dada em 4.11. Mais uma vez a hipótese nula desse teste é de que há aleatoriedade espacial, logo que não há dependência espacial e, também podem ser representados por meio de um diagrama.

$$c = \frac{n-1}{2 \cdot \sum_i \sum_j w_{ij}} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} \cdot (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (4.11)$$

Por fim, Getis e Ord (1992) propuseram uma medida de autocorrelação baseada apenas nos valores positivos de uma variável e definidas por um conjunto de observações que fiquem dentro de uma distância fixa  $d$  de determinada região. Algebricamente, temos isso em 4.12.

$$G(d) = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i \cdot y_j}{\sum_i \sum_j y_i \cdot y_j} \quad \forall j \neq i \quad (4.12)$$

Todos indicadores apresentados acima são chamados de estatísticas globais de associação espacial. Diferentemente desses, um indicador local de associação espacial deve satisfazer os seguintes critérios: a capacidade, para cada observação, de indicar *clusters* espaciais, significativos estatisticamente; a propriedade de que o somatório dos indicadores locais, para todas as regiões, é proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global correspondente. A estatística local mais disseminada é o  $I_i$  de Moran local<sup>10</sup>, que faz uma decomposição do indicador global na contribuição local de cada observação em quatro categorias de associação (AA, AB, BA, BB), cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran. Assim, o coeficiente  $I_i$  de Moran local para uma  $y$  padronizada, observada na região  $i$ ,  $z_i$ , pode ser expresso como:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (4.13)$$

Por fim, uma análise dos indicadores locais de Moran estão na seção anexa C, em que são expostos todos os diagramas de Moran para as variáveis, para todos os anos analisados e mostra que não há correlação espacial nos indicadores criminais, exceto para alguns anos isolados. Porém, quando considerado o período total, essa correlação não se mantém. Desse modo, o modelo que será considerado nessa dissertação levará em conta apenas a heterogeneidade espacial nos erros dos modelos.

<sup>10</sup> Além do  $I_i$  local, existem outras estatísticas do tipo LISA, como  $c$  de Geary local, o gama local e o  $G$  de Getis-Ord local.

## 5 Metodologia

Nesse capítulo, apresentaremos os métodos estatísticos que serão aplicados ao modelo teórico mencionado nas seções anteriores como forma de estimar os efeitos para as hipóteses propostas nesse trabalho. Os modelos que iremos mostrar nesse capítulo são: o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios; ambos com controle no erro espacial conforme testado no capítulo anterior.

### 5.1 Modelos estimados

Primeiramente, assumimos um modelo com probabilidade linear ao modelo teórico já especificado e, assim, a variável decisória  $d$  será função linear das variáveis socioeconômicas relevantes ao modelo, e sendo a decisão individual dada pela equação 5.1.

$$d = \beta \cdot \psi + \mu \quad (5.1)$$

Onde:  $\beta$  é o efeito marginal de cada variável socioeconômica no indicador criminal;  $\psi$  é o vetor de variáveis exógenas; e  $\mu$  é o termo de erro do tipo ruído branco.

A equação 5.1 também pode ser escrita em termos sociais conforme a equação 5.2.

$$D_t = \beta \cdot \psi_t + v_t \quad (5.2)$$

Em termos das variáveis utilizadas e considerando as suposições de linearidade na probabilidade da decisão, nosso modelo empírico pode ser descrito pela equação 5.3.

$$y_{it} = \ln(\text{crime}_{i,t}) = \alpha + \beta X_{i,t} + c_i + \xi_{i,t} \\ \text{Onde: } \xi_{i,t} = \lambda \cdot W \cdot \xi_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5.3)$$

Onde:  $\text{crime}_{i,t}$  são os indicadores criminais utilizados nesse trabalho considerados em taxas por 100 mil habitantes, a saber: homicídios, furtos, roubos e latrocínios;  $\alpha$  é a constante da regressão;  $\beta$  é o vetor de efeitos estimados;  $X_{i,t}$  é o vetor de variáveis exógenas do modelo, sendo elas: densidade demográfica, remuneração média, taxa de drogas, vínculos policiais ativos, taxa de divórcios, capacidade em estabelecimento penal, índice de distorção idade série, proporção de homens jovens, desemprego do mercado de trabalho, escolaridade, arrecadação municipal de ISSQN e número de instituições bancárias;  $c_i$  é a heterogeneidade municipal não observável;  $\xi_{i,t}$  é o termo de erro da equação principal que, por hipótese, tem dependência espacial;  $\lambda$  é o efeito a ser estimado da heterogeneidade espacial;  $W$  é a matriz de pesos escolhida para representar a dependência espacial;  $\varepsilon_{i,t}$  é o termo de erro ruído branco.



### 5.1.1 Modelo de efeitos fixos

Os dois métodos de estimação têm abordagens distintas quanto ao componente  $c_i$  de heterogeneidade municipal e precisamos de testes após a estimação dos dois métodos. De início, o método de efeitos fixos permite que a  $Cov(X_{it}, c_i)$  seja diferente de zero, ou seja, que haja correlação entre o componente da heterogeneidade municipal e os regressores do modelo. De tal modo que:

$$E[\xi_{it} | x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{iT}, c_i] = 0 \quad \forall \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (5.4)$$

A condição 5.4 de exogeneidade estrita do termo de heterogeneidade municipal permite a transformação da equação 5.3 em uma equação mais tratável empiricamente por meio da transformação *within*, que elimina o termo municipal e o incorpora as variáveis do modelo através das médias das observações em cada município. As novas variáveis transformadas são dadas pelas equações abaixo.

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (5.5)$$

$$\bar{c}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T c_i = c_i \quad (5.6)$$

$$\bar{x}'_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x'_{it} \quad (5.7)$$

$$\bar{\xi}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \xi_{it} \quad (5.8)$$

Então, incorporando as transformações feitas e eliminando esse efeito médio dos municípios da equação, obtém-se um modelo estimável por mínimos quadrados conforme a 5.9.

$$\underbrace{y_{it} - \bar{y}_i}_{\check{y}_{it}} = \underbrace{(x'_{it} - \bar{x}'_i)}_{\check{x}'_{it}} \beta + \underbrace{c_i - \bar{c}_i}_{=0} + \underbrace{\xi_{it} - \bar{\xi}_i}_{\check{\xi}_{it}} \quad (5.9)$$

$$\check{y}_{it} = \check{x}'_{it} \beta + \check{\xi}_{it} \quad (5.10)$$

Onde podemos deduzir que:  $\check{y} = (I_N \otimes Q_T)y$ ,  $\check{x} = (I_N \otimes Q_T)x$  e  $\check{\xi} = (I_N \otimes Q_T)\xi$ .

Sendo a matriz  $Q_T$  simétrica e idempotente e, podendo ser expressa por  $Q_T = I_T - 1_T(1'_T 1_T)^{-1} 1'_T$ .<sup>1</sup>

Desse modo, o estimador de efeitos fixos será igual ao estimador de mínimos quadrados ordinários aplicado ao modelo transformado e pode ser expresso pela equação 5.11.

$$\hat{\beta}^{FE} = \left( \sum_{i=1}^N \check{x}'_i \check{x}_i \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \check{x}'_i \check{y}_i \right) \quad (5.11)$$

<sup>1</sup> Essas deduções são feitas no anexo D junto a prova de que a matriz  $Q_T$  é de fato simétrica e idempotente.

Onde  $\vec{x}'_i = [x'_{i1}, \dots, x'_{iT}]$  e  $\vec{y}'_i = [y'_1, \dots, x'_{iT}]$ .

Esse estimador implica em ausência de constante em seus resultados porque elimina o efeito médio de caráter municipal, ou seja, controla a heterogeneidade dentro dos municípios com seus valores médios.

### 5.1.2 Modelo de efeitos aleatórios

O segundo método a ser utilizado é a estimação por efeitos aleatórios, que é o método recomendado quando o componente de características não-observáveis municipais não tem correlação com os regressores, ou seja,  $Cov(X_{it}, c_i) = 0$ . Assim, como o nome já antecipa, vamos tratar esse componente como uma variável aleatória tal que

$$E[c_i | x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{iT}] = E[c_i] = 0 \quad \forall \quad i = 1, \dots, N \quad (5.12)$$

Com isso, e considerando as hipóteses clássicas de regressão linear, podemos reescrever o modelo conforme segue.

$$y_{it} = x'_{it}\beta + v_{it}, \quad \text{onde} \quad v_{it} = c_i + \xi_{it} \quad (5.13)$$

Sabendo do modelo 5.3 que  $\xi_{it} = \lambda W \xi_{it} + \varepsilon_{it}$  e pela hipótese de homocedasticidade,  $E[c_i^2 | x'_{i1}, \dots, x'_{iT}] = \sigma_c^2$ , podemos escrever que:

$$v_{it} = c_i + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_{it} \quad (5.14)$$

$$E[v_{it}^2] = E[(c_i + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_{it})^2] = E[(I - \lambda W)^{-2} \varepsilon_{it}^2 + \underbrace{2c_i(I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_{it}}_{\text{Por 5.12, é zero.}} + c_i^2] \quad (5.15)$$

$$E[v_{it}^2] = (I - \lambda W)^{-2} E[\varepsilon_{it}^2] + E[c_i^2] = (I - \lambda W)^{-2} \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_c^2 \equiv \sigma_v^2 \quad (5.16)$$

E, também,

$$E[v_{it}, v_{is}] = E[(c_i + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_{it})(c_i + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_{is})] = E[c_i^2] = \sigma_c^2 \quad \forall \quad s \neq t \quad (5.17)$$

Então, a matriz variância-covariância do modelo de efeitos aleatórios proposto pode ser representada pela equação 5.18.

$$E[v_i v_i'] = \begin{pmatrix} \sigma_v^2 & \sigma_c^2 & \dots & \sigma_c^2 \\ \sigma_c^2 & \sigma_v^2 & \dots & \sigma_c^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_c^2 & \sigma_c^2 & \dots & \sigma_v^2 \end{pmatrix} \quad (5.18)$$

Desse modo, o estimador de efeitos aleatórios é obtido aplicando um estimador de mínimos quadrados generalizados factível ao modelo 5.13, onde o ponderador será a matriz de

variância-covariância obtida anteriormente. Esse estimador de efeitos aleatórios pode ser expresso por 5.19.

$$\hat{\beta}^{RE} = (X'(I_N \otimes \hat{\Omega}^{-1})X)^{-1}X'(I_N \otimes \hat{\Omega}^{-1})y \quad (5.19)$$

Essa estimação depende de um primeiro passo em que se estima a equação  $y_i = x_i\beta + v_i$  via mínimos quadrados ordinários e salva-se os resíduos  $\check{v}_i$ . A matriz  $\hat{\Omega}$  é obtida conforme segue.

$$\hat{\Omega} = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_v^2 & \cdots & \hat{\sigma}_c^2 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\sigma}_c^2 & \cdots & \hat{\sigma}_v^2 \end{pmatrix} \quad (5.20)$$

Onde

$$\hat{\sigma}_v^2 = \frac{1}{NT - k} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \check{v}_{it}^2$$

e

$$\hat{\sigma}_c^2 = \frac{1}{\frac{NT(T-1)}{2} - k} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \check{v}_{it}\check{v}_{is}$$

Expostos os dois modelos, precisamos testar qual dos modelos é mais adequado aos casos testados e, para isso, um teste comumente usado é a estatística de *Hausman*, onde se testa a diferença entre os coeficientes dos modelos. A hipótese nula deste teste é de que os coeficientes de ambos modelos são consistentes, então recomenda-se utilizar os estimadores de efeitos aleatórios por serem mais eficientes. Já a hipótese alternativa é de que apenas os estimadores de efeitos fixos são consistentes. Cabe ressaltar ainda que essa estatística tem distribuição qui-quadrada com  $N$  graus de liberdade e pode ser expressa por 5.21.

$$H = (\hat{\beta}^{FE} - \hat{\beta}^{RE})(\widehat{Var}(\hat{\beta}^{FE}) - \widehat{Var}(\hat{\beta}^{RE}))^{-1}(\hat{\beta}^{FE} - \hat{\beta}^{RE}) \quad (5.21)$$

## 5.2 Procedimento de estimação

A estimação dos modelos apresentados nesse capítulo será feita através do princípio da máxima verossimilhança e com o auxílio do algoritmo de Newton-Raphson para que sejam encontrados os valores numéricos dos estimadores pontuais. Inicialmente, segundo [Casella e Berger \(2010\)](#), a função de verossimilhança de um conjunto  $(x_1, \dots, x_n)$ , que são independentes, identicamente distribuídos e seguem uma distribuição normal, pode ser expressa conforme a equação 5.22.

$$L(\beta|\vec{x}) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} e^{-(1/2)(x_i - \beta)^2} = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} e^{(-1/2)\sum_{i=1}^n (x_i - \beta)^2} \quad (5.22)$$

Essa função pode ser mais comumente encontrada como a função log-verossimilhança na qual tem o formato da equação 5.23.

$$l(\beta|\vec{x}) = \ln(L(\beta|\vec{x})) = -\frac{n}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^n (x_i - \beta)^2 \quad (5.23)$$

Visto isso, podemos reescrever as funções log-verossimilhança dos modelos de efeitos fixos e aleatórios. Para a função do estimador de efeitos fixos, precisamos considerar a equação 5.11 do estimador e, substituindo em 5.23, teremos a função 5.24 log-verossimilhança do modelo de efeitos fixos conforme segue.

$$l^{FE}(\beta|\vec{x}) = -\frac{n}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^n \left( x_i - \left( \sum_{i=1}^n (I_N \otimes Q_T)' x_i' (I_N \otimes Q_T) x_i \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^n (I_N \otimes Q_T)' x_i' (I_N \otimes Q_T) (x_i \beta + \varepsilon_i) \right) \right)^2 \quad (5.24)$$

Onde  $Q_T = I_T - 1_T(1_T' 1_T)^{-1} 1_T'$ .

De forma análoga, substituindo 5.19 na função log-verossimilhança 5.23, teremos a equação 5.25 da função de log-verossimilhança do modelo de efeitos aleatórios como se segue.

$$l^{RE}(\beta|\vec{x}) = -\frac{n}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^n \left( x_i - \left( \sum_{i=1}^n x_i' (I_N \otimes \hat{\Omega}^{-1}) x_i \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^n x_i' (I_N \otimes \hat{\Omega}^{-1}) (x_i \beta + \varepsilon_i) \right) \right)^2 \quad (5.25)$$

Onde  $\hat{\Omega}$  é a matriz de variância-covariância estimada.

Dadas as funções de verossimilhança, o princípio da máxima verossimilhança é a ideia de que o estimador mais eficiente será aquele na qual a função score terá valor zero. Assim, podemos definir a função score  $S(\beta)$  como a equação 5.26.

$$S(\beta) = \frac{\partial l(\beta|\vec{x})}{\partial \beta} \quad (5.26)$$

Sabendo que devemos encontrar os valores pontuais dos estimadores para que a função score  $S(\beta)$  tenha valor zero, ou o mais próximo disso, a solução é utilizar um algoritmo de interações sucessíveis baseado nas derivadas da função de log-verossimilhança, o Método de Newton-Raphson. Segundo Wooldridge (2010), esse método apresenta um bom desempenho para funções bem comportadas e é basicamente simples se comparado aos demais métodos. Para começar, o vetor de estimadores  $\beta^{\{g\}}$ , que tem tamanho  $(P \times 1)$  sendo  $P$  o número de variáveis exógenas do modelo, é a solução da  $g$ -ésima interação. Assim, o percurso de uma interação para a outra se dá pela expansão do valor médio conforme a equação 5.27.

$$\sum_{i=1}^n S_i(\beta^{\{g+1\}}) = \sum_{i=1}^n S_i(\beta^{\{g\}}) + \left[ \sum_{i=1}^n H_i(\beta^{\{g\}}) \right] (\beta^{\{g+1\}} - \beta^{\{g\}}) + r^{\{g\}} \quad (5.27)$$

Onde  $S_i(\dots)$  é a função score,  $H_i(\dots)$  é a matriz hessiana<sup>2</sup> de tamanho  $(P \times P)$  e  $r$  é um vetor de termos remanescentes para uma observação  $i$  dadas as interações. O interesse é que a interação

<sup>2</sup> Matriz hessiana é a matriz que contém como elemento as derivadas segundas de alguma função específica. Nesse caso,  $H(\beta) = \frac{\partial^2 l(\beta|x_i)}{\partial \beta \partial \beta'}$ .

$g + 1$  seja a última, ou seja, que  $\beta^{\{g+1\}} = \beta^*$  e, para isso, o primeiro termo da equação 5.27 seja zero, score eficiente, e ignorando  $r$  e assumindo não singularidade para a matriz hessiana, podemos reescrever a equação 5.27 como a equação de interação 5.28.

$$\beta^{\{g+1\}} = \beta^{\{g\}} - \left[ \sum_{i=1}^n H_i(\beta^{\{g\}}) \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^n S_i(\beta^{\{g\}}) \right] \quad (5.28)$$

Desse modo, o tempo de convergência para a solução do problema depende dos valores iniciais  $\beta^{\{0\}}$  considerados e, também, da regra de parada do algoritmo. Das regras para pausar o algoritmo, a mais utilizada é a baseada na seguinte condição:

$$\left[ \sum_{i=1}^n S_i(\beta^{\{g\}}) \right]' \left[ \sum_{i=1}^n H_i(\beta^{\{g\}}) \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^n S_i(\beta^{\{g\}}) \right] < 0,0001 \quad (5.29)$$

Por fim, dados os modelos empíricos expostos nesse capítulo, vamos, no próximo capítulo, expor os resultados que esses modelos geraram para a nossa proposta e discutir suas implicações conforme sugerido pela literatura.

## 6 Resultados e discussões

Nesse capítulo são apresentados e discutidos os resultados obtidos conforme as metodologias adotadas nesse trabalho. Antes de analisar as hipóteses formuladas, serão feitos alguns comentários sobre os resultados presentes na tabela 2.

Em primeiro lugar, todas as estimações foram feitas no software Stata<sup>®</sup>, conforme a metodologia exposta em capítulo próprio, e os erros padrão desses resultados são robustos a heteroscedasticidade. Em seguida, a organização da tabela 2 separa os dois modelos utilizados (efeitos fixos e aleatórios) para cada uma das variáveis de estudo (homicídios, furtos, roubos e latrocínios) seguidos das hipóteses testadas e os respectivos testes aplicados. Também, o teste de Hausman apontou que os estimadores dos dois métodos são consistentes e que não há evidências para descartar o estimador de efeitos aleatórios, exceto na equação com a variável roubos, onde a 1% de confiança devemos descartá-lo e considerar apenas os efeitos fixos.

Sobre a densidade demográfica, não há efeito dessa variável nos crimes de homicídios e roubos, o que mostra não haver incrementos nessas estatísticas relacionados a aglomerações urbanas e cidades mais populosas, diferentemente do encontrado por Pavlo (2011) para a Ucrânia. Porém, para os crimes de furto houve efeito positivo e significativo a, pelo menos, 5% de significância o que implica que aumentos de aglomerações urbanas aumentam esses crimes menos violentos. Contudo, os latrocínios mostraram o efeito inverso e significativo a 1% evidenciando que crimes seguidos de maiores níveis de violência por parte dos criminosos ocorrem geralmente em regiões fora dos centros urbanos, o que coincide com o resultado de Neto (2011) para a presença de favelas, aglomerações urbanas, e a falta de evidência para crimes violentos nessas regiões.

A remuneração média dos trabalhadores formais mostrou um efeito positivo, e significativo a pelo menos 10% de significância, no incremento de crimes de furtos e roubos, evidenciando um efeito de possibilidade de bens furtáveis com o aumento da renda dos trabalhadores formais. Porém, não houve efeitos significativos em homicídios e latrocínios, o que evidencia que para essa hipótese de renda não há o efeito de custo de oportunidade da atividade criminal. Em consonância com o que foi encontrado por Gaulez e Maciel (2015), que também verificaram esse efeito possibilidade de bens furtáveis com o aumento da renda.

O mercado de drogas ilícitas pode, por facilidade, ser o principal mercado da atividade criminosa. Mas, nesse caso, as evidências apontam na direção contrária, porque não houve efeito do tráfico de drogas sobre os crimes de homicídios, furtos e latrocínios. E, ainda, apresentou um efeito negativo sobre os roubos, o que mostra que esse crime é desconexo do tráfico de drogas.

Quanto aos vínculos policiais ativos, mesmo não havendo evidências nem a 10% de

significância, os coeficientes estimados apresentam um sinal negativo em todos crimes, o que é um sinal de que possa existir algum efeito dissuasor dos indicadores criminais devido à presença de policiais atuantes. E, ainda, que esse efeito seja mais forte para os crimes mais violentos. Conforme [Scalco, Amorim e Gomes \(2012\)](#), a maior efetividade técnica da polícia é quanto mais violento for o crime.

O aumento dos registros de divórcios na sociedade é inegável nos últimos anos e, com isso, as evidências mostram um efeito negativo de 0,3% nos homicídios<sup>1</sup>, que pode ser resultado de um aumento dos custos morais da decisão individual de se cometer o ato criminoso violento. Para [Rocque et al. \(2015\)](#), esse efeito pode ser decorrente do maior número de casamentos existentes. Porém, esse efeito é contrário ao encontrado por [Cáceres-Delpiano e Giolito \(2012\)](#).

A capacidade prisional também mostra um efeito redutor importante para a atividade criminal, que é significativo a, pelo menos, 10% de significância para os roubos. Embora não apresente efeito significativo para os demais indicadores, os coeficientes estão alinhados ao encontrado nos roubos, mostrando que parece ter um efeito próximo para os demais crimes. O que está em consonância ao encontrado por [Loureiro e Carvalho \(2006\)](#) para os gastos com segurança pública.

O indicador educacional de distorção idade-série no ensino médio evidencia que, quanto maior a distorção entre a idade e a série do aluno, maiores serão os indicadores de homicídios e furtos, o que é significativo a, pelo menos, 5% de significância; o que está relacionado ao nível educacional dos alunos, pois quanto maiores os níveis de distorção dos alunos, menores serão os níveis educacionais. Embora, esse efeito não se mantenha nos outros crimes analisados e não tenha literatura empírica específica para esse indicador.

Para a proporção de homens jovens, de 15 a 24 anos, as evidências desse trabalho mostram que para os crimes analisados a, pelo menos, 10% de significância, essa faixa etária não está relacionada com a atividade criminosa, ao contrário do que havia sido relatado na literatura de que esses jovens estariam mais propensos a ingressar no crime. ([SHIKIDA et al., 2006](#))

O desemprego do mercado de trabalho formal é uma estatística que gera confusão social quando se eleva devido aos empregos perdidos e famílias sem renda que causa. Porém, não temos evidências de que essa variável causa aumentos na atividade criminosa nem a 10% de significância, o que possivelmente mostra que os trabalhadores desligados do mercado de trabalho formal, logo tentam buscar outras alternativas legais, como a política de seguro-desemprego, o mercado de trabalho informal, um saque no fundo de garantia do trabalhador (FGTS) ou, ainda, a ajuda familiar, e não migram para a atividade criminal. ([LAURIDSEN et al., 2013](#))

Para o nível educacional, evidencia-se que o aumento da escolaridade média em 1% reduz em 13,5% o indicador de homicídios e em 10,4% o indicador de furtos a, pelo menos,

<sup>1</sup> O efeito é calculado para o modelo log-lin conforme a seguinte expressão  $e^{-0,003} - 1 = -0,00299$ , ou seja, o efeito é de 0,3%.

10% de significância e, não houve evidências para os outros indicadores criminais analisados. Conforme [Oliveira \(2008\)](#), a educação é um importante dissuasor para reduzir a atividade criminal.

A hipótese de arrecadação de impostos municipal é uma aproximação para o nível de renda da população e, então, há evidências de que um incremento na arrecadação afete os homicídios com uma significância de 1%, mas não afeta os outros crimes analisados. Esse resultado é parecido com o da remuneração para os demais crimes, o que indica que esse crime aumente com o aumento da renda.

Quanto à presença de instituições bancárias, há efeito negativo nos homicídios a 10% de confiança, porém também há efeito positivo nos latrocínios a 5% de confiança. Para os demais crimes, não há evidências e, também, não há registros desse efeito na literatura empírica.

Por fim, a hipótese de heterogeneidade espacial é corroborada para o caso dos furtos, roubos e latrocínios a, pelo menos, 1% de significância, porém não encontramos evidências para os homicídios. O que salienta que os três primeiros crimes transbordam para regiões vizinhas e que as políticas para amenizá-los devem ser estaduais ou regionais e, não locais, devido ao efeito oportunidade em regiões próximas para os criminosos.

Diante desses resultados, vamos discutir o que pode ser feito em políticas públicas para mitigar a criminalidade na região analisada. Também, encaminhamos, no próximo capítulo, ideias para pesquisas futuras do tema.



Tabela 2 – Resultados dos estimadores

	FE		RE		FE		RE		FE		RE	
	In_homicídios	In_homicídios	In_furtos	In_furtos	In_roubos	In_roubos	In_latrocinios	In_latrocinios	In_latrocinios	In_latrocinios	In_latrocinios	In_latrocinios
Densidade populacional	-0,0013 (0,0015)	0,0002 (0,0001)	-0,0007* (0,0004)	0,0001** (0,0001)	0,0005*** (0,0001)	0,0006 (0,0006)	0,0007 (0,0016)	-0,0001*** (0,0000)	0,0007 (0,0016)	0,0007 (0,0016)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)
Remuneração média	-0,3551 (0,5023)	-0,1948 (0,1622)	0,0352 (0,1298)	0,1634** (0,0809)	0,2265* (0,1222)	0,2045 (0,1883)	-0,2119 (0,3904)	0,0580 (0,0657)	-0,2119 (0,3904)	0,0580 (0,0657)	0,0580 (0,0657)	0,0580 (0,0657)
Drogas	0,0001 (0,0004)	0,0003 (0,0003)	-0,0001 (0,0001)	-0,0000 (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	0,0002 (0,0002)	-0,0003 (0,0004)	-0,0002 (0,0002)	-0,0003 (0,0004)	-0,0003 (0,0004)	-0,0002 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)
ln (vinculos policiais ativos)	0,0164 (0,0738)	-0,0474 (0,0457)	-0,0190 (0,0139)	-0,0159 (0,0127)	0,0268 (0,0194)	-0,0023 (0,0206)	-0,0588 (0,0559)	-0,0276 (0,0293)	-0,0588 (0,0559)	-0,0588 (0,0559)	-0,0276 (0,0293)	-0,0276 (0,0293)
Divórcios	-0,0037*** (0,0013)	-0,0030*** (0,0011)	-0,0004 (0,0003)	-0,0002 (0,0003)	-0,0001 (0,0003)	-0,0003 (0,0004)	-0,0001 (0,0006)	-0,0006 (0,0004)	-0,0001 (0,0006)	-0,0001 (0,0006)	-0,0006 (0,0004)	-0,0006 (0,0004)
Capacidade em Estab. Penal	0,0002 (0,0003)	-0,0001 (0,0001)	-0,0003 (0,0003)	-0,0001 (0,0001)	-0,0002 (0,0001)	-0,0004* (0,0002)	0,0001 (0,0003)	0,0000 (0,0000)	0,0001 (0,0003)	0,0001 (0,0003)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)
Distorção Idade Série	1,1493 (0,7874)	1,2033** (0,5726)	0,0730 (0,1280)	0,2275** (0,1141)	-0,0870 (0,3483)	-0,5263 (0,4246)	-0,5652 (0,3782)	-0,3259 (0,3719)	-0,5652 (0,3782)	-0,5652 (0,3782)	-0,3259 (0,3719)	-0,3259 (0,3719)
Homens Jovens	-17,3672 (17,2824)	-1,4502 (20,5391)	-3,3721 (5,0789)	-3,0375 (6,3385)	-2,0628 (6,3889)	-5,1612 (5,8496)	-11,8865 (11,2571)	-12,2867* (6,3135)	-11,8865 (11,2571)	-11,8865 (11,2571)	-12,2867* (6,3135)	-12,2867* (6,3135)
Desocupação	-1,5908 (1,3076)	-1,3463 (1,2226)	0,0981 (0,4423)	-0,2920 (0,3624)	0,0172 (0,4845)	0,7025 (0,5819)	1,7549 (1,9784)	1,7007 (1,0435)	1,7549 (1,9784)	1,7549 (1,9784)	1,7007 (1,0435)	1,7007 (1,0435)
Escolaridade	-0,1683** (0,0777)	-0,1348* (0,0726)	-0,0964*** (0,0237)	-0,1048*** (0,0252)	-0,0196 (0,0318)	-0,0044 (0,0376)	-0,0464 (0,0730)	-0,0302 (0,0567)	-0,0464 (0,0730)	-0,0464 (0,0730)	-0,0302 (0,0567)	-0,0302 (0,0567)
Arrecadação municipal (ISSQN)	0,5158** (0,2038)	0,5052*** (0,1147)	0,0048 (0,0373)	0,0469 (0,0294)	0,0867 (0,0580)	-0,0436 (0,0897)	-0,1042 (0,1081)	0,0001 (0,0515)	-0,1042 (0,1081)	-0,1042 (0,1081)	0,0001 (0,0515)	0,0001 (0,0515)
Instituições financeiras	0,0085 (0,0366)	-0,0328* (0,0180)	-0,0080 (0,0101)	-0,0032 (0,0078)	-0,0266** (0,0114)	-0,0180 (0,0128)	0,0002 (0,0255)	0,0135** (0,0067)	0,0002 (0,0255)	0,0002 (0,0255)	0,0135** (0,0067)	0,0135** (0,0067)
Constante	-	-0,1437 (2,2613)	-	7,5392*** (0,7327)	4,6557*** (1,0372)	-	-	0,6806 (0,9843)	-	-	0,6806 (0,9843)	0,6806 (0,9843)
Spatial $\lambda$	0,0153 (0,0178)	0,0209 (0,0173)	0,0662*** (0,0178)	0,0794*** (0,0125)	0,0522*** (0,0158)	0,0571*** (0,0151)	0,0680*** (0,0180)	0,0590*** (0,0208)	0,0680*** (0,0180)	0,0680*** (0,0180)	0,0590*** (0,0208)	0,0590*** (0,0208)
ln ( $\phi$ )	-	-0,6245 (0,4359)	-	1,1157*** (0,3426)	0,7085* (0,4119)	-	-	-3,2818*** (1,2073)	-	-	-3,2818*** (1,2073)	-3,2818*** (1,2073)
Variância $\sigma_e^2$	0,4118*** (0,0773)	0,4890*** (0,0902)	0,0173*** (0,0028)	0,0217*** (0,0040)	0,0654*** (0,0148)	0,0525*** (0,0116)	0,1889*** (0,0304)	0,2235*** (0,0358)	0,0525*** (0,0116)	0,1889*** (0,0304)	0,2235*** (0,0358)	0,2235*** (0,0358)
Hausman test	8,50 [0,5797]		30,89 [0,0011]		37,61 [0,0002]		13,72 [0,1328]		37,61 [0,0002]	13,72 [0,1328]		
log-likelihood	-232,2517	-279,2779	142,2799	61,9250	-60,8540	11,1236	-142,1850	-165,4912	11,1236	-142,1850	-165,4912	-165,4912
$R^2$	0,03	0,37	0,16	0,31	0,71	0,42	0,03	0,12	0,42	0,03	0,12	0,12
N-observations	238	238	238	238	238	238	238	238	238	238	238	238

OBS: Elaborado pelo autor com o software Stata<sup>®</sup> (2017). Erros padrão estão entre parênteses. Nível de significância tal que \* p < 0,10, \*\* p < 0,05 e \*\*\* p < 0,01. As equações têm seus erros padrão robustos à heterocedasticidade.

## 7 Considerações Finais

O principal objetivo dessa dissertação foi entender os determinantes da atividade criminosa e seus transbordamentos espaciais na Região Metropolitana de Porto Alegre para o período de 2008 a 2014. Assim, alguns dos determinantes clássicos da criminalidade foram corroborados para esses dados, tais como: escolaridade, densidade e renda dos trabalhadores e, ainda, algumas variáveis importantes para entender a criminalidade nessa região, tais como: divórcios e a presença de instituições financeiras. Também, houve a constatação de que a variável punitiva pode ser importante para a redução dos indicadores criminais, como a presença de policiais ativos. Além disso, houve evidências para que a ideia de transbordamento dos crimes fosse corroborada.

Os principais resultados encontrados foram os seguintes: a densidade populacional afeta os furtos positivamente, porque a alta densidade de pessoas facilita crimes contra a propriedade, mas também atinge os latrocínios negativamente, o que significa que crimes com maior nível de violência ocorrem em regiões de baixa intensidade populacional; não foram encontrados efeitos dissuasórios significativos para os policiais em serviço em nossos indicadores criminais, porém o sinal desses estimadores e a robustez indica em que pode haver esse efeito dissuasório; quanto à capacidade dos estabelecimentos prisionais, há efeito negativo nos roubos; a renda dos trabalhadores formais mostrou o efeito possibilidade em crimes de furtos e roubos, o que significa que aumentam esses crimes quando há aumentos no poder de compra dos consumidores; o mercado de drogas não mostrou evidências positivas nos crimes como o esperado; a taxa de divórcios mostrou afetar os homicídios negativamente de acordo com a ideia de perda do custo moral; a escolaridade também mostrou efeitos negativos com alta magnitude nos homicídios e furtos, mostrando que a educação tem um papel fundamental na redução da criminalidade; quanto à presença de jovens homens na população, o resultado não indicou efeito significativo nos crimes analisados; no desemprego, também não houveram evidências de aumento nos crimes; a arrecadação de impostos apresentou efeito positivo nos homicídios; as instituições bancárias apresentaram efeito negativo nos homicídios, mas efeito positivo nos latrocínios; e, por fim, a heterogeneidade espacial mostrou evidências para os furtos, roubos e latrocínios, indicando que há transbordamentos desses crimes para as regiões vizinhas.

Portanto, espera-se que esses resultados sejam úteis para as autoridades competentes de políticas públicas de segurança e demais pesquisadores dessa área. Também, cabe frisar que ações educacionais e ações de combate massivo à criminalidade, assim como a vigilância atuante da população são fundamentais para a segurança pública. Como vimos nos resultados, as políticas necessárias para esse combate devem ter alcance global nessa região para evitar que os transbordamentos existentes ocorram de fato. Assim, a ideia principal para pesquisa futura é obter dados para todos os municípios brasileiros afim de melhorar os resultados obtidos.

## Referências

- ALLINGHAM, M.; SANDMO, A. Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, Berkeley CA, v. 1, p. 323–338, 1972.
- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: An exploratory analysis. *Economia Aplicada*, São Paulo (Brasil), v. 9, n. 1, p. 39–55, 2005.
- ALMEIDA, M.; GUANZIROLI, C. Análise exploratória espacial e convergência condicional das taxas de crimes em Minas Gerais nos anos 2000. *Anais do 41st Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu (Brasil), v. 41, 2013.
- ANSELIN, L. *Exploring Spatial Data With GeoDa: A Work Book*. Chicago IL: [s.n.], 2005.
- BALLER, R. D. et al. Structural covariates of us county homicide rates: incorporating spatial effects. *Criminology*, Medford MA, v. 39, n. 3, p. 561–588, 2001.
- BECCARIA, C. *On crimes and punishments*. New York NY: [s.n.], 1764.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*, Chicago IL, v. 76, n. 2, 1968.
- BENOIT, J.-P.; OSBORNE, M. J. Crime, punishment, and social expenditure. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, Hamburgo (Alemanha), p. 326–347, 1995.
- BENTHAM, J. *An Introduction to the Principles of Morals and Legislation*. New York NY: [s.n.], 1789.
- BREETZKE, G. D. Spatial is special: A socio-geographic profile of offenders in the city of Tswane, South Africa. *South African Geographical Journal*, Kwazulu Natal (África do Sul), v. 90, n. 1, p. 32–40, 2008.
- BRENNER, G. *Entendendo o comportamento criminoso*. Novo Hamburgo (Brasil): [s.n.], 2009.
- BRUNET, J. et al. Fatores preditivos da violência na Região Metropolitana de Porto Alegre. *Revista Brasileira de Segurança Pública*, Porto Alegre (Brasil), v. 2, n. 3, p. 70–88, 2008.
- CÁCERES-DELPINO, J.; GIOLITO, E. The impact of unilateral divorce on crime. *Journal of Labor Economics*, Chicago IL, v. 30, n. 1, p. 215–248, 2012.
- CARVALHO, A. X. Y. d. et al. Mapeamento de taxas bayesianas com aplicação ao mapeamento de homicídios nos municípios brasileiros. *Textos para discussão*, São Paulo (Brasil), n. 1662, 2011.
- CASELLA, G.; BERGER, R. L. *Inferência estatística*. Cambridge MA: [s.n.], 2010.
- COLLINS, K.; BABYAK, C.; MOLONE, J. Treatment of spatial autocorrelation in geo-coded crime data. *Proceedings of the American Statistical Association Section on Survey Research Methods*, Cambridge MA, p. 2864–2871, 2006.

- COOTER, R.; ULEN, T. *Law and Economics (Fifth Edition)*. Berkeley CA: Pearson education, 2008.
- CORTES, R. X. Investigação de padrões criminais e de indicadores de segurança para os municípios do Rio Grande do Sul por meio de técnicas estatísticas multivariadas. *Textos para Discussão FEE*, Porto Alegre (Brasil), n. 143, p. 4–21, 2016.
- CRACOLICI, M. F.; UBERTI, T. E. Geographical distribution of crime in Italian provinces: a spatial econometric analysis. *Jahrbuch fur Regionalwissenschaft*, Hamburgo (Alemanha), v. 29, n. 1, p. 1–28, 2009.
- CRUZ, G. T.; MENEZES, T. A.; JÚNIOR, J. L. d. A. R. Estudo da criminalidade violenta na Cidade de Recife: o espaço realmente é relevante? *Anais do 41st Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu (Brasil), v. 41, 2013.
- DANIELE, V.; MARANI, U. Organized crime, the quality of local institutions and FDI in Italy: A panel data analysis. *European Journal of Political Economy*, Praga (República Tcheca), v. 27, n. 1, p. 132–142, 2011.
- DAVIS, M. L. Time and punishment: an intertemporal model of crime. *Journal of Political Economy*, Berkeley CA, p. 383–390, 1988.
- EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *The Journal of Political Economy*, Cambridge MA, p. 521–565, 1973.
- EHRlich, I. The deterrent effect of capital punishment: a question of life and death. *American Economic Review*, Cambridge MA, v. 65, n. 3, p. 397–417, 1975.
- EHRlich, I. On the usefulness of controlling individuals: an economic analysis of rehabilitation, incapacitation and deterrence. *American Economic Review*, Cambridge MA, v. 71, n. 3, p. 307–322, 1981.
- EHRlich, I. Crime punishment and market for offenses. *Economic Perspectives*, Berkeley MA, v. 10, n. 1, p. 43–67, 1996.
- EHRlich, I.; BROWER, G. D. On the issue of causality in the economic model of crime and law enforcement: Some theoretical considerations and experimental evidence. *American Economic Review*, Cambridge MA, v. 77, n. 2, p. 99–106, 1987.
- ERDOGAN, S. et al. Spatial analysis of five crime statistics in Turkey. *FIG Working Week*, Ancara (Turquia), p. 18–22, 2011.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. What causes violent crime? *European Economic Review*, Heidelberg (Alemanha), v. 46, n. 7, p. 1323–1357, 2002.
- FERNANDEZ, J. C.; LOBO, L. F. A criminalidade na Região Metropolitana de Salvador. *Análise Econômica*, Porto Alegre (Brasil), v. 23, n. 44, 2003.
- FLEISHER, B. The effect of income on delinquency. *American Economic Review*, Washington DC, v. 56, n. 1, p. 118–137, 1966.
- FURLONG, W. J. A general equilibrium model of crime commission and prevention. *Journal of Public Economics*, Berkeley CA, v. 34, n. 1, p. 87–103, 1987.

- GAULEZ, M. P.; MACIEL, V. F. Determinantes da criminalidade no Estado de São Paulo: uma análise espacial de dados em cross-section. *Anais do 43rd Encontro Nacional de Economia*, Goiânia (Brasil), v. 43, n. 12, 2015.
- GEARY, R. The contiguity ratio and statistical mapping. *The incorporated statistician*, Durham NC, v. 5, n. 3, p. 115–146, 1954.
- GETIS, A.; ORD, J. K. The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical analysis*, Medford MA, v. 24, n. 3, p. 189–206, 1992.
- GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J. Crime and social interactions. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge MA, v. 61, n. 2, p. 507–548, 1996.
- GROGGER, J. The effect of arrests on the employment and earnings of young men. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge MA, v. 2, n. 3, p. 51–71, 1995.
- JUNIOR, O. R. A.; SILVA, M. V. B. Mentos criminosas pensam iguais: análise da concentração espacial da criminalidade no Estado da Paraíba entre os anos de 2011 e 2013. *Anais do 6th Encontro Regional de Economia (ES)*, Vitória (Brasil), v. 6, n. 40, 2015.
- KAKAMU, K.; POLASEK, W.; WAGO, H. Spatial interaction of crime incidents in Japan. *Mathematics and Computers in Simulation*, Tóquio (Japão), v. 78, n. 2, p. 276–282, 2008.
- KIM, I. J. et al. An economic analysis of recidivism among drug offenders. *Southern Economic Journal*, Tuscaloosa AL, p. 169–183, 1993.
- LANG, K.; BELL, D. An economic model of the intake disposition of juvenile offenders. *Journal of Public Economics*, Berkeley CA, v. 32, n. 1, p. 79–99, 1987.
- LAURIDSEN, J. et al. A spatial panel data analysis of crime rates in EU. *Discussion Papers on Business and Economics*, Odense (Dinamarca), 2013.
- LEMONS, A. A. M.; FILHO, E. P. S.; JORGE, M. A. Um modelo para análise socioeconômica da criminalidade no Município de Aracajú. *Estudos Econômicos*, São Paulo (Brasil), v. 35, n. 3, p. 569–594, 2005.
- LOUREIRO, A. O. F.; CARVALHO, J. R. Uma análise econométrica do impacto dos gastos públicos sobre a criminalidade no Brasil. *Ensaio sobre Pobreza do CAEN*, Fortaleza (Brasil), v. 9, 2006.
- MARIANI, C. G. A. A criminalidade no Rio Grande do Sul: uma análise espacial para o período 2000-2008. *Anais do 14th Encontro Regional de Economia (RS)*, Porto Alegre, v. 14, 2011.
- MESSNER, S.; ANSELIN, L. Spatial analysis of homicide with areal data. *Spatially Integrated Social Science*, Santa Barbara CA, v. 12, 2004.
- MORAN, P. A. The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society*, Durham NC, v. 10, n. 2, p. 243–251, 1948.
- NETO, A. S. Um modelo espacial de criminalidade para a Cidade de São Paulo. *Textos para discussão da FEA-RP (USP)*, Ribeirão Preto (Brasil), Série Economia, n. TD-E 03, 2011.
- OLIVEIRA, C. Análise espacial da criminalidade. *Economia*, Curitiba (Brasil), v. 34, n. 3, p. 35–60, 2008.

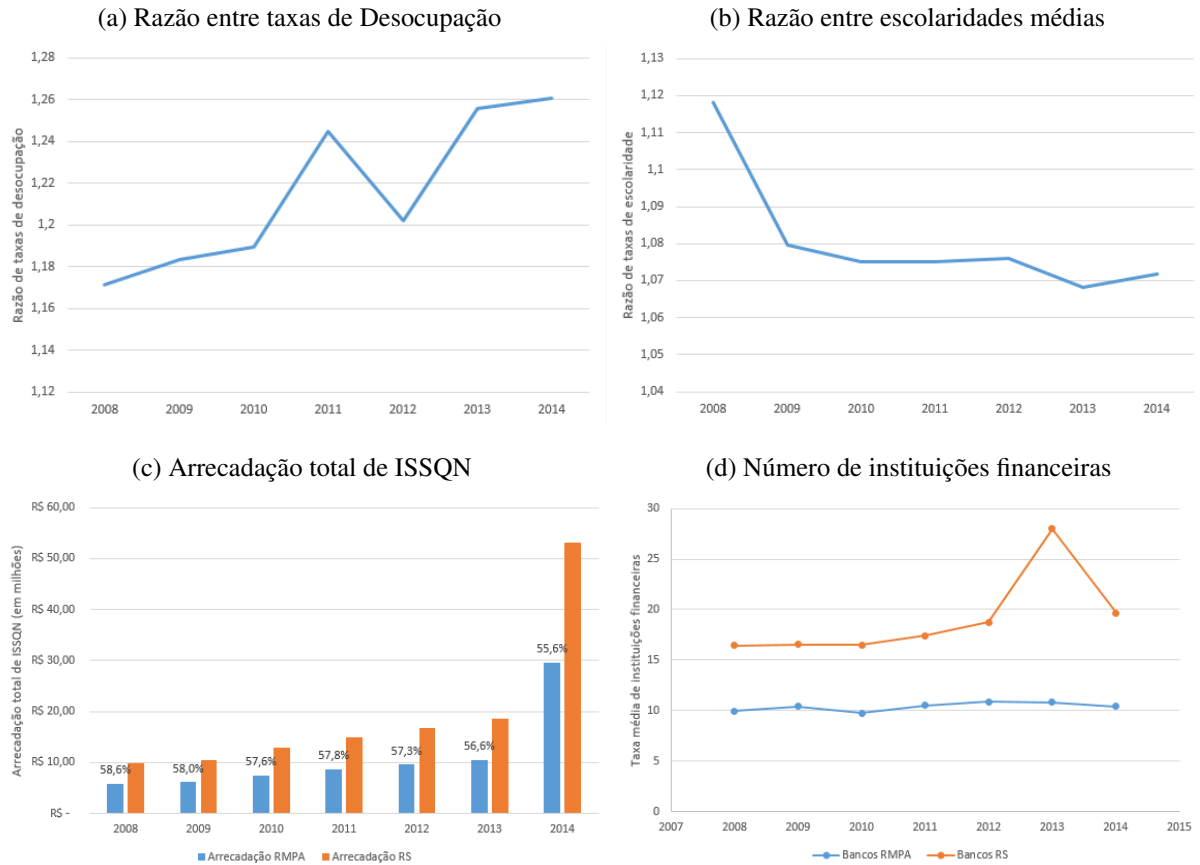
- OLIVEIRA, C. A. d.; JUNIOR, L. d. S. M. Uma análise da criminalidade na Região do Corede Produção a partir da teoria econômica do crime. *Análise Econômica*, Porto Alegre (Brasil), v. 20, n. 2, p. 65–83, 2009.
- PAVLO, I. *Distribution of Crime across Ukraine: Panel and Spatial Analysis*. Tese (Doutorado) — Kyiv School of Economics, Kyiv (Ucrania), 2011.
- PEIXOTO, B. T.; MORO, S.; ANDRADE, M. V. Criminalidade na Região Metropolitana de Belo Horizonte: uma análise espacial. *Anais do 25th Encontro Brasileiro de Econometria*, Rio de Janeiro (Brasil), v. 25, 2003.
- PEZZIN, L. E.; MACEDO, R. B. M. *Criminalidade urbana e crise econômica: o caso de São Paulo*. São Paulo (Brasil): [s.n.], 1986.
- POSNER, R. A. *Economic Analysis of Law*. New York NY: [s.n.], 1973.
- ROCQUE, M. et al. Marriage and county level crime rates (a research note). *Journal of Research in Crime and Delinquency*, Los Angeles CA, v. 52, n. 1, p. 130–145, 2015.
- ROTTENBERG, S. The clandestine distribution of heroin, its discovery and suppression. *The Journal of Political Economy*, Chicago IL, p. 78–90, 1968.
- SACHSIDA, A. et al. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. *Empirical Economics*, Cambridge MA, v. 39, n. 1, p. 93–109, 2010.
- SAH, R. K. Social osmosis and patterns of crime: A dynamic economic analysis. *Journal of Political Economy*, Cambridge MA, v. 99, n. 6, 1991.
- SANTOS, M.; FILHO, J. S. Convergência das taxas de crimes no território brasileiro. *Revista Economia*, Brasília (Brasil), v. 12, n. 1, p. 131–147, 2011.
- SCALCO, P. R.; AMORIM, A. L.; GOMES, A. P. Eficiência técnica da polícia militar em Minas Gerais. *Nova Economia*, Belo Horizonte (Brasil), v. 22, n. 1, p. 165–190, 2012.
- SHIKIDA, P. et al. Determinantes do comportamento criminoso. *Pesquisa e Debate*, Sao Paulo (Brasil), v. 17, n. 1, p. 125–148, 2006.
- SMITH, A. *The wealth of nations*. New York NY: [s.n.], 1776.
- STIGLER, G. J. The theory of economic regulation. *The Bell journal of economics and management science*, New York NY, p. 3–21, 1971.
- TOBLER, W. A computer movie simulating urban growth in the detroit region. *Economic geography*, Detroit MI, v. 46, n. 5, p. 234–240, 1970.
- TRUMBULL, W. N. Estimations of the economic model of crime using aggregate and individual level data. *Southern Economic Journal*, Tuscaloosa AL, p. 423–439, 1989.
- TULLOCK, G. An economic approach to crime. *Social Science Quarterly*, Cambridge MA, p. 59–71, 1969.
- UCHOA, C. F. A.; MENEZES, T. A. d. Spillover espacial da criminalidade: uma aplicação de painel espacial para os estados brasileiros. *Anais do 40th Encontro Nacional de Economia*, Porto de Galinhas (Brasil), v. 40, 2014.

WITTE, A. D. Estimating the economic model of crime with individual data. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge MA, p. 57–84, 1980.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge MA: [s.n.], 2010.

## ANEXO A – Evolução das variáveis socioeconômicas

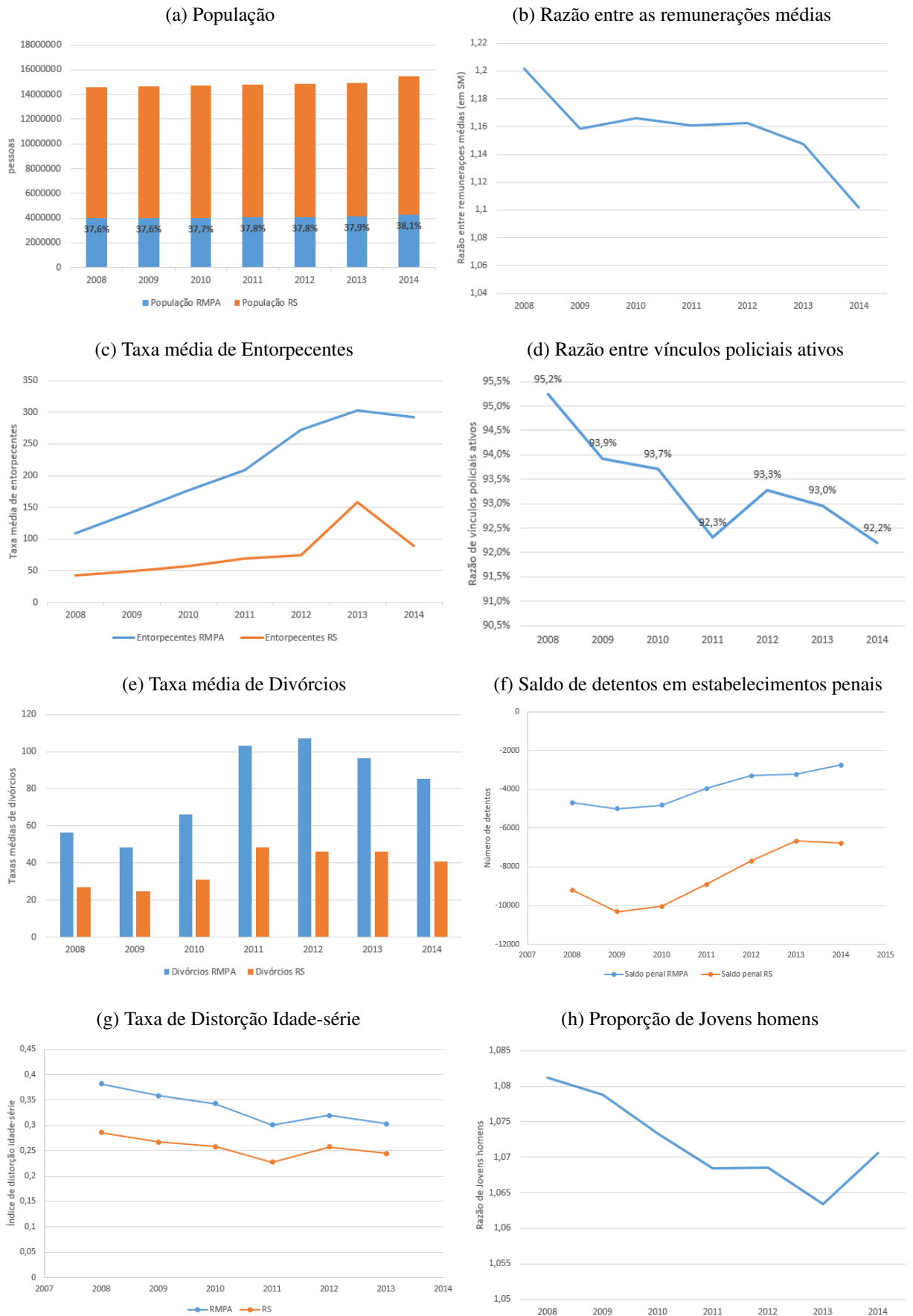
Figura 6 – Evolução das variáveis exógenas no período analisado



Fonte: Elaborado pelo autor (2017).



Figura 7 – Evolução das variáveis exógenas no período analisado (Continuação)



Fonte: Elaborado pelo autor (2017).

## ANEXO B – Matriz de correlações

Tabela 3 – Correlações entre as variáveis

	Homicídios	Furtos	Roubos	Latrocínios	Drogas	Policiais	Densidade	Divórcios
<b>Homicídios</b>	1							
<b>Furtos</b>	0,2729	1						
<b>Roubos</b>	0,7089	0,5325	1					
<b>Latrocínios</b>	0,0985	0,0575	0,0590	1				
<b>Drogas</b>	0,0630	0,1677	0,0808	-0,0413	1			
<b>Policiais</b>	0,2097	0,3836	0,4500	0,0522	0,0688	1		
<b>Densidade</b>	0,5395	0,4121	0,8580	-0,0291	0,1943	0,3788	1	
<b>Divórcios</b>	-0,0496	0,1125	0,1169	-0,0820	0,3552	-0,0677	0,1802	1
<b>Remuneração</b>	0,2220	0,4363	0,3196	0,0517	0,2203	0,3136	0,2498	0,0967
<b>Capac. Penal</b>	0,0985	0,2124	0,2156	-0,0231	0,3506	0,7034	0,1779	0,0425
<b>Distorção I-S</b>	0,0559	0,1747	0,0645	-0,1012	-0,1926	-0,0061	0,0461	-0,1654
<b>Jovens</b>	0,0256	-0,2430	-0,1101	-0,0647	-0,2271	-0,2979	-0,1027	-0,1495
<b>Desocupação</b>	0,0594	-0,1841	-0,0093	0,1978	-0,0595	-0,1796	0,1121	-0,0298
<b>Escolaridade</b>	0,1849	0,0937	0,2869	0,0061	0,4828	0,2843	0,3123	0,2316
<b>ISSQN</b>	0,2178	0,3284	0,4409	0,0533	0,0782	0,8276	0,3617	-0,0370
<b>Bancos</b>	-0,1854	0,2143	-0,0919	0,0528	0,1212	0,3782	-0,0481	0,0921

Fonte: Elaborado pelo autor com o software Stata<sup>®</sup> (2017).

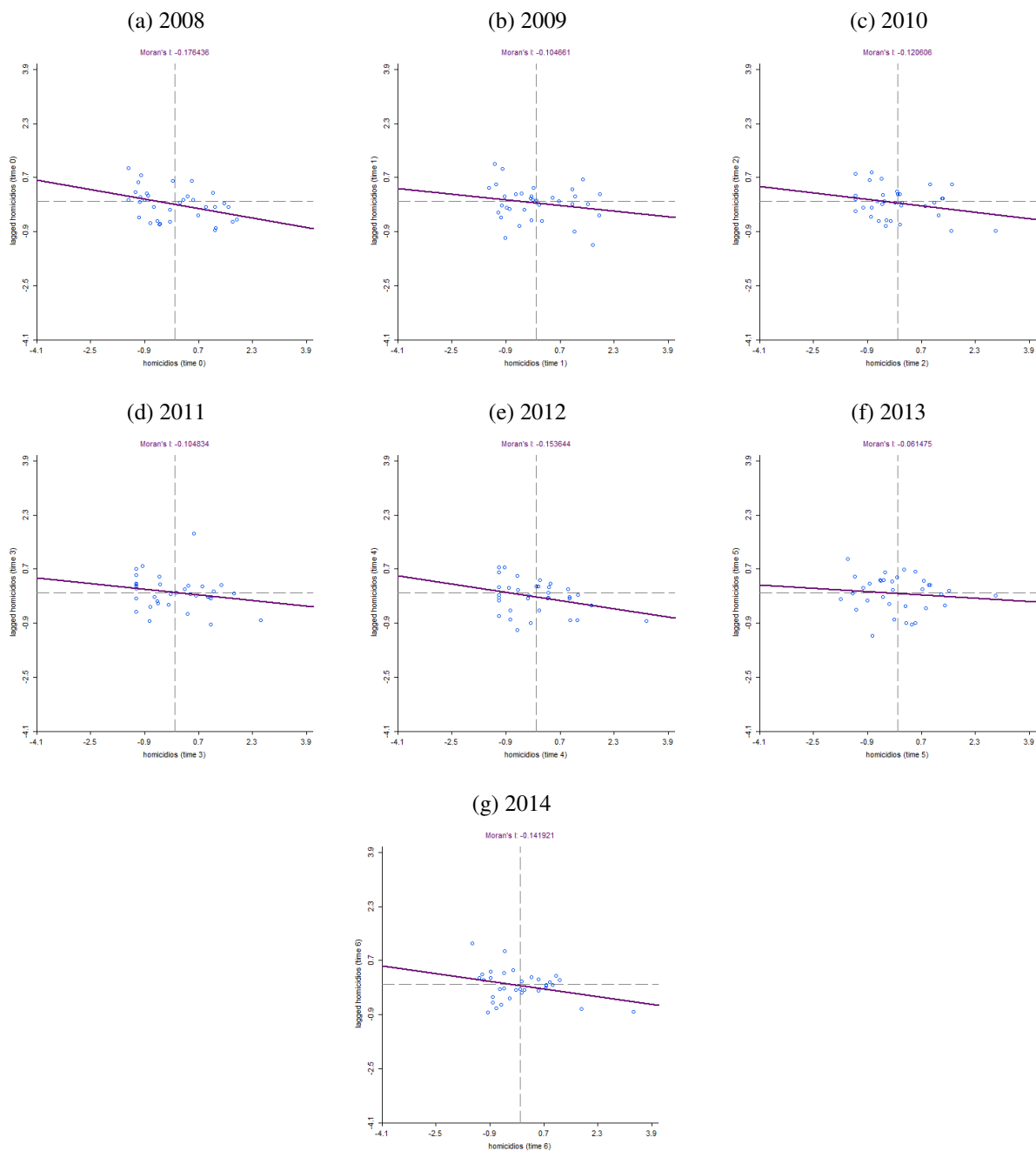
Tabela 4 – Correlações entre as variáveis (continuação)

	Remuneração	Capac. Penal	Distorção I-S	Jovens	Desocupação	Escolaridade	ISSQN	Bancos
<b>Homicídios</b>								
<b>Furtos</b>								
<b>Roubos</b>								
<b>Latrocínios</b>								
<b>Drogas</b>								
<b>Policiais</b>								
<b>Densidade</b>								
<b>Divórcios</b>								
<b>Remuneração</b>	1							
<b>Capac. Penal</b>	0,3579	1						
<b>Distorção I-S</b>	0,2769	-0,0169	1					
<b>Jovens</b>	0,0752	-0,0880	0,3859	1				
<b>Desocupação</b>	-0,2349	-0,1985	-0,1415	0,1478	1			
<b>Escolaridade</b>	0,4229	0,3516	-0,1622	-0,2554	-0,1951	1		
<b>ISSQN</b>	0,2681	0,5769	-0,1251	-0,3238	-0,1110	0,3035	1	
<b>Bancos</b>	0,3720	0,2075	-0,0872	-0,2386	-0,2656	0,0733	0,3195	1

Fonte: Elaborado pelo autor com o software Stata<sup>®</sup> (2017).

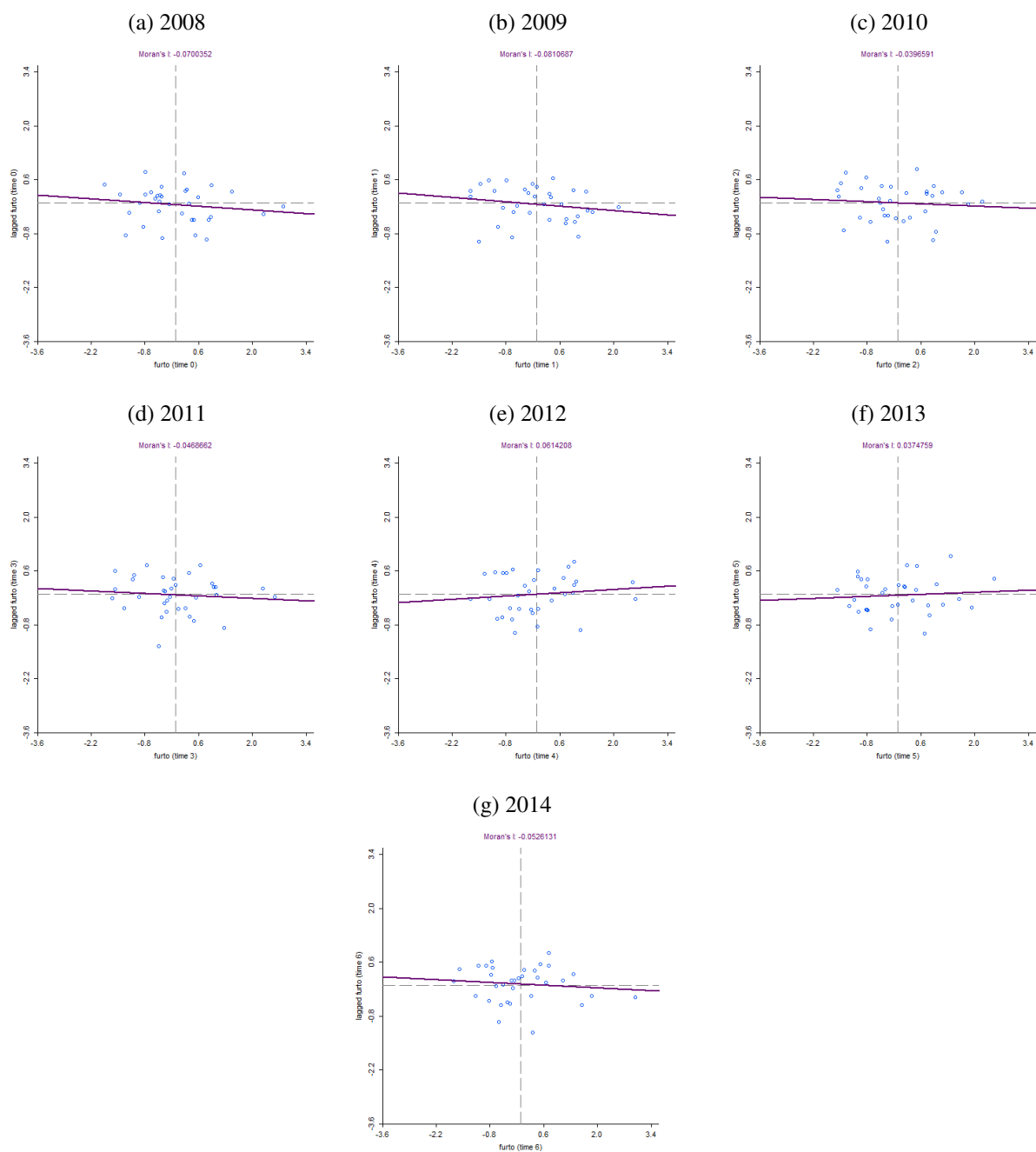
## ANEXO C – Teste de dependência espacial local (LISA) nas variáveis utilizadas

Figura 8 – Teste de dependência espacial local na taxa de homicídios - Diagrama de Moran



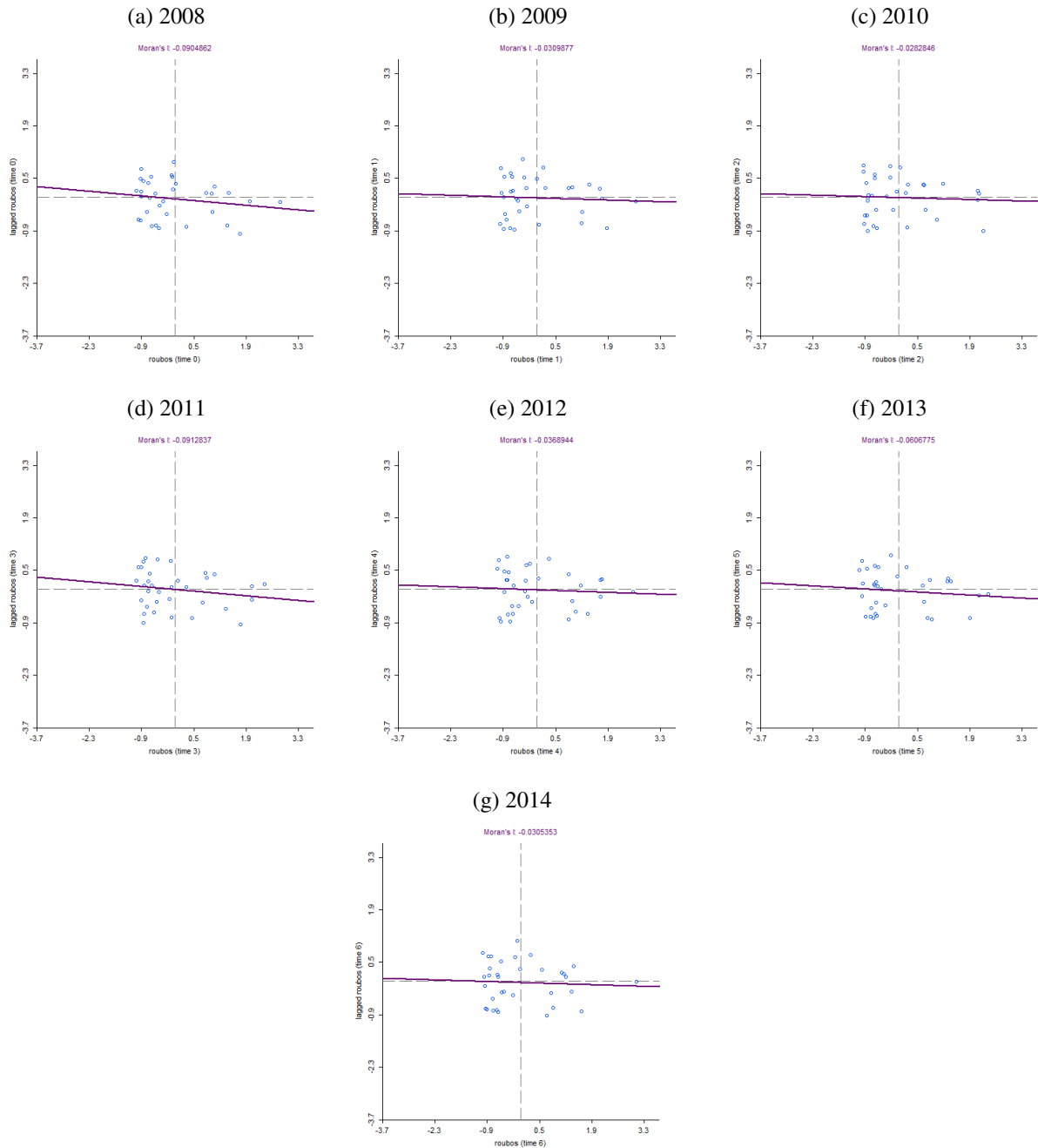
Nota: Matriz de pesos utilizada do tipo Queen. Fonte: Elaborado pelo autor com o software Geoda<sup>®</sup> (2017).

Figura 9 – Teste de dependência espacial local na taxa de furtos - Diagrama de Moran



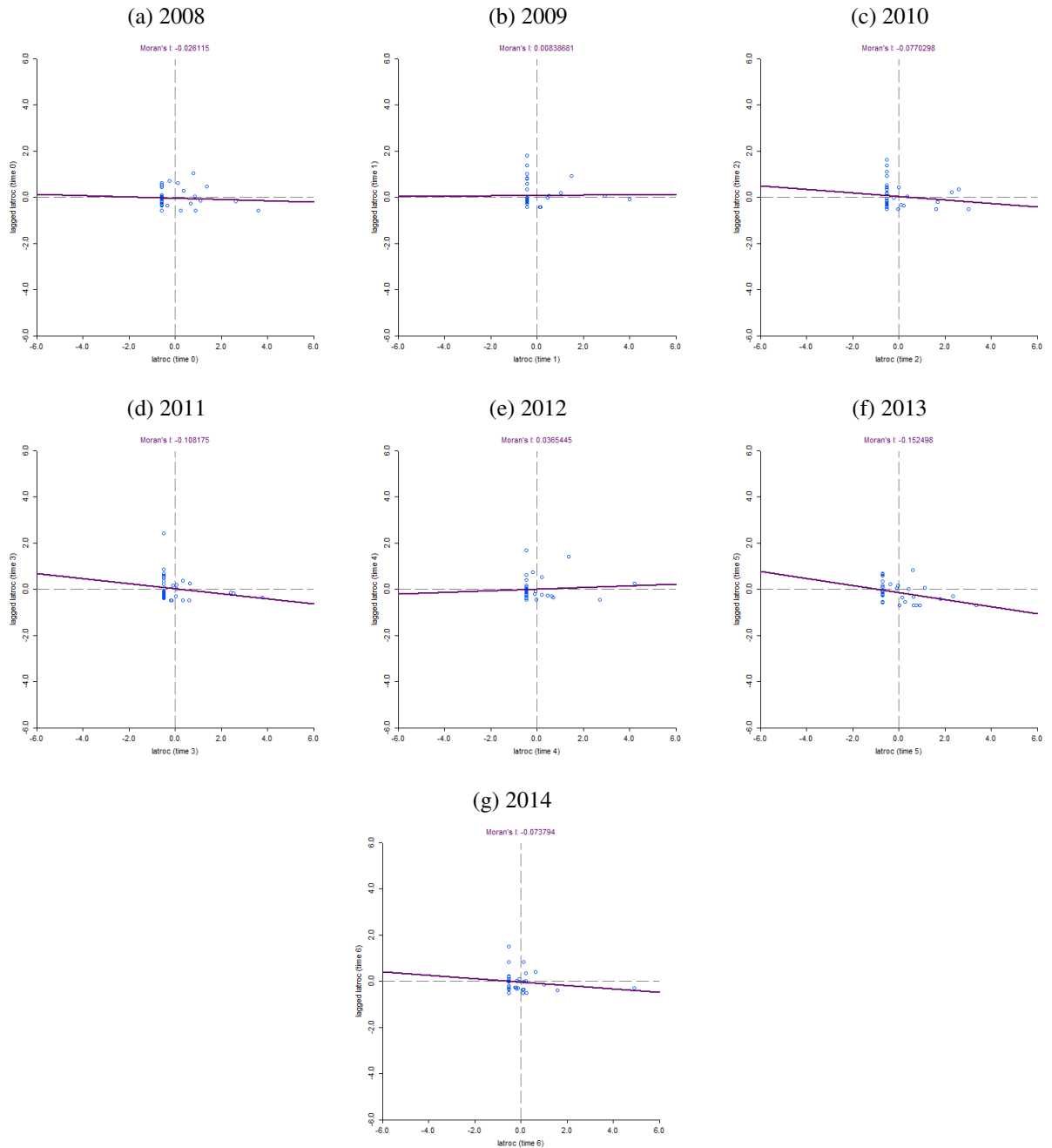
Nota: Matriz de pesos utilizada do tipo Queen. Fonte: Elaborado pelo autor com o software Geoda<sup>®</sup> (2017).

Figura 10 – Teste de dependência espacial local na taxa de roubos - Diagrama de Moran



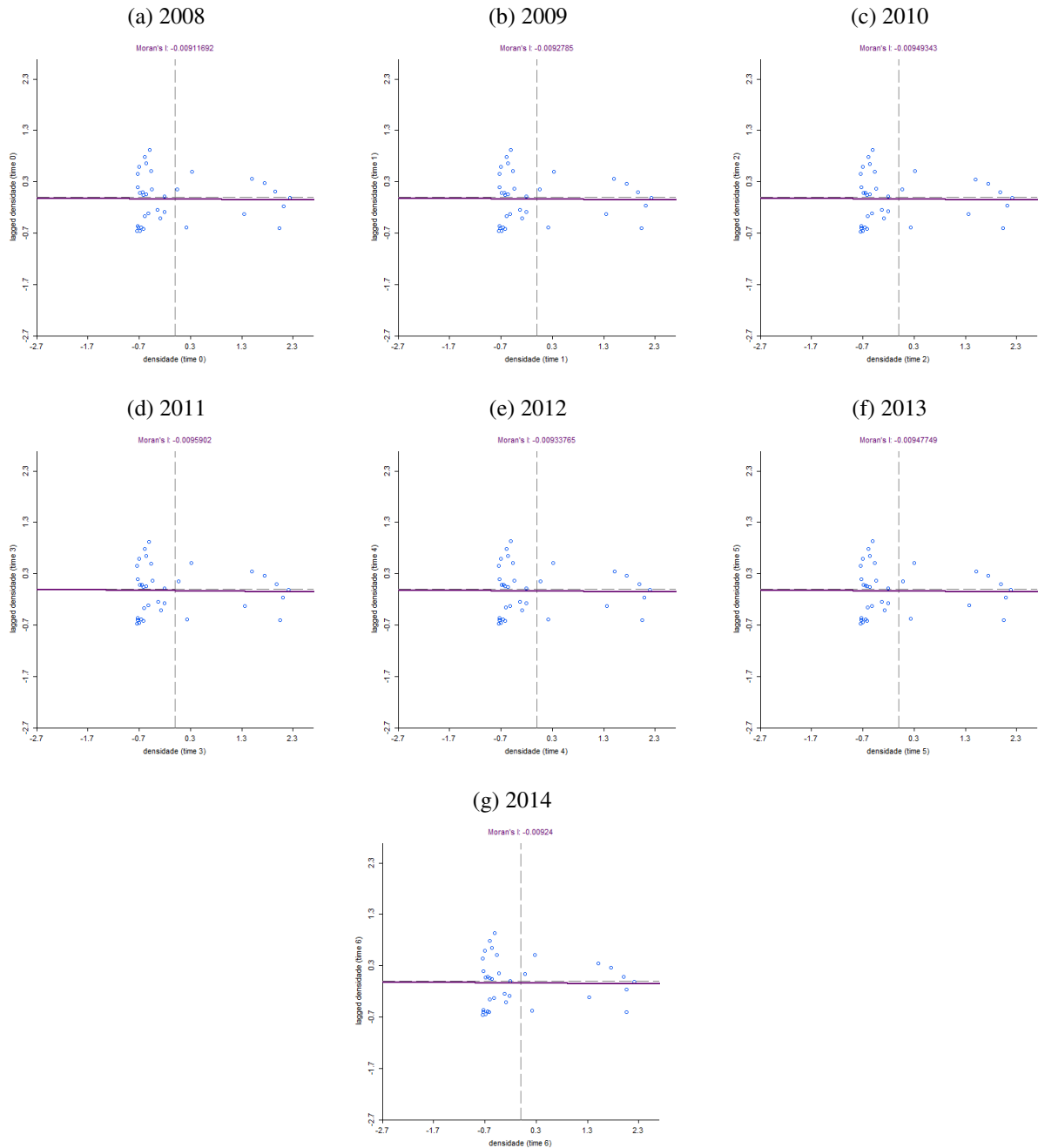
Nota: Matriz de pesos utilizada do tipo Queen. Fonte: Elaborado pelo autor com o software Geoda<sup>®</sup> (2017).

Figura 11 – Teste de dependência espacial local na taxa de latrocínios - Diagrama de Moran



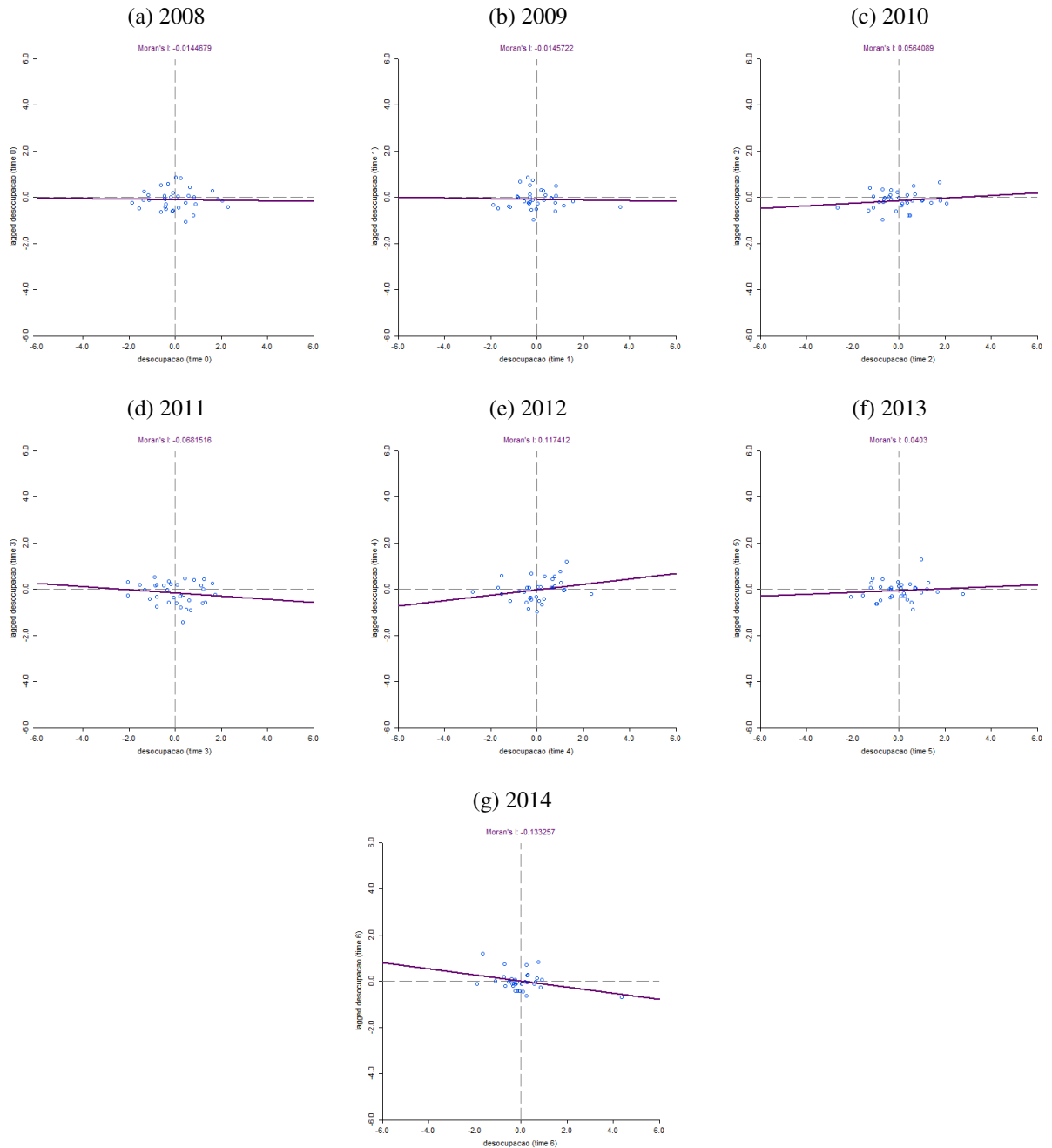
Nota: Matriz de pesos utilizada do tipo Queen. Fonte: Elaborado pelo autor com o software Geoda<sup>®</sup> (2017).

Figura 12 – Teste de dependência espacial local na densidade demográfica - Diagrama de Moran



Nota: Matriz de pesos utilizada do tipo Queen. Fonte: Elaborado pelo autor com o software Geoda<sup>®</sup> (2017).

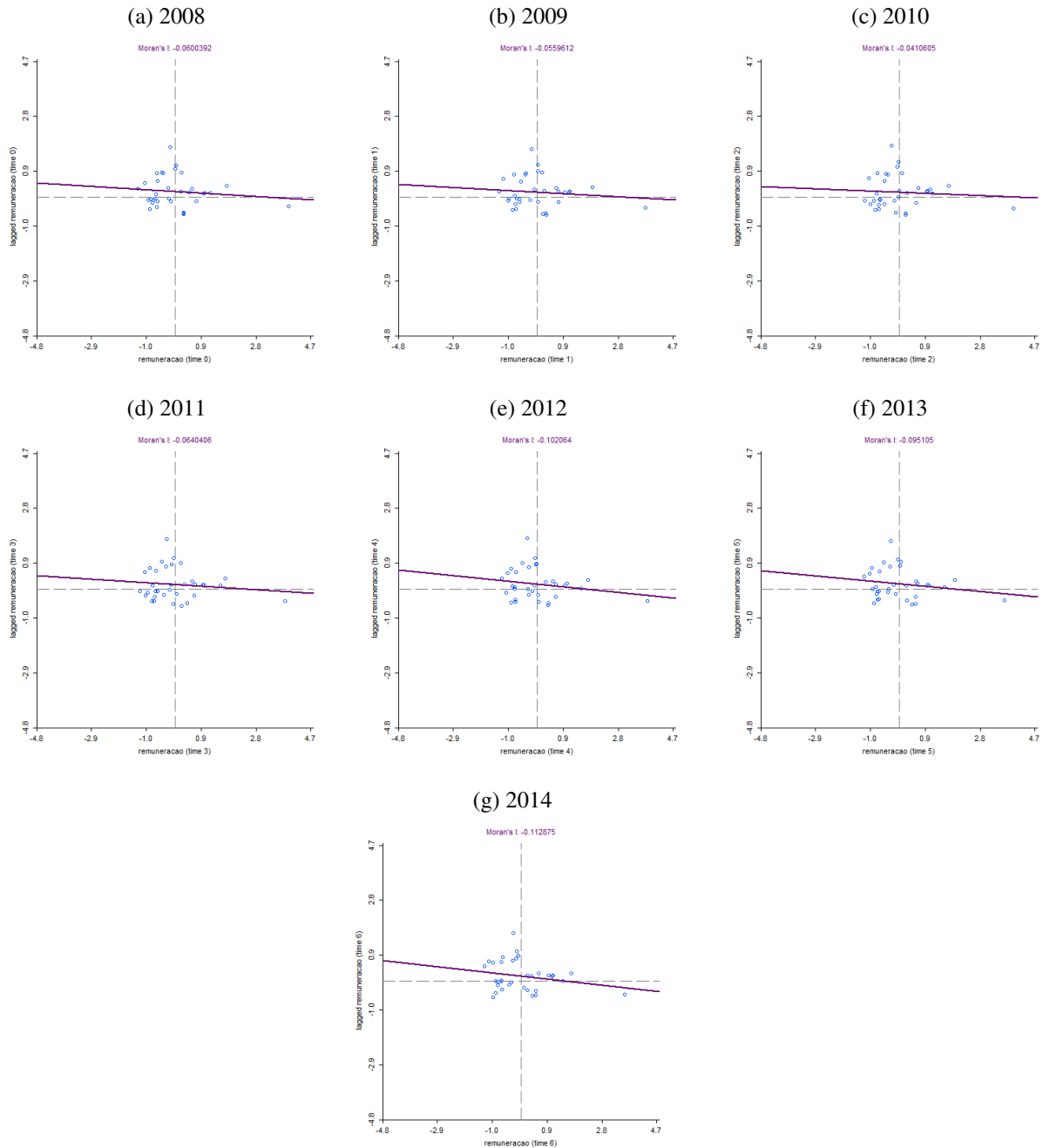
Figura 13 – Teste de dependência espacial local na taxa de desocupação - Diagrama de Moran



Nota: Matriz de pesos utilizada do tipo Queen. Fonte: Elaborado pelo autor com o software Geoda<sup>®</sup> (2017).

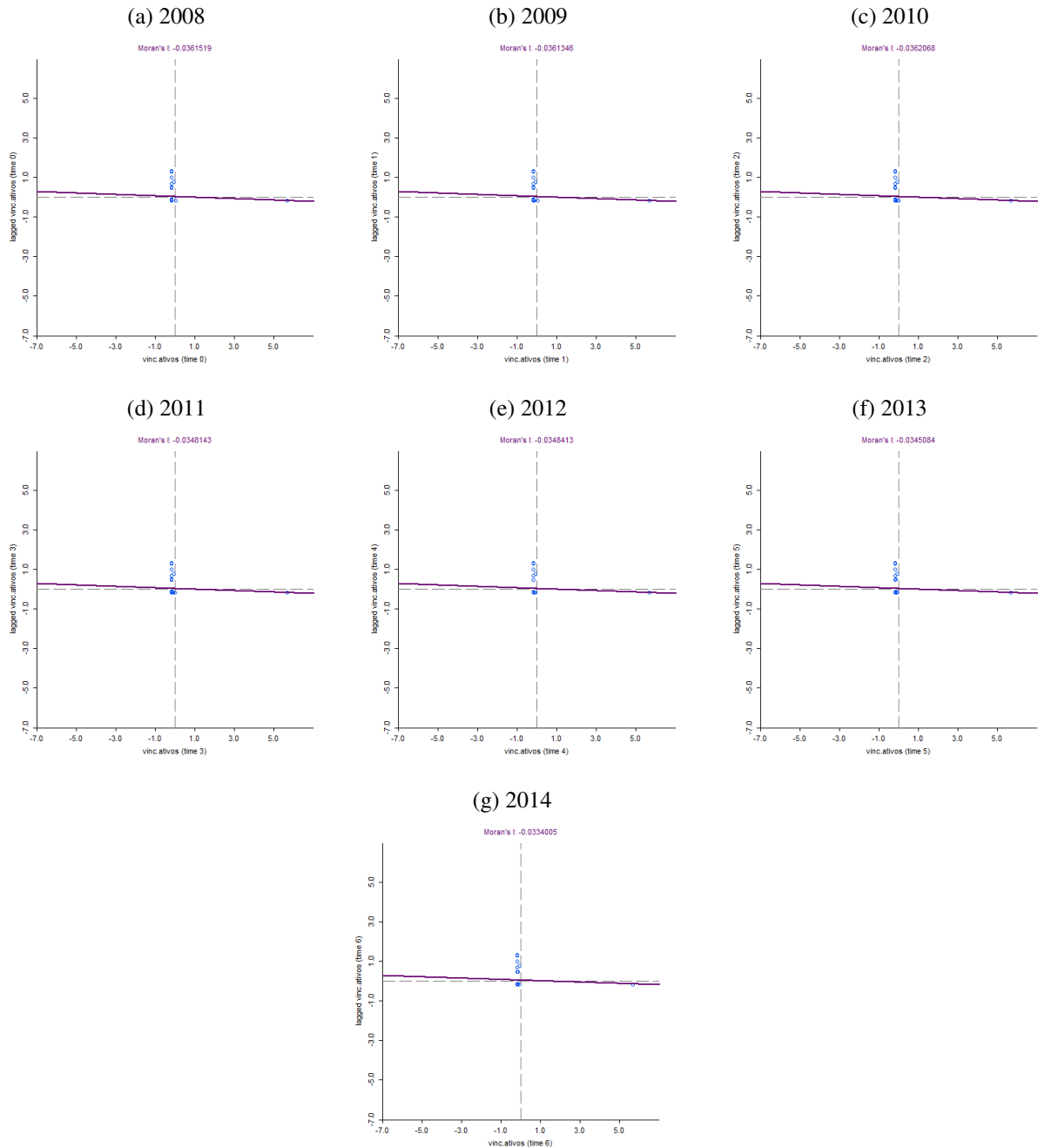


Figura 14 – Teste de dependência espacial local na remuneração média dos trabalhadores - Diagrama de Moran



Nota: Matriz de pesos utilizada do tipo Queen. Fonte: Elaborado pelo autor com o software Geoda<sup>®</sup> (2017).

Figura 15 – Teste de dependência espacial local nos vínculos policiais ativos - Diagrama de Moran



Nota: Matriz de pesos utilizada do tipo Queen. Fonte: Elaborado pelo autor com o software Geoda<sup>®</sup> (2017).

## ANEXO D – Complementos do estimador de efeitos fixos

Para facilitar a compreensão da equação do estimador de efeitos fixos exposta em 5.11, vamos expor a dedução das variáveis pós transformação *within* em função das mesmas variáveis sem a transformação, sendo necessário um conhecimento de álgebra matricial para tanto.

$$\vec{y}_i = \bar{y}_i - \vec{1}_T \bar{y}_i = \bar{y}_i - \vec{1}_T \left( \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T} \right) \quad (\text{D.1})$$

$$\text{Sabemos que: } \vec{1}_T = (1, \dots, 1)_{1 \times T} \quad (\text{D.2})$$

$$\vec{y}_i = \bar{y}_i - \vec{1}_T (T^{-1}) \vec{1}_T' \bar{y}_i \quad (\text{D.3})$$

$$\vec{y}_i = \bar{y}_i - \underbrace{\vec{1}_T}_{T \times 1} \underbrace{(\vec{1}_T' \vec{1}_T)^{-1}}_{1 \times 1} \underbrace{\vec{1}_T'}_{1 \times T} \bar{y}_i \quad (\text{D.4})$$

$$\vec{y}_i = \underbrace{\left( I_T - \vec{1}_T (\vec{1}_T' \vec{1}_T)^{-1} \vec{1}_T' \right)}_{Q_T} \bar{y}_i \quad (\text{D.5})$$

$$\vec{y}_i = Q_T \bar{y}_i \quad (\text{D.6})$$

$$\dot{y} = (I_N \otimes Q_T) y \quad \text{Formato totalmente matricial} \quad (\text{D.7})$$

Com análise semelhante,

$$\ddot{x} = (I_N \otimes Q_T) x \quad (\text{D.8})$$

$$\dot{\chi} = (I_N \otimes Q_T) \chi \quad (\text{D.9})$$

Agora, vamos nos concentrar na matriz  $Q_T$ , porque ela precisa ser simétrica e idempotente para que o estimador tenha suas propriedades. A idempotência já pressupõe simetria, então vamos provar que ela é idempotente e, por isso, ela será simétrica. O conceito de idempotência é que não importa a potência que essa matriz é elevada, o resultado será sempre igual, ou seja,

$$(Q_T)^n = Q_T \quad \forall \quad n \in \mathfrak{N} \quad (\text{D.10})$$

Se isso é verdade, então,

$$Q_T = Q_T Q_T = \left( I_T - \vec{1}_T (\vec{1}_T' \vec{1}_T)^{-1} \vec{1}_T' \right) \left( I_T - \vec{1}_T (\vec{1}_T' \vec{1}_T)^{-1} \vec{1}_T' \right) \quad (\text{D.11})$$

$$= I_T - \vec{1}_T (\vec{1}_T' \vec{1}_T)^{-1} \vec{1}_T' - \vec{1}_T (\vec{1}_T' \vec{1}_T)^{-1} \vec{1}_T' + \vec{1}_T (\vec{1}_T' \vec{1}_T)^{-1} \underbrace{\vec{1}_T' \cdot \vec{1}_T (\vec{1}_T' \vec{1}_T)^{-1}}_I \vec{1}_T' \quad (\text{D.12})$$

$$I_T - \vec{1}_T (\vec{1}_T' \vec{1}_T)^{-1} \vec{1}_T' = Q_T \quad (\text{D.13})$$

Então,  $Q_T$  é simétrica e idempotente.